

INSTITUT D'ETUDES POLITIQUES DE PARIS

TRAJECTOIRES REGIONALES DANS LA TRANSITION DEMOGRAPHIQUE ESPAGNOLE

Roser NICOLAU NOS

Thèse pour le Doctorat en Economie Appliquée (nouveau régime)
sous la direction de Georges TAPINOS

Décembre 1989

à Roser NOS et Ramon NICOLAU

Remerciements

Ce travail a été réalisé à l'Université Autonome de Barcelone, dans le Département d'Economie et Histoire Economique. En particulier mes rapports avec le groupe d'Histoire Economique de cette Université ainsi que celui de l'Université Centrale de Barcelone ont été très stimulants intellectuellement, mais de plus chaleureux, et cela m'a appris à aimer le travail d'enseignement et de recherche. J'ai également bénéficié de la création et la vitalité du Centre d'Etudes Démographiques catalan; je lui dois beaucoup et en particulier à Daniel Devolder qui a lu plusieurs versions de ce travail sur lesquelles il m'a fait toujours des remarques justes. Une autre institution catalane de laquelle je suis redevable est la Fondation Bofill qui m'a accordé une aide financière pour ma recherche.

Ce travail est présenté pour l'obtention d'un Doctorat à l'Institut d'Etudes Politiques de Paris. Les enseignements donnés dans cet Institut par l'excellent groupe de professeurs du D.E.A. de Démographie Economique ont été pour moi essentiels. Je remercie en particulier très vivement Georges Tapinos d'avoir suivi mon travail et de continuer aujourd'hui encore à m'aider à l'améliorer. Les années de stage à l'Institut National d'Etudes Démographiques et les multiples rapports entretenus avec différents chercheurs de ce centre ont été pour moi extrêmement intéressants. La bourse que m'a accordé le Gouvernement français pour étudier à Paris de 1980 à 1982 m'a donc été très profitable.

Finalement, le parcours qui m'a mené à la réalisation de ce travail a un début bien précis, le fait d'avoir eu Armand Sáez comme professeur en faculté de Sciences Economiques. Son approche des problèmes dans l'étude de la population a été décisive pour que je m'incline vers ces thèmes.

TABLE DES MATIERES

	page
Présentation	1

PREMIERE PARTIE

CHAPITRE 1.- REEXAMEN DU MODELE DE LA TRANSITION DÉMOGRAPHIQUE

1.1.- Les premières formulations du modèle de la transition: observations historiques et esquisse d'une théorie.	8
1.2.- L'influence du modèle de la transition sur l'orientation de la recherche démographique des quarante dernières années.	16
1.2.1.- La démarche de la démographie historique.	17
1.2.2.- La démographie moderne et l'analyse de la fécondité.	29
1.3.- La réfutation empirique du paradigme de la transition, ses reformulations et leurs limites.	39
1.3.1.- L'inadéquation des postulats du modèle de la transition à l'évolution des populations européennes préindustrielles.	40
1.3.2.- Le déclin séculaire de la fécondité en Europe et la révision de la notion de "transition de fécondité".	52

SECONDE PARTIE

TRAJECTOIRES REGIONALES DANS LA TRANSITION DEMOGRAPHIQUE ESPAGNOLE

CHAPITRE 2.- L'EVOLUTION DE LA FECONDITE AUX XIXe ET AU XXe SIECLES

2.0.- Introduction: les variables intermédiaires de la fécondité.	76
2.0.1.- Les dimensions physiologiques de la reproduction.	80
2.0.2.- Les pratiques d'allaitement maternel.	85
2.0.3.- L'incidence des pratiques contraceptives sur la fécondité des populations européennes du passé.	89

2.1.- La nuptialité.	95
2.1.1.- L'évolution de la nuptialité en Espagne et dans les pays d'Europe occidentale.	95
2.1.2.- Intensité et persistance des différences régionales de la nuptialité en Espagne et dans les pays d'Europe occidentale.	107
2.1.3.- La géographie de la nuptialité espagnole, 1787-1981.	114
2.1.4.- Vue d'ensemble sur l'évolution de la nuptialité.	126
2.2.- La fécondité légitime.	129
2.2.1.- L'évolution de la fécondité légitime en Espagne et dans les pays d'Europe occidentale.	129
2.2.2.- Intensité et persistance des différences régionales de la fécondité légitime en Espagne et dans les pays d'Europe occidentale.	141
2.2.3.- La géographie du déclin de la fécondité légitime en Espagne, 1787-1981.	145
2.2.4.- Vue d'ensemble sur l'évolution de la fécondité légitime.	164
2.3.- La fécondité générale.	172
2.3.1.- L'évolution de la fécondité générale et de ses composantes principales en Espagne et dans les pays d'Europe occidentale.	172
2.3.2.- Chronologie et trajectoires régionales de la baisse de la fécondité générale en Espagne.	183
 CHAPITRE 3.- L'EVOLUTION DE LA MORTALITE ET DE LA CROISSANCE NATURELLE DEPUIS LE XVIIIe SIECLE	
3.1.- La mortalité.	195
3.1.1.- La baisse de la mortalité dans les pays d'Europe occidentale.	195
3.1.2.- Les différences régionales de la mortalité espagnole, 1860-1980.	218
3.2.- La croissance naturelle.	227
3.2.1.- Evolution depuis le XVIIIe siècle de la croissance naturelle et de ses composantes dans quelques pays européens et discussion du modèle de la transition.	229

3.2.2.-	Esquisse de l'évolution de la croissance naturelle et de ses composantes en Espagne et ses régions pendant le XIXe et le XXe siècles.	238
CHAPITRE 4.- L'EVOLUTION DES MOUVEMENTS MIGRATOIRES ET DE LA CROISSANCE TOTALE DES REGIONS ESPAGNOLES		
4.1.-	Les courbes régionales de la croissance totale et de ses composantes.	247
4.2.-	Etude des comportements migratoires pendant la fin du XIXe et les premières décennies du XXe siècles.	261
4.3.-	Les mouvements migratoires dans le processus de transition des régions septentrionales de l'Espagne	269
CHAPITRE 5.- VUE D'ENSEMBLE SUR LES TRAJECTOIRES REGIONALES DANS LA TRANSITION DEMOGRAPHIQUE ESPAGNOLE		
		291

TOME II: ANNEXES

ANNEXE I. PRESENTATION GENERALE DES SOURCES DEMOGRAPHIQUES MODERNES DE L'ESPAGNE		
I.1.-	Les recensements de la fin du XVIIIe siècle.	2
I.2.-	Les recensements modernes de la population espagnole.	16
I.3.-	Les statistiques du mouvement naturel.	27
I.4.-	Les sources statistiques qui permettent d'estimer les mouvements migratoires.	35
I.5.-	Commentaire final à propos des problèmes des sources du XIXe siècle et de la discontinuité chronologique des études de la population espagnole.	38
ANNEXE II.- AU CHAPITRE II SUR LA FÉCONDITÉ.		
II.1.-	Sources et indices utilisés pour l'analyse de la nuptialité.	43
II.2.-	Sources et données disponibles pour l'étude de la fécondité générale et légitime en Espagne et indices utilisés.	49
II.2.1.-	Les statistiques du mouvement naturel, les indices traditionnels d'analyse de la fécondité et les indices de Princeton.	49

II.2.2.- Les enquêtes rétrospectives et le calcul des descendances des mariages.	63
ANNEXE III.- AU CHAPITRE III SUR LA MORTALITÉ ET LA CROISSANCE NATURELLE	
III.1.- Les tables de mortalité de la population espagnole.	68
III.2.- Les tables de mortalité des provinces et des régions espagnoles.	69
III.3.- Calcul des taux de croissance intrinsèque.	77
ANNEXE IV.- AU CHAPITRE IV SUR LES MOUVEMENTS MIGRATOIRES	80
ANNEXE V.- TABLES DE CORRESPONDANCE ET CARTES DES DIVISIONS TERRITORIALES DE L'ESPAGNE UTILISEES	98
ANNEXE VI.- CARTES DES INDICES DE NUPTIALITE ET DE FECONDITE POUR L'ESPAGNE, 1787-1981	104
ANNEXE VII.- TABLEAUX	
VII.1.- Statistiques des pays européens.	113
VII.2.- Statistiques des régions espagnoles.	143
VII.3.- Statistiques des provinces espagnoles.	164
BIBLIOGRAPHIE:	
1) Bibliographie générale.	203
2) Statistiques démographiques espagnoles.	235
Listes des graphiques, des cartes et des tableaux	240

PRESENTATION

Avant de présenter ce travail plus en détail, signalons tout d'abord que nous l'avons structuré en deux parties. Dans la première nous cherchons à montrer comment la théorie de la transition, de modèle descriptif de l'histoire des populations européennes du XVIIIe au XXe siècles, s'est transformée de fait en paradigme de la recherche démographique à partir des années 1940. Nous verrons alors que la base raisonnable qu'offrait ce modèle a permis la mise en marche de recherches ambitieuses autour de thèmes comme les mécanismes de la reproduction et la reconstitution du passé des populations européennes, mais qu'en même temps les résultats auxquels on est arrivé ont peu à peu ébranlé ses fondations empiriques. D'autre part nous essayerons de montrer aussi que la vision qu'offrait ce modèle a conduit la recherche démographique contemporaine à une impasse, du fait du rôle privilégié donné à la fécondité légitime au détriment des autres variables, ce qui a fait perdre la vision d'ensemble de la dynamique des populations.

Dans la seconde partie nous tentons l'aventure d'une interprétation de l'histoire de la population de l'Espagne et de ses régions en sortant des sentiers habituels offerts par le paradigme de la transition. Mais dans cette recherche, conduite avec l'humilité de celui qui s'avance dans l'inconnu, nous n'ignorons pas 40 ans de recherches antérieures, et au contraire nous utilisons le mieux que nous pouvons les données reconstruites sur le passé des populations européennes, ce qui nous sert de cadre nous permettant de contraster et d'analyser les maigres données dont l'on dispose actuellement pour les

régions espagnoles.

Afin de justifier et de situer notre travail, nous pouvons dire que, dans le cadre de la théorie de la transition, la croissance moderne des populations européennes a été considérée comme un fait inéluctable associé au processus d'industrialisation et de modernisation de ces sociétés. On a ainsi longtemps cru que cette croissance s'était toujours produite du fait du déclin plus rapide de la mortalité que celui de la fécondité, ce qui a conduit dans un premier temps les historiens à considérer que leur tâche principale était d'expliquer les causes du déclin de la mortalité en même temps que les démographes se sont intéressés chaque fois plus à chercher les origines des comportements modernes de limitation de la fécondité. Cette polarisation circonstancielle encouragée par le paradigme de la transition s'est maintenue jusqu'à nos jours sous une forme ou une autre, ce qui fait que l'on continue à parler d'une transition de la mortalité qui se serait produite en Europe à partir du milieu du XVIIIe siècle et d'une transition de la fécondité qui, mis à part le cas français, se serait déroulée à partir de 1870 environ. Bien que cette répartition des tâches ait permis de connaître de façon plus précise chacun de ces phénomènes isolément, elle n'a pas fait avancer la compréhension de la dynamique d'ensemble du processus de transition.

Dans ce cadre, l'Espagne, où la croissance démographique est restée faible pendant tout le XIXe siècle, a été considérée comme un exemple de pays à transition tardive, ce que semblaient confirmer les niveaux de la mortalité et de la fécondité à la fin du XIXe. Pourtant les courbes régionales de la croissance montrent un panorama très différent, ce qui a conduit à penser

simplement que la chronologie de la transition présentait de grandes variations régionales.

Les études sur l'histoire de la population espagnole ont elles aussi respecté la répartition des thèmes d'intérêt. On s'est ainsi occupé d'analyser l'histoire des crises de mortalité et leur impact différencié selon les régions. On a découvert cependant aussi de grandes disparités régionales de la nuptialité déjà au XVIIIe siècle et l'importance qu'avaient pu avoir alors les courants migratoires dans quelques régions. Cependant ce n'était là qu'une série de points de référence encore insuffisante pour expliquer l'évolution de la croissance des régions. Mais les études qui ont eu le plus de répercussion concernaient le déclin séculaire de la fécondité, et en particulier celui de la fécondité légitime¹. Les résultats les plus remarquables de ces travaux avaient été de montrer les différences très significatives de la chronologie du déclin de la fécondité légitime dans les régions espagnoles, et d'autre part, la forte cohésion régionale qui caractérisait le déroulement de ce processus. En effet, la baisse de la fécondité légitime s'est initiée en Catalogne pendant la première moitié du XIXe siècle et à exception fondamentalement des régions voisines elle n'a décliné de façon notable que cent ans plus tard dans le reste des régions.

La première question que nous discutons est la signification qu'on a donné à l'évolution de cette dernière variable, autrement dit nous nous demandons pourquoi le contrôle croissant de la fécondité légitime a semblé être le phénomène le plus remarquable

¹ LEASURE, J.W. 1962 et 1963 et LIVI BACCI, M. 1968.

de l'histoire démographique contemporaine. Chercher la réponse nous a conduit à un réexamen du modèle de la transition, ce qui constitue tout l'objet de la première partie de notre travail. Dans celle-ci, nous examinons ce qu'était ce modèle à ces origines, l'influence qu'il a exercé sur l'orientation de la recherche démographique des quarante dernières années et finalement comment les résultats empiriques de cette recherche ont conduit à une révision significative des postulats basiques de ce modèle.

En premier lieu, les études sur les populations européennes préindustrielles ont ainsi montré que leur dynamique pouvait être beaucoup plus complexe de ce que l'on avait imaginé; que la mortalité, mais aussi la fécondité et les migrations, variaient à moyen et à long terme plus que prévu, et pouvaient causer des fluctuations importantes dans leur croissance.

En second lieu, les études sur le déclin séculaire de la fécondité en Europe se sont trouvées aux prises avec des difficultés considérables et imprévues pour faire une distinction nette entre la fécondité pré et post-transitionnelle. La ligne de partage a été finalement tracée au coût de forcer beaucoup les catégories de "fécondité en régime naturel" et de "fécondité en régime contrôlé". De fait, la différenciation entre les facteurs qui limitent la fécondité pré et post-transitionnelle est devenue si subtile que certains auteurs en sont venus à penser que la généralisation de la contraception ne doit pas être considérée comme une rupture de la continuité historique, sinon comme une étape supplémentaire dans l'évolution des mécanismes de régulation démographique.

Dans cette perspective, la critique qu'avait formulé K.

Davis en 1963 aux premières études de la transition nous a semblé particulièrement intéressante. Cet auteur pensait qu'elles s'étaient trop limitées à l'étude de la réponse contraceptive à la baisse de la mortalité, et que par là elles avaient négligé d'autres réponses fonctionnellement équivalentes, qui auraient pu aussi réduire la croissance, comme par exemple le retard ou l'empêchement des mariages ou l'émigration. L'oubli de ces autres variables pouvait conduire à une compréhension insuffisante du processus de la transition et à bâtir des interprétations erronées du retard mis habituellement par les populations rurales à l'adoption de la contraception comme principal moyen de limiter leur croissance. Davis proposait de considérer la transition comme un processus à plusieurs phases et multiforme, du fait que les réponses à la croissance excessive de la population pouvaient être multiples et se combiner avec une intensité différente et de façon simultanée ou déphasée. Cette conception moins mécanique et linéaire du processus de la transition où l'on admet la possibilité qu'il puisse emprunter des chemins différents nous semblait servir mieux pour faire une histoire comparative des populations des régions espagnoles.

Cette histoire comparative et l'esquisse des schémas régionaux de la transition en Espagne constituent l'objet de la seconde partie de notre travail. Pour cela nous avons réuni et complété les séries des principaux indices et variables démographiques depuis l'apparition des statistiques modernes, de façon à tenter de délimiter leur importance dans l'évolution de la croissance régionale. Notre approche consiste à remonter des séries de la nuptialité et de la fécondité légitime à celle de la fécondité générale, puis en la combinant avec celle de la

mortalité, de retrouver la croissance naturelle des régions pour finalement voir apparaître la croissance totale après l'action des migrations.

Ces séries régionales sont encore trop incomplètes et les données parfois sujettes à caution, et pour cela nous commençons chaque chapitre par une présentation et une analyse des séries, généralement plus longues et plus sûres, de différents pays d'Europe occidentale. Ceci pouvait à notre avis servir de cadre et enrichir l'analyse des séries régionales espagnoles. Mais cet examen des séries européennes nous a servi aussi pour nous débarrasser de certains faux-semblants que l'on retrouve souvent dans les études sur la transition. De fait nous nous sommes forcés à séparer ce qui semble être prouvé de ce qui est encore du domaine de la conjecture à propos des variations au cours des deux derniers siècles de la nuptialité, de la fécondité légitime et de la mortalité dans ces pays.

La méthode que nous avons employé pour l'analyse régionale en Espagne nous conduit à étudier chaque variable séparément avant d'intégrer les effets de ces variations sur la croissance. Comme notre travail procédait de la reconnaissance des formes, les outils que nous avons employé pour l'analyse de chaque variable et de leur combinaisons ont été le dessin des trajectoires dans le temps pour chaque région, l'examen de l'évolution de la variance régionale et la recherche de la cohérence des phénomènes par une analyse cartographique.

L'objectif que nous poursuivons tout au long de cette seconde partie est alors de montrer que pendant la longue période pendant laquelle s'est produite le déclin séculaire de la fécondité légitime en Espagne, les disparités régionales de la

nuptialité, de la mortalité et des comportements migratoires ont été aussi très grandes; et qu'au delà de cette complexité apparente, il était possible de reconstruire des trajectoires régionales peu nombreuses, mais aussi différentes entre elles que celles que l'on trouve au niveau des pays européens.

PREMIERE PARTIE

CHAPITRE 1.- REEXAMEN DU MODELE DE LA TRANSITION DEMOGRAPHIQUE

1.1.- Les premières formulations du modèle de la transition: observations historiques et esquisse d'une théorie

Le terme de Révolution ou Transition Démographique¹ a été forgé pour décrire le schéma dessiné par l'évolution de la mortalité, la natalité et la croissance naturelle des populations des pays occidentaux pendant les deux derniers siècles. Ce schéma a été défini comme la succession logique de trois grandes phases historiques: la première et la dernière caractérisées respectivement par de hauts et de bas niveaux des taux bruts de mortalité et de natalité et dans les deux cas par une faible croissance naturelle. La phase intermédiaire, pendant laquelle se produit la transition proprement dite, se caractérise, dans ce schéma, par une phase de croissance naturelle de la population qui est la conséquence du décalage temporel entre la baisse de la mortalité et celle de la natalité. Cette phase de croissance est plus ou moins intense selon que ce décalage est ou moins long.

Au moment où le concept de transition démographique a été formulé on avait une connaissance relativement sommaire, et temporellement très limitée, de l'histoire des populations des pays occidentaux. Les données dont on disposait le plus abondamment étaient les séries des taux bruts de mortalité et de natalité extraites des statistiques du mouvement naturel, séries qui ne couvraient le plus souvent que la seconde moitié du XIXe

¹ LANDRY, A. 1933 et 1934; NOTESTEIN, F. 1945 et DAVIS, K. 1945.

siècle, et seulement dans le cas des pays nordiques remontaient jusqu'à 1750. Des indices plus raffinés, qui se référaient essentiellement à la mortalité, étaient calculés seulement pour quelques pays. On ne disposait pas de techniques d'analyse adaptées aux sources européennes dites "préstatistiques" et l'absence de données sur les populations d'autres régions du monde était presque absolue.

Les séries du mouvement naturel dont on disposait en Europe et pour les pays de colonisation anglo-saxonne permettaient de constater une décroissance forte et continue des taux bruts de mortalité et de natalité pendant la fin du XIXe et les premières décennies du XXe siècle. Les séries plus longues des pays nordiques signalaient la précocité relative de la baisse de la mortalité par rapport à celle de la natalité.

C'est sur cette base empirique que l'on a bâti un modèle d'ample généralisation historique qui distingue trois grandes phases dans l'évolution des populations occidentales, la durée, la chronologie et l'articulation de ces phases étant des aspects mal précisés par les premiers auteurs du modèle. Ce qui définissait et distinguait ces différentes phases du modèle était la manière dont la mortalité et la fécondité jouent dans la dynamique démographique:

- pendant la phase prétransitionnelle ou d'Ancien Régime Démographique (qui correspond à peu près à la période préstatistique), la fécondité dépend essentiellement, selon ce modèle, de facteurs biologiques et de traditions sociales peu changeantes, et ce sont les aléas et les fluctuations de la mortalité qui rythment l'évolution de la population et déterminent les cycles de sa croissance;

- la phase post-transitionnelle ou de Régime Démographique Moderne se caractérise par une mortalité faible et constante et par la généralisation de comportements préventifs réglant la fécondité². L'évolution de la fécondité dans ce régime aurait une influence fondamentale sur la structure et la croissance de la population;

- si la mortalité est considérée comme étant la variable et le ressort principal de la dynamique de l'Ancien Régime Démographique, et la fécondité du Régime Moderne, la phase de transition est alors le processus de substitution de la mortalité par la fécondité comme nouveau mécanisme de régulation démographique³.

L'argumentation logique qui structure ces trois phases du modèle est relativement simple: la mortalité et la fécondité sont directement associées de façon telle que la population tende en permanence vers un équilibre homéostatique. Cette loi générale adopte cependant une expression particulière dans le cadre de la théorie de la transition, car cette dernière fixe les conditions dans lesquelles se produira cet équilibre dans les sociétés traditionnelles et dans les sociétés modernes:

- les sociétés traditionnelles ne peuvent atteindre qu'un

²Nous utilisons ici le concept de contrôles ou de comportements préventifs dans un sens plus large que celui utilisé par Malthus qui se référait uniquement à la nuptialité. Les comportements préventifs comprennent donc tous ceux qui agissent sur les différentes variables intermédiaires de la fécondité, la contraception incluse.

³Dans les termes utilisés par Malthus, la transition serait la substitution des contrôles positifs par les contrôles préventifs, ces derniers entendus au sens large.

équilibre démographique de haute pression⁴ dans lequel les niveaux en permanence élevés de la natalité font peser la menace d'un fort potentiel d'accroissement de la population et font que le niveau de vie de larges secteurs de la population ne puisse pas augmenter et se consolider de façon significative au dessus du niveau de subsistances. La préservation de l'équilibre est le fait d'une mortalité forte. Mais cette mortalité est elle même inéluctablement instable et cet équilibre démographique ne se réalise qu'au travers de fluctuations⁵;

- dans les sociétés modernes, le contrôle et la régulation de la fécondité concourent à la réalisation d'un équilibre de basse pression entre la population et les ressources, assurant par là une plus grande stabilité, ce qui permet une augmentation du niveau de vie moyen bien au delà du niveau de subsistance⁶.

C'est à partir de la caractérisation et de l'opposition entre les équilibres démographiques pré et post-transitionnels, ou encore de haute et de basse pression, qu'est déduite et

⁴ L'expression d'équilibre de haute (ou de basse) pression entre la population et les ressources a été introduite par E.A. Wrigley. L'équilibre de haute pression correspond à ce que Malthus avait qualifié comme "situation à la chinoise" quand il se référait aux sociétés où les contrôles préventifs jouaient un rôle négligeable dans l'évolution de la croissance démographique. Notestein parle du "high growth potential" des populations prétransitionnelles.

⁵ Quand une proportion élevée des décès est due aux maladies infectieuses, le cours de la mortalité est affecté par de fortes poussées suivies par des phases de rémission.

⁶ Dans le nouveau régime démographique, selon LANDRY, A. 1934, p.46 et 90: "l'intention de régler la procréation n'est plus, dans la réalisation, guidée par une vie simple, celle d'assurer un niveau de vie accoutumé" ... "quand des vues économiques, dans l'acception stricte de ce mot, détermineront la procréation, ce sera souvent, non pas pour maintenir l'ancien niveau de vie, mais pour l'élever au profit des parents et au profit de la progéniture".

interprétée, dans le modèle, la succession de faits qui constituent le processus de transition, et qui correspond chronologiquement à la phase de croissance maximale de la population (encore appelée "croissance moderne"). Ce processus est ainsi divisé en deux étapes consécutives:

- la première, pendant laquelle se produit un fort accroissement naturel, s'initie avec une réduction substantielle de la mortalité; cette variable agit donc encore, pendant cette première étape de la transition, comme le principal ressort de la croissance et comme le facteur déséquilibrant de l'Ancien Régime Démographique;

- la seconde étape commence quand débute la baisse séculaire de la natalité et se termine quand le niveau de cette dernière rejoint celui de la mortalité; la baisse de la natalité est l'agent qui réalise la rupture avec l'Ancien Régime et permet le passage au Nouveau Régime et par conséquent accomplit la transition; autrement dit encore, le déclin de la natalité écarte la menace d'une reprise de la mortalité et impose les nouvelles conditions de l'équilibre et de la dynamique démographiques.

Ces deux étapes ont dans le modèle de la transition une relation de consécution bien déterminée: la baisse de la mortalité précède celle de la natalité. Cependant, la portée de cette relation n'est pas toujours très bien précisée, car, d'une part on présuppose qu'il existe une relation de causalité directe entre le déclin de la mortalité et celui de la natalité⁷, mais, d'autre part, on observe que les décalages temporels entre le

⁷Cette relation peut s'établir, par exemple, par le maintien du nombre relatif des naissances de remplacement, l'augmentation des probabilités de survie des enfants réduisant le nombre de naissances nécessaires au remplacement des générations.

début de ces deux déclin sont très importants et variables selon les pays. Le compromis généralement trouvé dans le cadre de la théorie de la transition est que la baisse de la mortalité est une condition nécessaire, mais non suffisante du déclenchement de la baisse de la natalité. Cette dernière est liée à une transformation plus profonde des sociétés traditionnelles que celle que nécessite la baisse de la mortalité. Selon les termes mêmes de Notestein:

"La réponse plus rapide de la mortalité que celle de la fécondité aux forces de la modernisation est probablement inévitable. La baisse de la mortalité est un objectif universellement acceptable et ne rencontre pas de barrières sociales durables. Mais la réduction de la fécondité nécessite une modification des valeurs sociales ... Toute société aux prises avec une mortalité élevée caractéristique de l'ère prémoderne doit avoir un niveau élevé de fécondité pour survivre. Toutes ces sociétés ont ainsi des arrangements ingénieux qui leurs permettent d'obtenir le nombre de naissances requis. Leurs doctrines religieuses, leurs codes moraux, leurs lois, l'éducation qu'elles dispensent, les coutumes sociales, leurs pratiques matrimoniales et l'organisation de leurs familles tendent tous vers le maintien d'un niveau élevé de la fécondité."⁸

Dans cette perspective on a tendu à considérer la baisse séculaire de la fécondité comme un processus innovateur, et la diffusion des connaissances en matière de techniques contraceptives ainsi que l'adoption d'attitudes prévoyantes et de comportements limitatifs de la descendance, comme un processus graduel. Ce processus se produit plus ou moins rapidement dans les différentes sociétés et groupes sociaux selon leur plus ou moins grande capacité d'adaptation aux transformations socio-économiques concomitantes au processus de modernisation. Les conditions plus complexes que requière la baisse de la natalité expliqueraient alors le fait que le processus de modernisation

⁸ NOTESTEIN, F. 1945, p. 39-41.

soit inévitablement associé à une croissance rapide de la population.

Le modèle de la transition est, comme nous l'avons vu, un modèle de l'équilibre démographique qui tend vers des argumentations circulaires et fermées: un des deux indices démographiques que contemple le modèle (à savoir la mortalité ou la natalité) peut toujours être situé et expliqué par l'autre. Ce modèle fait cependant appel à des facteurs non démographiques pour expliquer le passage d'un état d'équilibre ou d'un régime démographique à un autre. Ces facteurs sont associés à une croissance économique soutenue -à l'industrialisation- et au processus général de modernisation des sociétés, mais ils sont mal spécifiés et mal intégrés dans le modèle, ce qui fait que l'articulation des phénomènes démographiques décrits et des phases du modèle soit formulée de forme vague et peu rigoureuse.

Cependant, le mérite principal du modèle de la transition est d'avoir offert une description plausible de la croissance démographique moderne qui intégrait et résumait sous une forme logique les principales observations sur l'évolution des populations occidentales faites au vu des données disponibles dans les années 1940. Nous avons signalé que cet ensemble d'observations était très sommaire et que de nombreuses suppositions et conjectures sur le passé préstatistique et le futur post-transitionnel furent nécessaires pour bâtir ce modèle. Malgré cela, le modèle de la transition est devenu très tôt un paradigme essentiel de l'étude de l'histoire des populations occidentales autour duquel s'est constitué un ample consensus. Ce consensus s'est principalement effectué autour de l'argumentation logique du modèle qui paraît irréfutable, mais la

validité de ses présupposés dépendait d'une recherche empirique qui était encore à venir et de manière générale de la reconstruction de l'histoire des populations occidentales.

Dans cette section, nous avons essayé de reconstituer les propositions et les arguments des premiers formulateurs du modèle de la transition en précisant aussi sur quelle base empirique ils s'appuyaient. Dans la section suivante nous examinerons ce modèle sous une dimension qui nous paraît être aujourd'hui la plus importante, celle de son influence sur la recherche démographique postérieure. Et de fait, c'est parce que nous pensons que c'est à partir du modèle de la transition que s'est formé le paradigme dominant de la recherche démographique de ces dernières décennies que nous avons cru qu'il valait la peine de procéder à une relecture des premières formulations de ce modèle.

1.2.- L'influence du modèle de la transition sur l'orientation de la recherche démographique des quarante dernières années

Les premières formulations du modèle de la transition ont exercé, selon nous, une grande influence sur l'organisation et l'orientation de la recherche démographique d'après guerre. D'une part, le schéma de ce modèle a servi pour découper en périodes l'histoire des populations européennes et pour délimiter temporellement le champ de la recherche de la démographie historique et moderne. Mais plus important encore, la caractérisation qu'a fait ce modèle de la dynamique démographique des sociétés traditionnelles et modernes a pendant longtemps déterminé les sujets et les questions, les méthodes et les procédés de la recherche démographique. Dans cette section que nous avons divisé en deux parties nous verrons :

- comment la démographie historique qui s'est définie comme l'étude des populations d'Ancien Régime (ou d'avant la baisse séculaire de la fécondité) a adopté comme sujet d'étude principal l'analyse de la "mortalité traditionnelle" et du déclin de celle-ci au XVIIIe et au XIXe siècles; et comment ce n'est que dans des circonstances que l'on pourrait qualifier d'accidentelles qu'on a commencé à s'intéresser à l'analyse de la fécondité des populations européennes du passé;

- comment la démographie moderne s'est essentiellement centrée sur l'analyse de la fécondité et de ses déterminants et a mis l'accent de façon croissante sur l'étude de la baisse historique de la fécondité en Europe; et comment l'importance donnée à cet aspect de la transition a même tendu à éclipser les études sur l'évolution d'autres variables démographiques importantes comme le sont la mortalité et les migrations.

Nous pensons que la distinction de nature qui a été tracé par les premiers auteurs de la théorie de la transition entre populations pré et post-transitionnelles a grandement contribué à éloigner de façon excessive dans les pays occidentaux la pratique de la démographie historique de l'étude des populations actuelles. La démographie historique s'est occupée très peu de l'étude des changements démographiques du XIXe siècle. Les études sur les populations actuelles ont tendu à adopter habituellement une perspective temporelle très brève, l'observation du passé étant négligée car on pensait qu'elle n'apporterait pas de renseignements utiles pour comprendre l'évolution présente. Les difficultés techniques particulières de l'exploitation des sources démographiques anciennes ont accentué encore plus l'éloignement et une certaine méconnaissance réciproque entre ces deux branches de la même discipline.

1.2.1.- La démarche de la démographie historique

Si l'on passe en revue la bibliographie en démographie historique de ces quarante dernières années, et en particulier dans les vingt premières, on peut constater le pourcentage très élevé de travaux portant sur les populations européennes préindustrielles qui se sont concentrés sur la seule analyse de la mortalité. Quand, dans les années suivantes, a été abordé l'analyse de la fécondité, celle-ci était le plus souvent considérée et examinée comme un invariant. Ces travaux sont partis de l'hypothèse, soutenue par les premiers auteurs de la théorie de la transition, que la dynamique et la croissance démographique des sociétés agraires traditionnelles gravitaient

entièrement autour de l'évolution de la mortalité. Et de fait il a fallu parcourir un long chemin jalonné par la reconstruction de données démographiques anciennes pour pouvoir tester empiriquement cette hypothèse. Dans les lignes qui suivent nous essaierons de parcourir à nouveau les principales étapes de ce chemin et nous verrons comment les variables autres que la mortalité ont progressivement tendues à être considérées comme aussi importantes dans la détermination de la dynamique et la croissance des populations européennes préindustrielles.

L'exploitation agrégée des actes des registres paroissiaux

Les premiers travaux statistiques réalisés à partir des registres paroissiaux des populations européennes préindustrielles se limitaient à la simple exploitation agrégée des actes. Cette première approche des sources démographiques anciennes paraissait confirmer le caractère extraordinaire de la mortalité de ces populations. Les fluctuations extrêmes et de courte durée des séries de sépultures pouvaient être attribuées, sans équivoque aucune, à des variations brutales de l'incidence de la mortalité. Ces augmentations de la mortalité coïncidaient, comme on a pu l'observer à de nombreuses reprises, avec des montées des prix et des crises de subsistance, et elles se répercutaient négativement sur le nombre des mariages et des conceptions. Ces observations renforçaient l'idée que l'évolution des populations agraires traditionnelles était avant tout conditionnée par la surmortalité des années de disette et que l'atténuation et la disparition progressive de ces crises au cours du XVIIIe et du XIXe siècles, avait permis l'accroissement soutenu des populations européennes.

Mais, comme nous le verrons mieux dans la suite, il manquait aux premiers historiens de la population de nombreuses pièces et d'un procédé pour pouvoir reconstruire le puzzle de l'histoire des populations européennes pendant les derniers siècles de la période préstatistique, et ils ne considéraient pas eux-mêmes leurs conceptions de la dynamique de ces populations comme définitives. Cependant, il y avait en même temps comme un consentement tacite et complice qui permettait de dessiner les cycles de la croissance démographique et d'établir la chronologie des premières étapes de la transition à partir des seules séries de décès.

Les séries de mariages et de baptêmes étaient alors considérées comme moins importantes ou moins déterminantes, car on supposait que la nuptialité et la fécondité de ces sociétés n'auraient pas pu varier significativement à moyen et à long terme. L'observation et l'analyse de ces séries étaient d'autre part plus complexes. Leurs fluctuations de nature moins brusque et moins violente que celles de la mortalité et s'étalant sur des périodes de temps plus longues étaient moins facilement perçues, et quand elles l'étaient, il était difficile d'en comprendre l'origine et la signification du fait qu'on ne disposait pas du nombre ni de la structure par sexe et par âge de ces populations.

L'absence de recensements avant le XIXe siècle posait en effet un problème méthodologique important pour l'étude des données démographiques anciennes. Il a fallu trouver des procédés permettant d'évaluer le nombre et la structure des effectifs de la population pour pouvoir convertir les séries de baptêmes, de mariages et de sépultures -toutes tirées des registres paroissiaux- en séries d'indices de la fécondité, de la

nuptialité et de la mortalité. C'est seulement à partir de ces dernières qu'on a pu ensuite évaluer et pondérer précisément l'influence de chacune de ces variables sur la dynamique et la croissance des populations européennes du passé et qu'on a pu finalement tester la validité de certains des présupposés du modèle de la transition.

Dans les lignes qui suivent, nous verrons que les premiers pas faits vers la solution de cet important problème méthodologique, qui freinait le développement de la démographie historique, l'ont été avec un objectif qui n'était pas tellement de reconstruction historique mais qui répondait au besoin qu'avaient les analystes des populations actuelles des pays occidentaux de disposer d'une évaluation et des caractéristiques de la fécondité à son maximum biologique. Le fait que l'on ait été amené à les rechercher par l'étude des populations préstatistiques s'inscrit pleinement dans le cadre du paradigme de la transition, et c'est donc de manière que l'on pourrait qualifier d'accidentelle que les historiens de la population se sont trouvés munis d'un procédé qui leur permettait de calculer certains indices démographiques significatifs à partir des seuls renseignements donnés par les registres paroissiaux. Le fait que ce procédé fut spécialement approprié à l'analyse de la fécondité légitime ne découlait donc pas d'une demande ou d'une préoccupation des historiens de la population, mais, paradoxalement, par sa rigueur et sa nouveauté, il allait contribuer de façon définitive à la réorganisation de leur travail et à renouveler leurs thèmes d'études, et d'autre part à attirer des jeunes historiens qui autrement n'auraient probablement pas accordé la même importance à l'étude proprement

démographique des sociétés du passé.

La technique de reconstruction des familles de L. Henry

Au début des années cinquante, L. Henry s'est intéressé à une question qui préoccupait depuis quelques années les analystes de la fécondité des populations actuelles, à savoir ce que pouvait être la fécondité quand les facteurs biologiques étaient dominants. Henry pensa que les populations européennes du passé pouvaient lui offrir un champ d'observations et des renseignements utiles sur ce qu'il qualifia alors de fécondité naturelle. C'est ainsi que cet auteur qui à ce moment là ne se considérait pas lui même un démographe historien choisit, en fonction de la qualité de leurs registres paroissiaux, un nombre réduit de villages pour lesquels il procéda à évaluer la fécondité des mariages avant le XIXe siècle. Il croyait que ces évaluations lui permettraient de déterminer une sorte de toile de fond biologique de la fécondité et de préciser les caractéristiques de ce qu'il appelait la fécondité naturelle.

La recherche de Henry était basée sur l'hypothèse implicite que la fécondité était un invariant des populations traditionnelles et qu'elle était un facteur passif ou contingent de leur reproduction puisque seules les limites biologiques s'imposaient. Mais les données d'observation empiriques qu'il recueillit alors le conduisirent rapidement à nuancer son point de vue initial. En effet, il lui apparut vite que, dans les populations européennes préindustrielles, une série de contrôles contribuaient à retrancher un certain nombre d'enfants du "maximum biologique" et que des facteurs autres que les

biologiques avaient une incidence forte sur le niveau et l'évolution de la fécondité et donc sur la croissance démographique. Il explicite très clairement son changement d'attitude dans les deux phrases suivantes:

"J'ai commencé à m'intéresser à la démographie historique avec un point de vue de démographe parce que je cherchais ce que pouvait être la fécondité quand les facteurs biologiques étaient dominants. Puis je suis devenu peu à peu, sinon un historien, du moins extrêmement conscient que la démographie avait une dimension historique considérable."⁹

La technique qu'a mis au point Henry pour calculer la fécondité des mariages -qui permettait du même coup d'évaluer d'autres indices démographiques- a élargi substantiellement les possibilités d'utilisation et d'exploitation des registres paroissiaux et elle constitue une avancée considérable pour l'exploration en démographie historique. Comme nous l'avons vu auparavant, les historiens et les généalogistes avaient jusqu'alors utilisé les renseignements contenus dans les registres paroissiaux de façon très sommaire. Ces derniers, par exemple, étaient habitués à réunir de façon cohérente les différents événements du cycle de vie familial et à reconstruire ainsi des histoires particulières, mais ils ne disposaient pas d'un mode d'emploi qui leur permettait de faire des études agrégées et d'élaborer ainsi des statistiques significatives. Le mérite de Henry est donc d'avoir mis au point un procédé pour définir pour chaque individu des familles reconstruites, les durées pertinentes pendant lesquelles il avait été soumis au

⁹ commentaire de L. HENRY à LE BRAS, H. 1983, p. 10.

risque d'expérimenter un événement démographique déterminé¹⁰. De cette façon on a pu agréger les renseignements individuels et aboutir au calcul d'indices significatifs de la fécondité des mariages et d'autres variables démographiques.

La publication en 1956 et en 1967 de deux manuels présentant les nouvelles techniques d'analyse de la démographie historique et leur traduction et diffusion rapide dans d'autres pays ont contribué à ce que dans un laps de temps relativement court se multiplient les études monographiques dans tous les pays disposant de registres paroissiaux¹¹. Les premières monographies qui ont permis de mettre à l'épreuve la nouvelle méthode de reconstruction des familles sont devenues des classiques¹². M. Flinn (1981) a pu ainsi rassembler dans un livre récent les résultats d'un nombre considérable de monographies réalisées dans

¹⁰Dans le cas qui intéressait particulièrement L. Henry, la fécondité des femmes mariées, il fallait calculer, pour chacune des familles reconstruites, les années pendant lesquelles la femme était restée mariée et en situation de concevoir. Pour réaliser ce calcul on ne peut pas utiliser directement les renseignements relatifs aux naissances faute de quoi on risquerait d'aboutir à des mesures biaisées de la fécondité. En effet pour évaluer les effectifs de la population féminine ou le nombre de femmes-années soumises au "risque" de concevoir, il est nécessaire de recourir à d'autres sources documentaires que les bulletins de naissance. C'est seulement à partir de sources indépendantes de la fécondité que l'on peut établir si tel ou tel couple est encore en vie et s'il réside toujours dans la paroisse étudiée. C'est cette préoccupation pour retrouver la population d'ensemble au travers d'événements ponctuels affectant chaque fois quelques individus seulement qui qualifie le procédé de Henry comme une révolution méthodologique.

¹¹FLEURY, M. et HENRY, L. 1956 (1976 en bibliographie) et HENRY, L. 1967 (1980 en bibliographie).

¹²comme par exemple la monographie sur le village de Crulai et l'étude du patriciat de Genève à partir de généalogies oeuvres de GAUTIER, E. et HENRY, L. 1958 et HENRY, L. 1956.

toute l'Europe, et la présentation comparative qu'il en fait a été grandement facilitée par le fait que la méthode employée était dans presque tous les cas celle des manuels de Henry.

Malgré ce succès, il faut voir que les difficultés techniques liées à la mise en oeuvre de cette méthode ont imposé en pratique certaines limitations à la reconstitution des données démographiques anciennes:

- la reconstruction de familles est un travail très laborieux qui a conduit de nombreux chercheurs à se limiter à des études monographiques de villages dont la population était d'effectif réduit;

- dans ces monographies, le nombre de familles qui finalement peuvent être reconstruites est souvent très limité, empêchant par là même l'analyse des comportements démographiques différentiels des groupes sociaux;

- on est aussi souvent obligé, du fait des effectifs réduits de la population, d'agréger les actes sur des périodes de temps très longues, ce qui peut conduire à occulter des changements significatifs à court et à moyen terme dans les comportements démographiques. Cette limitation importante n'est pas considérée comme telle par de nombreux auteurs qui pensent qu'avant la fin du XVIIIe siècle (date qu'ils choisissent généralement comme terme de leurs monographies) les sociétés avaient des marges d'adaptation démographique très étroites;

- la préférence très marquée pour les petits villages ruraux a conduit à observer de façon privilégiée les familles et les individus parmi les plus sédentaires, ceux qui restent dans la paroisse étudiée. L'étude des secteurs les plus mobiles (géographiquement et par là socialement) de la population, comme

par exemple les populations urbaines, demandent un effort considérablement plus grand dans l'organisation et dans la manipulation de l'information qui a très souvent découragé les chercheurs, ce qui fait que l'on connaisse très mal les mouvements migratoires dans ces sociétés agraires traditionnelles et leurs interactions avec les autres variables démographiques.

Certaines études ont pourtant pu dépasser ces limitations qui paraissent inhérentes à la technique de Henry. Ces travaux qui font figure d'exception dans l'ensemble de ceux qui ont utilisé la technique de reconstruction des familles sont des études qui portent sur: les comportements démographiques de groupes sociaux particuliers¹³, les populations urbaines¹⁴ et les changements intervenus dans les populations européennes à la fin du XVIIIe et au XIXe siècles¹⁵, et en particulier la baisse séculaire de la fécondité. L'étude d'un échantillon représentatif des paroisses françaises a permis, par exemple, d'explorer les premières étapes du déclin séculaire de la fécondité française¹⁶.

La technique de reconstruction des familles de Henry a donc été un instrument très important pour l'étude des populations européennes du passé et elle est irremplaçable pour l'étude de la

¹³LIVI BACCI, M. 1983 donne les références et compare les résultats d'études faites en Europe sur l'aristocratie, la bourgeoisie et d'autres groupes urbains comme les juifs.

¹⁴voir par exemple BARDET, J.P. 1983 et PERRENOUD, A. 1985b.

¹⁵LEVINE, D. 1977 fait ainsi une étude comparative de trois villages anglaises ayant une structure socio-économique différente.

¹⁶Les résultats de cette études ont été publiés dans les quatre articles suivants qui se rapportent chacun à un quart environ du territoire de la France: HENRY, L. 1972a et 1978a; HENRY, L. et HOUDAILLE, J. 1973 et HOUDAILLE, J. 1976a.

fécondité légitime de ces populations. Cependant, comme nous le verrons dans la suite, deux projets remarquables, réalisés en France et en Angleterre et achevés de façon relativement récente, ont montré qu'il existe d'autres procédés et méthodes pour reconstituer les séries historiques des principales variables et indices démographiques.

La reconstitution de la population de la France et de l'Angleterre et Galles avant le XIXe siècle

L'objectif de ces deux projets était de reconstruire l'évolution de la population et de ses composantes principales, ainsi que les séries des indices démographiques les plus significatifs de ces deux pays sur une période de temps la plus longue possible, jusqu'au XIXe siècle. Pour aboutir à cet objectif, leurs auteurs ont recouru à l'exploitation d'échantillons significatifs des registres paroissiaux et à des techniques indirectes pour corriger leurs lacunes et pallier l'absence de recensements.

Le projet français a été réalisé par l'Institut National d'Etudes Démographiques (I.N.E.D.) de Paris. En 1959, cet institut a entrepris sous la direction de L. Henry, une grande enquête par sondage sur les registres paroissiaux d'un échantillon sur toute la France de 30 villes et de 375 villages ruraux. Cette enquête couvre la période 1670-1829, mais les résultats publiés jusqu'ici se rapportent seulement à la période 1740-1829¹⁷.

¹⁷ Les premiers résultats d'ensemble ont été publiés dans un numéro spécial de Population de novembre 1975.

Cinq années plus tard, en 1964, le "Cambridge Group for the History of Population and Social Structure" entreprit un projet similaire de reconstitution de l'évolution de la population de l'Angleterre Galles depuis le début de l'enregistrement paroissial en 1538 jusqu'à 1870¹⁸. Dans ce projet furent utilisés les relevés de baptêmes, de mariages et de sépultures de 404 paroisses anglicanes ainsi que les registres de décès de Londres, et ces séries furent complétées par celles de l'état civil et par les données des recensements de la population du XIXe siècle antérieurs à 1871.

L'objectif premier de ces deux grandes enquêtes à partir des registres paroissiaux était de déterminer les séries de naissances et de décès nationales, ces derniers distribués par sexe et par âge. La méthode employée pour la reconstitution des données de la population est différente dans ces deux projets en raison même de la différence de leur procédé d'évaluation des décès par âge¹⁹. Dans le cas anglais on a ainsi rétroprojeté les

¹⁸ Les résultats sont publiés par WRIGLEY, E.A. et SCHOFIELD, R.S. 1981.

¹⁹ L'absence des âges du défunt dans les actes de sépulture a été une des principales difficultés du projet anglais. Il en découle que une grande partie de l'originalité de cette reconstruction est la solution adoptée pour distribuer les décès par âge. Ainsi, à partir de la classification de la population par sexe et par âge dans un recensement et du nombre total des naissances et des décès pendant les cinq années précédentes, les décès sont distribués par âge en utilisant une table de mortalité. Le réseau de tables types de mortalité de Coale et Demeny -modèle nord- a servi pour classer ces décès pendant toute la période sur laquelle s'étend la reconstitution. Une autre difficulté majeure du projet anglais par rapport au français a été la nécessité de procéder à une évaluation des migrations nettes et leur répartition par âge, cette dernière circonstance multipliant le nombre d'inconnues du problème, et obligeant à l'adoption dans ce projet d'une méthode de calcul itérative de cette rétroprojection, autre originalité de ce travail.

données du recensement de 1871 grâce aux séries de naissances et de décès reconstituées et on a calculé les effectifs passés de la population et leur distribution par sexe et par âge, de façon plus précise en ramenant en arrière la pyramide d'âge en rajeunissant de cinq ans en cinq ans chaque groupe d'âge et en y ajoutant l'estimation du nombre de décédés ou de migrants de même âge pendant ces périodes de cinq ans. Dans le cas français la distribution des décès par sexe, par âge et par période, évaluée d'après l'échantillon de registres paroissiaux, a été utilisée directement pour calculer la distribution de la population par sexe et par âge à intervalle de cinq ans.

Cette reconstitution à différentes dates des effectifs par sexe et par âge de la population de la France et de l'Angleterre a permis de calculer les séries des composantes du mouvement naturel (les taux bruts) et des séries d'indices plus raffinés de la mortalité et de la fécondité comme sont l'espérance de vie à la naissance et le taux brut de reproduction²⁰.

Ces deux projets constituent en quelque sorte le point culminant et l'aboutissement des quarante dernières années de la démographie historique. Leur mérite principal est d'avoir permis de répondre à certaines questions essentielles sur l'évolution démographique et ses déterminants en France et en Angleterre dans

²⁰ Pour connaître l'évolution de la fécondité légitime et de la nuptialité de la population rurale de la France, l'I.N.E.D a réalisé un dépouillement nominatif exhaustif des registres d'un sous-échantillon de 40 villages ruraux (sur les 375 de l'enquête) dont on a reconstruit les familles (références. cf note 16). Les estimations qu'a fait le Groupe de Cambridge de l'évolution du célibat définitif, de l'âge moyen au premier mariage et de la fécondité des mariages en Angleterre et Galles se basent sur la reconstruction des familles de 13 paroisses (voir WRIGLEY, E.A. et SCHOFIELD, R.S. 1983a).

les siècles précédents l'apparition de l'enregistrement statistique moderne. De plus leur caractère exemplaire incite à des travaux analogues dans d'autres pays ou régions européens, et préfigure donc les développements futurs de la démographie historique.

Dans la section 1.3.1, nous examinerons les principaux résultats de ces reconstructions et leur adéquation aux postulats du modèle de la transition. L'objectif de la présente section, que nous voudrions maintenant rappeler, est de montrer comment ces postulats ont guidé pendant les années d'après guerre la recherche de la démographie historique et de la démographie moderne dont nous nous occuperons maintenant.

1.2.2.- La démographie moderne et l'analyse de la fécondité

La chute des taux de natalité dans les pays européens a causé depuis la fin du XIXe siècle une préoccupation considérable. Cette préoccupation était due fondamentalement aux implications que la baisse séculaire de la fécondité et ses fluctuations à plus court terme auraient sur la croissance et sur la structure par âge des populations de ces pays. Les démographes qui au début du XXe siècle étaient très mal pourvus pour l'analyse de la fécondité se sont tournés progressivement vers celle-ci, et l'étude de cette variable est devenue le noyau central du développement de l'analyse démographique moderne. La formulation du modèle de la transition dans les années trente et quarante a eu une grande influence sur la forme selon laquelle ont été définis les objectifs et les procédés de l'analyse de la fécondité.

Dans une ébullition d'interprétations alarmistes sur le

déclin séculaire de la fécondité qui mettaient en oeuvre des explications biologistes et moralisantes, la formulation du modèle de la transition a introduit un élément de rationalité qui a permis d'aborder cette question sous un angle plus calme. Ce modèle a cherché à placer le déclin de la fécondité dans un contexte historique particulier qui était celui du déclin de la mortalité et du processus général d'industrialisation et de modernisation des sociétés. Dans ce contexte, le déclin de la fécondité était du point de vue de son intensité associé et comparé au déclin de la mortalité, mais il était cependant considéré du point de vue de sa nature comme étant un phénomène différent et relativement indépendant du déclin de la mortalité, qui ne pouvait s'amorcer et se dérouler que quand les sociétés atteignaient un certain degré de modernisation, plus grand et par là consécutif à celui qui est nécessaire au recul de la mortalité. Cette interprétation ambiguë de la baisse séculaire de la fécondité permettait aux premiers auteurs de la théorie de la transition d'établir des comparaisons entre pays et, par là, de prédire que dans les pays occidentaux, l'interruption de la baisse de la fécondité se produirait à une date prochaine, quand les niveaux de cette variable retrouveraient un nouvel équilibre en rapport avec le niveau faible et stabilisé de la mortalité; et que dans les pays en voie de développement et dans toutes les sociétés atteintes par une réduction forte et soutenue de la mortalité il se produirait, tôt ou tard, une réduction similaire

de la fécondité²¹. Ces auteurs ont aussi prédit que le retard relatif de la baisse séculaire de la fécondité par rapport à celle de la mortalité était un fait quasi inévitable et universel.

L'évolution démographique après la seconde guerre mondiale a paru confirmer en partie ces prédictions, mais elle a fait aussi apparaître de nouvelles questions auxquelles la théorie de la transition telle qu'elle avait été articulée et formulée dans les années trente ne pouvait pas répondre.

D'une part, l'interruption de la baisse de la fécondité dans les pays occidentaux a paru effectivement signaler que leurs populations tendaient vers un nouvel équilibre; cependant surgit rapidement la question de savoir si l'équilibre atteint serait stable, comme l'avaient prédit les premiers auteurs de la théorie de la transition, ou si la fécondité et la croissance de la population suivrait une évolution cyclique, et, dans ce dernier cas, comment expliquerait-t'on ces fluctuations.

D'autre part, la baisse rapide de la mortalité dans les pays en voie de développement et leur intense croissance démographique ont conduit à ce que les questions que l'on se posait sur le processus de transition de fécondité soient formulées de façon plus précise, mais aussi avec plus d'urgence historique: quand, comment et pourquoi diminuera la fécondité dans les pays non-occidentaux? quelles sont les conditions préalables et nécessaires pour qu'une population entame le processus de

²¹Ces prévisions faisaient appel au sens commun et elles se conformaient ainsi à l'affirmation si générale et par là difficilement réfutable que la relation entre la mortalité et la fécondité était une force latente qui poussait en permanence les populations vers un état d'équilibre.

transition de fécondité? quels résultats des études de la transition des pays occidentaux peuvent être utiles pour l'élaboration de prévisions et pour la formulation de politiques démographiques dans les pays aujourd'hui en voie de développement?

Pour répondre à ces questions sur l'évolution démographique contemporaine on s'est tourné vers l'étude de la transition des populations européennes. C'est ainsi que la recherche démographique contemporaine s'est attachée avec grand intérêt à la reconstruction et l'analyse de l'évolution de la fécondité dans ces pays depuis le XIXe siècle.

Le cadre que nous venons de tracer permet de mieux comprendre pourquoi le début de l'analyse moderne de la fécondité a été beaucoup plus tardif que celui de la mortalité²², mais que, par contre, son développement a été plus intense pendant le XXe siècle et surtout après la seconde guerre mondiale. La définition d'indices plus raffinés de la fécondité²³, l'utilisation de

²² Sur les débuts de l'analyse moderne de la fécondité, voir LE BRAS, H. 1981.

²³ Le calcul des "taux spécifiques de natalité" a permis par exemple d'éliminer les effets de structure -par sexe, âge, état civil, etc.- de la population sur l'évolution du nombre total des naissances et des taux bruts. Ces taux spécifiques de natalité, les indices synthétiques qui les résument et de nombreux autres indices de la fécondité (que nous commentons en annexe II.2) ont été définis au XXe siècle en même temps qu'augmentait le nombre et le détail des sources statistiques disponibles relatives à la fécondité.

nouvelles techniques d'analyse²⁴ et l'apparition de sources statistiques plus complètes ont permis d'approfondir l'analyse de cette variable en augmentant progressivement le niveau de détail avec lequel sont étudiés ses composantes.

Le nombre relativement élevé de travaux réalisés pendant les dernières années sur l'évolution de la fécondité est la meilleure preuve de l'intérêt qu'a suscité ce sujet de recherche pour la démographie moderne, intérêt qui a même tendu à éclipser l'étude de l'évolution d'autres variables importantes comme la mortalité ou les migrations. C'est ainsi qu'aujourd'hui nous sommes, sur le front de la connaissance démographique, dans une situation bien différente de celle dans laquelle on se trouvait au début du XXe siècle. Si à ce moment là l'analyse de la mortalité était beaucoup plus riche que celle des autres variables, aujourd'hui c'est probablement sur l'évolution de la fécondité des populations occidentales et les mécanismes de ses variations que nous disposons d'une connaissance et de descriptions les plus détaillées.

Dans les lignes qui suivent nous présenterons deux des principales études de l'évolution de la fécondité dans les pays occidentaux avant d'en commenter les résultats dans les sections

²⁴La généralisation de l'analyse longitudinale de la fécondité après la seconde guerre mondiale signifie un progrès très sensible dans l'observation de cette variable. L'analyse transversale ou du moment, utilisée habituellement pour l'étude de la mortalité, oblige à se référer à une génération fictive et par conséquent à raisonner sur la base d'une plus grande abstraction statistique. De plus, cette optique d'analyse qui décrit les conditions d'un moment déterminé renvoie plus aux phénomènes conjoncturels qu'aux tendances longues. L'analyse longitudinale permet de réunir et de reconstruire l'histoire féconde et les comportements reproductifs de générations historiques particulières et ainsi de mieux observer l'évolution de cette variable à long terme.

suivantes. L'importance de ces travaux résulte en grande partie de la perspective que leur donne l'emploi de longues séries historiques et leur comparaison pour de nombreux pays. Ainsi:

- dans un livre publié en 1979, P. Festy a réuni -et dans de nombreuses occasions a lui même établi- les séries historiques des principaux indices de la fécondité pour les différents pays occidentaux. A partir de ces séries qui couvrent dans la majorité des cas les 100 dernières années, cet auteur a réalisé une analyse comparative exemplaire des niveaux de la fécondité dans ces pays vers 1870, de la chronologie et des caractéristiques de la baisse qui s'y est produite entre 1870 et 1930, ainsi que de ses fluctuations après la seconde guerre mondiale; cette étude s'arrête cependant, dit l'auteur:

"au seuil de l'analyse causale, mais en s'efforçant de montrer du doigt les points saillants dont les variables économiques, psychologiques ou sociologiques devraient rendre compte et en ayant donné un contenu concret à ces moments forts"²⁵;

- l'Office de Recherche de la Population de Princeton a entrepris en 1963 un grand projet d'étude de la baisse séculaire de la fécondité en Europe. Selon A. Coale, le directeur de ce projet, l'Europe constitue un "laboratoire statistique unique où on peut étudier les conditions dans lesquelles une population recourt à la restriction volontaire de la fécondité"²⁶. On pensait donc que les résultats de ce projet pouvaient avoir un intérêt général qui dépasserait son cadre temporel et géographique, car on croyait, comme l'avait dit Notestein: "les principes élaborés pour rendre compte de l'évolution européenne

²⁵ FESTY, P., 1979a, p. 4.

²⁶ COALE, A.J., 1969, p. 4.

pourraient être largement transférés, dans des conditions appropriées"²⁷.

C'est pourquoi dans les différents travaux qui présentent les résultats d'ensemble de ce projet on trouve toujours un dernier chapitre habituellement intitulé: "leçons du passé: conséquences politiques des études historiques sur la fécondité"²⁸. C'est à dire plus précisément ceci: à partir de l'observation de la transition de fécondité dans les pays occidentaux, que peut on dire et comment agir sur l'évolution démographique présente et future des populations non-occidentales.

Plus concrètement, l'objectif de ce "projet de Princeton" était double:

- premièrement reconstruire l'évolution de la fécondité dans chacune des presque 600 provinces de l'Europe -Russie comprise. Cette reconstruction s'est faite dans chaque cas depuis la date la plus ancienne pour laquelle on disposait des recensements et des statistiques du mouvement naturel. Le manque de détails -en particulier la classification des naissances par âge de la mère- dans les statistiques provinciales a conduit à définir une série d'indices comparatifs de la fécondité qui s'écartent des indices

²⁷ "the principles drawn on for the account of Europe would be widely transferable under appropriate circumstances" NOTESTEIN, F.W., 1953, p.21. Rappelons que Notestein, un des premiers formulateurs de la théorie de la transition, a été aussi le premier directeur de l'Office de Princeton.

²⁸ "Lessons from the past: policy implications of historical fertility studies" est ainsi le titre du dernier chapitre de COALE, A.J. et WATKINS, S.C. 1986 qui est actuellement la référence principale sur ce projet.

qui étaient alors traditionnels²⁹. Ces indices ont comme propriété de permettre de décomposer la fécondité générale en deux de ses composantes principales: la fécondité légitime et la nuptialité³⁰. A partir de ces séries on pensait pouvoir déterminer la date précise à laquelle aurait commencé la transition de fécondité dans chacune des provinces de l'Europe;

- deuxièmement préciser les conditions socio-économiques dans lesquelles se serait produite cette transition de fécondité. Le manque de données a obligé à réduire ces conditions à des indices très simples de l'urbanisation, la structure de l'occupation, l'alphabétisation, la mortalité, etc. A partir de ce vaste ensemble de données provinciales on pensait tester certaines des explications du déclin de la fécondité et certaines des relations que les différentes versions de la théorie de la transition avaient établies entre ce déclin et d'autres processus de modernisation des sociétés.

Sept monographies de pays européens³¹ ainsi que de nombreux

²⁹ Ces indices définis par COALE, A.J. 1965 et que nous présentons en annexe II, peuvent être calculés à partir d'une simple classification de la population par sexe, par âge et par état civil et des nombres totaux de naissances légitimes et illégitimes.

³⁰ Dans les premières formulations de la théorie de la transition on a guère prêté attention à l'influence de la nuptialité sur la fécondité des populations européennes du passé. C'est à Hajnal qu'il faut attribuer la mérite d'avoir révélé dans les années cinquante l'importance de cette liaison (HAJNAL, J., 1953a et 1965). Ainsi un aspect très positif du projet de Princeton est d'avoir incorporé l'analyse de la nuptialité dans l'étude de la fécondité européenne.

³¹ COALE, A.J., ANDERSON, B. et HARM, E. 1979 sur la Russie; KNODEL, J. 1974 sur l'Allemagne; LESTHAEGHE, R. 1977 sur la Belgique; LIVI BACCI, M. 1971 et 1977a sur le Portugal et l'Italie respectivement; TEITELBAUM, M.S. 1984 sur l'Angleterre et VAN DE WALLE, E. 1974 sur la France.

articles³² on fait connaître les résultats de ce projet. Un livre collectif, rédigé par différents chercheurs impliqués dans ce projet et édité par A.J. Coale et S.C. Watkins (1986), en présente les résultats principaux et les conclusions générales. Nous discuterons de ces résultats dans la section suivante.

Dans cette section nous avons voulu montrer comment les postulats de la théorie de la transition ont joué un rôle fondamental en tant qu'hypothèses heuristiques -orientatrices et directrices- de la recherche démographique des dernières décennies. Nous avons essayé de montrer comment ces hypothèses ont produit une polarisation entre la démographie historique et la démographie moderne qui s'est traduite à son tour par une polarisation analogue entre l'analyse de la mortalité et de la fécondité du fait que la première de ces variables a été considérée comme le déterminant principal de la dynamique démographique des sociétés agraires traditionnelles et la seconde de celui des sociétés modernes et industrialisées. Nous avons voulu aussi montrer comment les progrès méthodologiques et les résultats de la recherche dans ces deux branches de la démographie ont permis d'étendre et d'enrichir progressivement le champ d'observation sur lequel on puisse tester les postulats du modèle de la transition.

Dans la section suivante nous présenterons certains des résultats importants de la reconstruction de l'histoire des populations européennes réalisée pendant les dernières décennies et nous examinerons leur adéquation aux postulats du modèle de la

³² La liste complète des collaborateurs du projet se trouve dans la préface de COALE, A.J. et WATKINS, S.C. 1986, p. XX-XXI; Ce livre présente aussi une bibliographie qui inclut tous ces articles.

transition.

1.3.- La réfutation empirique du paradigme de la transition, ses reformulations et leurs limites

Dans cette section nous verrons comment les nouvelles observations historiques faites par la recherche démographique des quarante dernières années ne s'ajustaient pas toujours aux prédictions du modèle de la transition et comment elles ont paru remettre en cause un de ces postulats essentiels, à savoir que la fécondité aurait joué, avant son déclin séculaire, un rôle passif dans la dynamique des populations européennes, et que le début de ce déclin aurait par conséquent marqué un tournant décisif dans l'histoire de ces populations.

Nous verrons en premier lieu comment la reconstruction des données démographiques anciennes a permis de mettre en évidence que la fécondité des populations européennes du passé n'était pas toujours aussi élevée et constante qu'on l'avait trop rapidement supposé, et que l'évolution de cette variable aurait pu en fait déterminer de façon considérable l'évolution démographique, et tout particulièrement pendant le XVIIIe et le XIXe siècles, au tout début donc de la transition.

Nous verrons ensuite comment la reconstruction systématique et l'étude du déclin séculaire de la fécondité des populations européennes a conduit de nombreux auteurs à préciser chaque fois plus la distinction entre fécondité pré et fécondité post-transitionnelle. Cette distinction est devenue plus subtile rendant difficile la détermination du point de départ et de la chronologie exacte de la transition de fécondité.

1.3.1.- L'inadéquation des postulats du modèle de la transition à l'évolution des populations européennes préindustrielles

Dans la section 1.2.1, nous avons présenté les principales étapes dans la reconstitution des données démographiques anciennes pendant les quarante dernières années. Nous avons vu que ce n'est que récemment que, grâce à l'exploitation d'un échantillon important de registres paroissiaux et à l'utilisation de techniques imaginatives permettant de combler leurs lacunes ainsi que le manque de recensements, que l'on a pu reconstituer l'évolution de la population et des séries de ses principales composantes. Nous nous référons aux reconstitutions de la population de la France et de l'Angleterre pour, respectivement, les 100 et les 300 années antérieures à 1850.

Bien que les progrès dans la reconstitution des données démographiques anciennes aient été aussi très notables dans de nombreux autres pays européens, c'est seulement pour les deux pays antérieurement cités et pour la Suède³³ que nous disposons aujourd'hui de séries chronologiques continues des principales variables et indices démographiques sur une longue période débutant bien avant le XIXe siècle. Or l'analyse comparative de ces séries permet de montrer, comme nous le verrons dans la suite, qu'il existe des discordances importantes entre l'évolution démographique de ces pays et les postulats du modèle de la transition. Dans les lignes qui suivent nous examinerons en premier lieu la période 1750-1850 qui est couverte par les séries

³³ La mise en place précoce en Suède, depuis le milieu du XVIIIe siècle, d'un système de statistiques démographiques modernes rend plus facile que pour les deux autres pays l'analyse de l'évolution démographique pendant la période 1750-1850.

de ces trois pays et qui correspond à la première étape du modèle de la transition. Ensuite, nous nous centrerons sur les séries anglaises et sur des données ponctuelles pour d'autres pays concernant la période antérieure à 1750 qui correspond, toujours dans le cadre du modèle qui nous occupe, à la phase d'Ancien Régime Démographique.

Les composantes de la croissance démographique du XVIIIe et XIXe siècles

Si l'évaluation de la croissance démographique pendant cette période a été un sujet longtemps débattu et qui continue à l'être dans les pays où il n'a pas encore été possible de reconstruire sur des bases solides l'évolution de la population, la détermination du sens de l'évolution des composantes de cette croissance a été par contre une question à laquelle les historiens paraissaient ne pouvoir donner qu'une seule réponse. Ceux-ci croyaient en effet que la baisse de la mortalité ne pouvait être que la seule cause de l'augmentation des taux d'accroissement naturel, car d'une part on ne concevait pas que la fécondité put augmenter au XVIIIe et XIXe siècle au dessus des niveaux supposés traditionnels des populations préindustrielles, et d'autre part on disposait de preuves diverses du recul de la mortalité dans certains pays depuis le XVIIIe siècle³⁴.

³⁴ Quelques historiens anglais constituent sans doute une exception. Bien avant qu'on ait pu le prouver de manière concluante, certains d'entre eux (T.H. Marshall, H.J. Habakkuk et G. Ohlin, voir références dans SCHOFIELD, R.S. 1985, p. 578, note 12) avaient suggéré qu'il s'était produit une augmentation de la fécondité à la fin du XVIIIe et au début du XIXe siècle qui aurait contribué de façon significative à l'accroissement démographique de ce pays.

Ces deux questions -l'évaluation de la croissance démographique pendant le XVIIIe et XIXe siècles et l'analyse de ses composantes- peuvent aujourd'hui être abordées de façon précise pour les trois pays précités. Ainsi, si l'on se reporte aux graphiques 1a, 1b et 1c sur lesquels on a représenté l'évolution du taux de natalité, de mortalité et d'accroissement naturel dans ces trois pays entre 1750 et 1850, on peut voir que l'intensité de la croissance y a été notablement différente, et bien que dans les trois pays la mortalité ait régressé pendant la période analysée, l'évolution de la natalité a divergé de façon considérable:

- c'est seulement pour la Suède que l'on observe la succession de faits décrits par le modèle de la transition. La natalité s'y maintient stable alors même que la baisse de la mortalité entraîne une hausse du taux d'accroissement naturel;

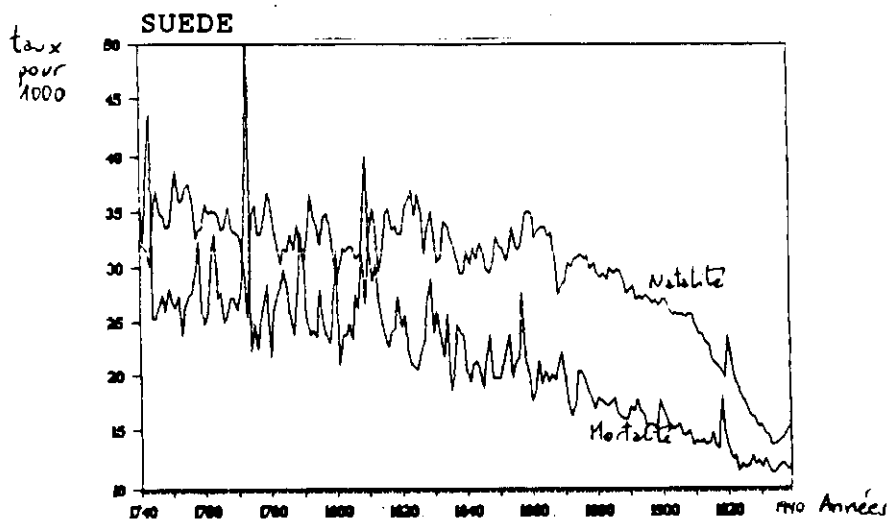
- en France la natalité régresse parallèlement à la baisse de la mortalité et le taux d'accroissement naturel se maintient au niveau le plus faible de ces trois pays;

- l'Angleterre enregistre la croissance démographique la plus intense de ces trois pays pendant toute la période, la natalité augmente de façon significative entre 1750 et 1820 en même temps que la mortalité décline;

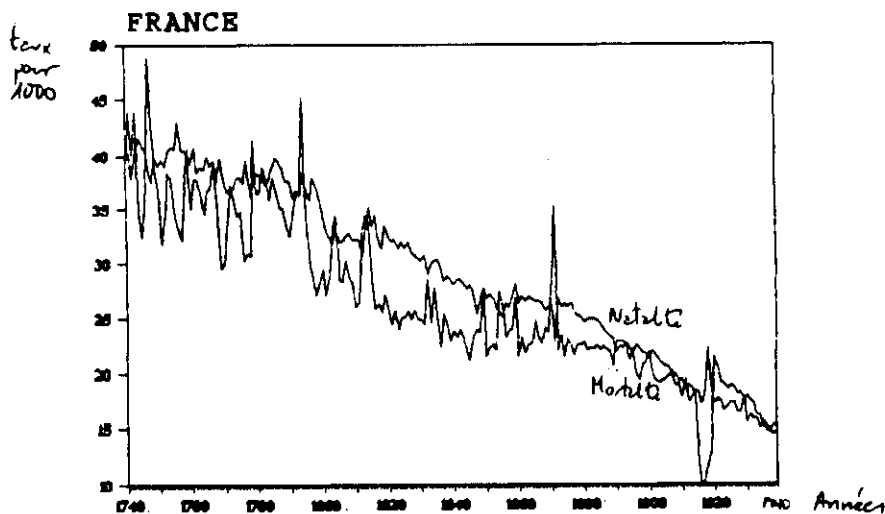
Dans le chapitre 3 (concrètement à la section 3.2.1), on étudie plus en détail l'évolution de la mortalité et de la fécondité en se rapportant aux séries chronologiques de l'espérance de vie à la naissance et du taux brut de reproduction. L'analyse comparative de ces séries nous confirmera que non seulement l'intensité de la croissance démographique a été différente pendant cette période mais aussi que le poids

Graphique 1 . Evolution des composantes de la croissance naturelle de la population en Suède, en France et en Angleterre entre 1740 et 1940

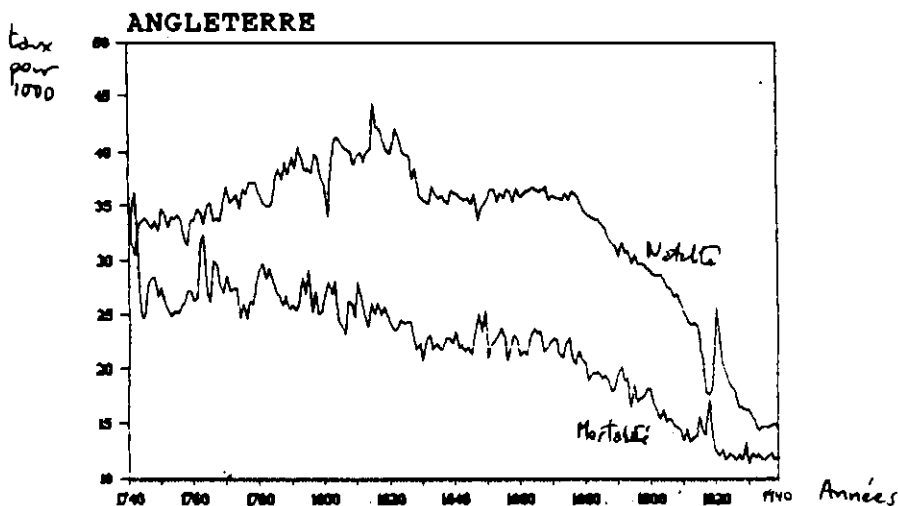
1a)



1b)



1c)



Sources: CHESNAIS, J.C. 1986a, annexes 2 et 4 sauf pour l'Angleterre avant 1871 pour laquelle nous avons utilisé les données de WRIGLEY, E.A. et SCHOFIELD, R.S. 1981, annexe 3.1.

relatif de ces composantes n'était pas le même. Cela implique que les explications socio-économiques de la croissance moderne des populations européennes ne peuvent pas être exactement les mêmes et qu'elles ne peuvent uniquement se restreindre à expliquer l'évolution de la mortalité, car il est clair que l'évolution de la fécondité a aussi déterminé cette croissance.

Dans le cadre du modèle de la théorie de la transition, la croissance démographique moderne était interprétée comme un phénomène résiduel, inévitable et non recherché du processus d'industrialisation et modernisation des sociétés qui provoquait toujours de façon inéluctable la baisse plus précoce et plus rapide de la mortalité que de la fécondité. Aujourd'hui les historiens de la population sont plus circonspects quand il leur faut interpréter ce phénomène. Ceci d'autant plus que l'on doit désormais s'attendre à ce que la reconstruction de l'histoire de la population d'autres pays européens pendant les derniers siècles permette de montrer jusqu'à quel point le cas anglais - qui s'ajuste le moins à la description du modèle de la transition- est un cas unique et exceptionnel. Certains auteurs ont ainsi déjà avancé, au vu de données fragmentaires, que d'autres pays ont pu connaître une transition "à l'anglaise": on pense par exemple que le fort accroissement de la population des Pays-Bas après 1800 et de celui de l'Irlande entre 1750 et 1845 s'expliquerait aussi par une hausse de la natalité³⁵. Certains

³⁵ Pour ce qui est de l'Irlande, d'après DICKSON, D. 1983, p. 2: "selon les nouvelles estimations, il semblerait que le taux de croissance en Irlande entre 1750 environ et 1845 (sans qu'on procède à des ajustements pour l'émigration) soit d'une moyenne de 1.3%, supérieur à celui de l'Angleterre (1.0%), avec seule concurrence possible en Europe continentale pour la période la Finlande".

auteurs se sont même avancés à suggérer que l'augmentation de la fécondité de ces deux pays se devrait non seulement à une augmentation de la nuptialité -comme ça été apparemment le cas en Angleterre- mais aussi à une augmentation de la fécondité légitime³⁶.

La dynamique démographique des sociétés européennes préindustrielles

Les nouvelles observations sur la fin de la période dite préstatistique paraissent montrer que le système démographique préindustriel était en fait configuré de façon bien diverse à travers l'Europe et que par conséquent le concept même d'Ancien Régime Démographique n'est pas historiquement significatif, tout au moins tel qu'il est envisagé par la théorie de la transition.

Si on compare par exemple la situation démographique de la France, de l'Angleterre et de la Suède vers le milieu du XVIIIe siècle, on peut dire que ces deux derniers pays se caractériseraient plutôt par un régime démographique de basse pression à l'opposé de celui de la France qui avait une fécondité

³⁶ MOKYR, J. 1983, pp. 187-188. Pour l'Irlande, d'après DICKSON, D. 1983, p. 5: "les taux de fécondité jusqu'à présent n'ont été mesurés que par l'utilisation du recensement de 1841. Des taux de fécondité générale élevés et une fécondité maritale d'un niveau notablement élevé par rapport aux normes européennes apparaissent, le taux général élevé étant le reflet des taux exceptionnellement élevés de la fécondité maritale". Cette conclusion de Dickson s'appuie sur un travail de Mokyr et O'Grada qui eux-même pensent que: "La conclusion est que, alors que la propension à se marier joua probablement un grand rôle dans la croissance de la population irlandaise au XVIIIe siècle comme le pensait Connell, le tableau d'ensemble est plus complexe. La fécondité légitime était exceptionnellement élevée en Irlande en 1840, et il semble pour le moins probable que cette variable joua aussi un rôle important dans les 100 ans qui précédèrent la Grande Famine" (MOKYR, J. et O'GRADA, C., 1984, p. 480).

et surtout une mortalité considérablement plus élevées:

- l'espérance de vie à la naissance -sexes réunis- était, entre 1750 et 1789, de 28 ans en France quand elle dépassait les 35 ans en Angleterre et en Suède. Les observations disponibles indiquent que des différences d'ordre similaire entre la mortalité de la France et de l'Angleterre existaient dès le milieu du XVII^e;³⁷

- la nuptialité féminine était plus tardive et moins intense en Angleterre qu'en France jusqu'au milieu du XVIII^e siècle³⁸: les générations nées entre 1660 et 1720 environ se sont mariées plus tard et moins en Angleterre qu'en France³⁹;

- les taux de fécondité légitime des paroisses anglaises dont on a reconstruit les familles se sont maintenus dès le début du XVII^e et jusqu'à la fin du XVIII^e siècles relativement stables et inférieurs à ceux enregistrés en France avant le milieu du XVIII^e siècle⁴⁰.

Les nombreuses études monographiques de villages réalisées partout en Europe ont montré qu'avant le XVIII^e siècle les différences dans les niveaux ordinaires de la mortalité, de la nuptialité et de la fécondité légitime étaient significatives. Ces constatations diverses confirment que les populations

³⁷ HENRY, L. et BLANCHET, D. 1983, p. 792.

³⁸ Pour la Suède, on connaît l'évolution de la fécondité générale après 1750, mais non celles de la nuptialité et de la fécondité légitime entre 1750 et 1850. Les premiers recensements réalisés dans ce pays ne donnent pas le classement de la population par état-civil, et les statistiques de mariage ne sont apparues qu'au XIX^e siècle.

³⁹ HENRY, L. et BLANCHET, D. 1983, pp. 793-795.

⁴⁰ WRIGLEY, E.A. et SCHOFIELD, R.S. 1983a.

européennes pouvaient atteindre avant la Révolution Industrielle des équilibres démographiques divers et considérablement éloignés de ceux qui résulteraient d'une fécondité proche de la limite empirique de la fécondité naturelle et d'une mortalité qui permettrait tout juste le remplacement strict des générations.

La reconstruction de la population de l'Angleterre depuis 1550 a permis de montrer que l'équilibre démographique des sociétés préindustrielles n'était pas non plus sur le long terme nécessairement stable car il pouvait se produire des fluctuations longues de la mortalité et de la fécondité. Ainsi, avant 1750, le taux d'accroissement démographique de l'Angleterre avait enregistré des fluctuations de durée et d'amplitude considérables⁴¹. Ces fluctuations ont mis de manifeste que la fécondité et la mortalité pouvaient avoir varié significativement sur le long terme avant la Révolution Industrielle. On peut ajouter que dans le cas de l'Angleterre ce sont les fluctuations de la fécondité, et plus particulièrement de la nuptialité, qui ont déterminé les fluctuations à long terme de la croissance démographique.

Cette dernière constatation remet en cause un des plus solides présupposés du modèle de la transition à propos des populations préindustrielles. Avant la reconstruction des données

⁴¹"Bien que l'Angleterre ait souffert deux grandes crises démographiques causées par une forte montée de la mortalité, à la fin des années 1550 et à nouveau dans les années 1720, on ne peut parler d'une évolution régulière avec un taux de croissance constant interrompue périodiquement par le retour de crises brèves et intenses. Mais plutôt, les oscillations à long terme du taux de croissance, qui étaient un trait remarquable de l'histoire moderne de la population de l'Angleterre, suggèrent que les comportements démographiques répondaient lentement et systématiquement aux changements séculaires de l'environnement économique, social, biologique et physique." WRIGLEY, E.A. et SCHOFIELD, R.S. 1981, p. 215.

anglaises, on savait que la nuptialité de ces populations pouvait varier à court terme à cause des fluctuations de la mortalité et de la conjoncture économiques; on savait de plus que le retard au premier mariage des femmes et la fréquence élevée du célibat définitif avaient réduit considérablement la fécondité générale des populations européennes du passé; ce qu'a montré de plus la reconstruction de la population anglaise est que des variations séculaires de la nuptialité avaient été à elles seules à même de causer de larges fluctuations du taux d'accroissement démographique avant la Révolution Industrielle.

La théorie de la transition a grandement contribué à faire croire que les sociétés traditionnelles:

"ne disposaient pas des moyens, et peut-être non plus de de la volonté, d'intervenir sur et de limiter les processus naturels affectant les naissances et les décès."⁴²

et que, par conséquent:

"dans le passé, la tyrannie des déterminants biologiques de la fécondité et de la mortalité était absolue, et puisqu'on pensait que l'impact de ces facteurs était constant, il en découlait logiquement que la fréquence relative des naissances et des décès aurait dû être largement à l'abri des variations. Seuls des changements catastrophiques et radicaux dans la production de ressources ou dans la qualité de l'environnement, déterminés par des forces hors du contrôle de l'homme, auraient pu être responsables de variations significatives de la fécondité et de la mortalité."⁴³

⁴² "to lack the means, and perhaps the will to intervene and limit the natural processes affecting birth and death." SCHOFIELD, R.S., 1985, p. 577.

⁴³ "In past time the tyranny of the biological determinants of fertility and mortality was absolute and since their impact was believed to be constant it logically followed that also the relative frequency of births and deaths should have been substantially immune from variation. Only radical and catastrophic changes in the production of resources or in the quality of environment, determined by forces beyond human control, could be responsible for substantial changes of fertility and mortality." LIVI BACCI, M. 1984, p. 111.

Les résultats de la recherche en démographie historique, et en particulier la reconstruction de la population de l'Angleterre depuis le milieu du XVIIe siècle, montrent que la dynamique démographique des sociétés traditionnelles était plus complexe: les différences et les variations de la mortalité et de la fécondité étaient considérables et pouvaient être largement indépendantes des situations exceptionnelles. Ces résultats ont fait se déplacer progressivement la perspective des débats en démographie historique sur un terrain où ont pu surgir des interrogations nouvelles et suggestives:

- une fois abandonnée l'hypothèse de l'existence d'un équilibre démographique préindustriel unique, supposé aussi être de haute pression, la question aujourd'hui la plus pertinente est de savoir comment le système démographique préindustriel s'est configuré à travers l'Europe. Une question liée est de savoir s'il y avait d'autres régions de l'Europe qui se caractérisaient par un régime de basse pression analogue au cas anglais. La reconstruction des données démographiques anciennes est le seul chemin pour répondre à ces questions, cette reconstruction devant comprendre celle des différentes variables pour pouvoir dilucider la part de chacune d'entre elles dans la croissance démographique. La reconstruction de la population de l'Angleterre pendant les trois siècles précédents le XIXe siècle a montré que la nuptialité était le déterminant principal des fluctuations de la fécondité et de la croissance démographique à court et à long terme. Or:

"les données limitées disponibles pour l'étude de la démographie historique hollandaise ne contredisent pas l'existence de ce mécanisme de variation de la population. Mais, dans le cas hollandais, une seconde variable, aussi très sensible aux déterminants économiques et aux coutumes

sociales, complique l'analyse. Les migrations, de type rural-urbain, l'immigration et aussi "l'émigration" pour la marine marchande, a apparemment affecté le niveau de mortalité, la structure par âge, le rapport entre sexes et les taux de nuptialité avec une intensité qu'il aurait été peu probable de rencontrer dans un pays plus grand, moins urbain et économiquement moins ouvert ... la base factuelle pour l'analyse des processus démographiques dans l'histoire hollandaise laisse encore à désirer. Mais la comparaison du peu que nous savons avec l'expérience mieux documentée des sociétés voisines, font naître des questions d'intérêt à propos de la Hollande et les pays voisins. Au vu de l'apparente importance des migrations comme mécanisme d'ajustement dans la démographie hollandaise, il vaudrait la peine de considérer le rôle que les migrations internes jouaient en Angleterre. Le modèle démographique "national" mis en avant par le travail de Wrigley et Schofield pourrait dissimuler une série de processus démographiques régionaux distincts, mais liés par les migrations."⁴⁴

- la question antérieure conduit immédiatement aux questions suivantes: pourquoi certaines sociétés ont résolu leurs problèmes de déséquilibre ponctuels par de fortes fluctuations de la mortalité et d'autres ont pu par contre régler leur système démographique de façon plus souple et moins traumatique par la voie de la fécondité et des migrations? Pourquoi les normes et les institutions liées à la reproduction -comme le mariage et les

⁴⁴ "The limited data available for the study of Dutch historical demography is not incompatible with this mechanism of population change. But in the Dutch case a second variable, also highly sensitive to economic forces and social custom, complicates the analysis. Migration in the form of rural-urban migration, immigration and "emigration" to the merchant marine, apparently affected the mortality level, age structure, sex ratios, and marriage rates in ways that would have been unlikely in a large, less urban, more closed economy ... the factual basis for analysis of Dutch historical demography processes still leaves much to be desired. But in comparing what little we now know with the better documented experienced of neighbouring societies, fruitful questions arise about the Dutch and their neighbours. In view of the apparent importance of migration for Dutch demographic adjustment mechanisms, it is worth considering the role than interregional migration played in England. The "national" demographic pattern projected by the work of Wrigley and Schofield may obscure a series of distinctive regional demographic processes that were linked together by migration". DE VRIES, J., 1985, pp. 670-671.

comportements qui affectent la fécondité des couples- ne sont pas dans toutes les sociétés également sensibles et perméables aux changements dans les conditions socio-économiques? Pourquoi les comportements préventifs ne sont pas également efficaces dans toutes les sociétés?

- une fois que les variables déterminantes de la croissance démographique ont pu être identifiées, on peut logiquement essayer de remonter cette fois à leurs déterminants non-démographiques: les fluctuations de la mortalité étaient-elles associées aux crises économiques et aux densités excessives ou bien aux crises de maladies infectieuses et par conséquent indépendantes des mouvements économiques? Autrement dit encore, la mortalité était-elle une sorte de mécanisme de transmission des variables économiques ou bien une variable autonome? De même, comment expliquer, en fonction de la réponse à la question précédente, les variations à court, moyen et long terme de la nuptialité et de la fécondité?

- quelles conséquences socio-économiques auraient pu avoir les différentes configurations du système démographique préindustriel? Les régions caractérisées par un régime de basse pression de la population sur les ressources auraient-elles été plus capables sur le long terme de voir augmenter leur population et leur productivité économique comme cela paraît avoir été le cas de l'Angleterre?

- le fait d'admettre que les sociétés européennes préindustrielles pouvaient avoir été caractérisées par des équilibres démographiques divers et instables sur le long terme doit-t'il modifier l'interprétation qu'on faisait de la baisse séculaire de la fécondité qui s'est produite dans la majorité des

pays occidentaux vers la fin du XIXe siècle? Ce phénomène marque-t'il une discontinuité profonde avec d'autres phases du passé des populations ou traduit-il simplement l'adoption à une échelle différente de mêmes ou d'autres mécanismes de régulation démographique?

Certains points ou interrogations ci-dessus sont très vastes et demanderaient peut-être l'introduction d'un nouveau paradigme remplaçant celui de la transition qui n'en finit pas de disparaître. Dans la seconde partie de ce travail, nous reviendrons pourtant sur certains de ces aspects.

1.3.2.- Le déclin séculaire de la fécondité en Europe et la révision de la notion de "transition de fécondité"

Les études sur la transition démographique des pays occidentaux se sont centrées, comme nous l'avons vu précédemment, sur l'analyse de la fécondité. On pensait que les résultats de ces études historiques serviraient de "points de repère utiles pour essayer de comprendre les mouvements récents de la fécondité"⁴⁵, à savoir la reprise de la baisse de la fécondité dans les pays occidentaux à la fin des années 1960 et le déclenchement en cours ou à venir de son déclin séculaire dans les pays non-occidentaux. La grande importance que la démographie moderne a attaché à l'analyse de la fécondité a fait qu'aujourd'hui il soit possible de décrire de façon assez précise l'évolution de cette variable dans les pays occidentaux au moins depuis l'apparition des statistiques démographiques modernes. Cette polarisation autour de la fécondité fait qu'on soit loin de

⁴⁵FESTY, P. 1979a, p. 2.

pouvoir disposer pour ces pays d'une base de données aussi riche et pour un niveau territorial aussi détaillé de l'évolution d'autres variables comme la mortalité ou les migrations.

Dans les lignes qui suivent nous présenterons certains résultats obtenus dans le cadre de la recherche de ces dernières décennies sur les caractéristiques de la fécondité avant son déclin séculaire. Nous verrons que ces résultats ont conduit à une révision significative du modèle de la transition et à une reformulation en particulier de la partie du modèle décrivant le processus historique d'évolution de la fécondité, que depuis quelques années on a dénommé transition de fécondité.

La fécondité des populations européennes à la veille du déclin séculaire de la fécondité

La reconstruction systématique des séries d'indices de la fécondité des différents pays et provinces de l'Europe a montré que:

- le niveau de la fécondité générale de ces populations était avant le dernier quart du XIXe siècle, date où commencent la majorité de ces séries, normalement inférieur au niveau actuel de celle des populations des pays non-développés, et que celui-ci variait de façon relativement importante de pays à pays et de province à province⁴⁶;

- c'était une nuptialité féminine moins intense et surtout un âge moyen au premier mariage plus élevé -ce qu'Hajnal qualifia

⁴⁶En 1870, le niveau de la fécondité générale -mesurée par If- des provinces européennes, France exclue, variait du simple au double.

en 1965 de modèle de nuptialité européen- qui étaient la cause principale du bas niveau de la fécondité générale des populations européennes du passé relativement aux niveaux qu'on enregistre de nos jours dans les pays non-développés où, à contrario, les femmes se marient de façon plus précoce et plus intense. De plus, c'étaient les différences de niveau de la nuptialité qui expliquaient en grande partie celles de la fécondité générale entre provinces et pays européens avant le dernier quart du XIXe siècle;

- à cette date, la fécondité légitime variait aussi de façon significative entre provinces et entre pays: le niveau de la fécondité légitime était en 1870 très inférieur dans de nombreuses provinces d'Europe -France exclue- à celui qui est normalement considéré comme la limite supérieure empirique de la "fécondité naturelle", en l'absence de contraception et d'avortement volontaire⁴⁷.

Ces différences de la fécondité générale et de ses deux composantes principales: la nuptialité et la fécondité légitime, observées en Europe vers 1870 auraient pu faire penser que, dans un grand nombre de régions européennes, le déclin séculaire de la fécondité avait commencé avant cette date et que par conséquent ces différences s'étaient configurées pendant les dernières années de la période préstatistique. Ce déclin antérieur hypothétique ne paraît cependant pas pouvoir être la seule explication de ces différences car la reconstitution des données

⁴⁷La fécondité des femmes mariées huttérites -mariées pendant les années 1921-30- est considérée comme une bonne approximation à la limite maximale de la fécondité naturelle. En 1870, le niveau de la fécondité légitime -mesurée par Ig- des provinces de l'Europe -la France exclue- variait entre 50 et 100 pour cent de celui des femmes hutterites.

démographiques anciennes a montré que la nuptialité et la fécondité légitime des populations européennes du XVIIe et du XVIIIe siècle étaient aussi relativement faibles et plus variables que ce que l'on avait généralement pu penser. Dans les lignes qui suivent nous verrons comment ces observations ont conduit à la formulation du modèle de nuptialité européenne ainsi qu'à celle de régime de fécondité naturelle, deux notions qui ont considérablement modifié le schéma descriptif du modèle de la transition.

Le modèle de nuptialité européenne

A partir de l'analyse des recensements du XIXe siècle ainsi que de sources moins systématiques pour les siècles précédents, J. Hajnal (1965) a suggéré que le modèle de nuptialité tardive et peu intense qui caractérisait l'Europe Occidentale (à l'ouest, disait cet auteur, d'une ligne imaginaire qui irait de Trieste à Leningrad) à la fin du XIXe siècle s'était généralisé bien avant le XVIIIe siècle, et probablement, selon lui, au cours du XVIe siècle. Les observations qui ont pu être faites postérieurement sur la nuptialité des populations européennes préindustrielles ont tendu à confirmer les hypothèses de Hajnal:

- la carte dessinée par le Groupe de Princeton qui présente la distribution des valeurs de l'indice de nuptialité, I_m , pour les 600 provinces de l'Europe vers 1870⁴⁰ permet de fixer avec un détail géographique plus grand la configuration du modèle

⁴⁰ COALE, A.J. et WATKINS, S.C. 1986, carte 2.6. Rappelons que I_m est un indice pondéré du pourcentage de femmes mariées parmi les femmes d'âge fertile (voir annexe II.1).

qu'Hajnal avait établi à partir des données agrégées par pays: nuptialité de faible intensité en Europe de l'ouest et du Nord relativement à celle de l'Europe de l'Est et d'une partie de la frange méditerranéenne de l'Europe du Sud;

- les recensements réalisés au XVIIIe siècle dans les pays nordiques ou l'Espagne par exemple montrent que le pourcentage de femmes en âge fertile et célibataires était déjà relativement élevé à cette époque;

- les études à partir des registres du XVIIe et du XVIIIe siècles de nombreuses paroisses européennes ont révélé que l'âge moyen des femmes au premier mariage était relativement élevé comme l'était aussi, quand on a pu l'estimer, le pourcentage de célibataires définitives;

- dans les pays où il a été possible de reconstruire de longues séries chronologiques des indices de la nuptialité, comme c'est le cas de la France et des pays nordiques depuis le XVIIIe siècle et de l'Angleterre depuis le XVIe siècle, on a pu observer que ce modèle de nuptialité avait pu se renforcer et se relâcher alternativement au cours du temps causant des variations et des fluctuations significatives de la fécondité et de la croissance démographique.

La notion de "régime de fécondité naturelle"

Le concept de "régime de fécondité naturelle" a été introduit en 1953 par L. Henry qui l'utilisa pour qualifier les populations européennes du passé. La technique de reconstruction des familles qu'il mis au point pour analyser les caractéristiques de la "fécondité naturelle" et qui a été postérieurement appliquée aux données du XVIIe et du XVIIIe

siècles de nombreuses paroisses européennes a révélé que les différences locales et régionales de la fécondité légitime étaient à cette époque importantes⁴⁹. Ces résultats contribuèrent à la révision de la définition du concept de fécondité naturelle, Henry considérant alors que le terme même de naturel n'était peut-être pas tout à fait bien trouvé en raison de l'importance qu'avaient toujours les facteurs non physiologiques dans la détermination de la fécondité. Cependant il avertit contre un abandon trop rapide de cette notion et plus particulièrement contre l'imputation hâtive des différences observées dans la fécondité des couples du passé à une volonté délibérée de leur part de limiter leur descendance. C'est que, selon lui, il fallait au préalable analyser plus à fond les facteurs de différenciation de la fécondité de façon à distinguer entre:

- les facteurs qui, comme l'allaitement maternel, ne relèvent pas nécessairement de comportements visant à la limitation volontaire de la descendance mais qui peuvent la réduire de façon significative;

- les facteurs qui, comme la contraception ou l'avortement volontaire, ont comme objectif inéquivoque de limiter la descendance.

Distinguer ces facteurs et leur influence respective sur la fécondité semblait au premier abord une tâche difficile. Cependant, Henry proposa, à partir d'une série d'observations statistiques, un critère pour distinguer quand la fécondité d'une population dépendait essentiellement du premier type de facteurs

⁴⁹Nous discuterons plus amplement de ce thème dans la section 2 du chapitre 2.

et quand elle était limitée par la contraception et l'avortement volontaire: il observa que les courbes des taux de fécondité légitime suivant l'âge de la femme de quelques populations préindustrielles se situaient à des niveaux nettement différents les unes des autres⁵⁰ mais qu'elles conservaient toujours une forme similaire: ces courbes étaient convexes vers le haut et elles traduisaient directement "le recul d'abord lent de la stérilité jusque vers 35 ans, puis accéléré au-delà de cet âge. La baisse de la fécondabilité et la hausse de la mortalité intra-utérine y joignent leurs effets dans cette dernière période."

La forme de ces courbes était d'autre part significativement différente, pensa Henry, de celle des populations actuelles dont l'on sait avec certitude qu'elles pratiquent la contraception et l'avortement volontaire: dans ces populations, les courbes des taux de fécondité légitime selon l'âge de la femme étaient concaves "traduisant l'extension et l'efficacité accrue de la contraception quand augmentent le nombre d'enfants déjà nés et la durée du mariage"⁵¹.

Ces observations ont conduit à Henry à distinguer deux régimes ou modèles de fécondité: le premier qu'il qualifia de fécondité naturelle et le second de fécondité contrôlée. La signification statistique qu'il donna à ces concepts est la

⁵⁰ Dans les 13 populations étudiées par HENRY, L. 1961 (9 populations européennes d'avant 1900, 3 asiatiques et une africaine) la descendance finale moyenne par couple dont la femme s'était mariée à vingt ans allait d'un peu plus de 6 à près de 11 enfants.

⁵¹ Pour la description de ces courbes, nous avons utilisé ici le texte de FESTY, P. 1979, p. 27. Précisons seulement que la fécondabilité est la probabilité de concevoir au cours d'un cycle menstruel.

suiivante:

- une population est en régime de fécondité naturelle quand les courbes de fécondité légitime suivant l'âge des femmes sont convexes vers le haut ce qui traduit, selon Henry, le fait que les différents facteurs et comportements qui déterminent cette fécondité n'en altèrent pas le calendrier et que ce dernier continue toujours à exprimer l'évolution des capacités physiologiques avec l'âge. Les facteurs de la fécondité naturelle se distinguent donc par le fait qu'ils opèrent tout au long de la vie fertile des couples, espaçant d'une proportion égale les naissances;

- une population est en régime de fécondité contrôlée quand ces courbes deviennent concaves, c'est à dire quand les facteurs qui agissent sur la fécondité légitime la réduisent de façon spécifique aux âges élevés. La contraception et l'avortement volontaire opèrent surtout en fin de vie fertile des couples, arrêtant les naissances avant le terme physiologique en fonction d'un nombre d'enfants que le couple souhaite, plus ou moins consciemment, ne pas dépasser.

La distinction qu'a tracé Henry entre ces deux régimes ou modèles de fécondité a semblé significative à la grande majorité des démographes et la preuve en est que:

- les notions de fécondité en régime naturel et contrôlé sont, telles qu'elles ont été définies par Henry, utilisées de façon courante dans l'analyse de la fécondité et elles ont même donné naissance à des indices qui essayent de donner une mesure exacte de l'extension et de l'efficacité de l'utilisation des

techniques contraceptives⁵² ;

- cette distinction a stimulé pendant les dernières années la réalisation de travaux nombreux et remarquables sur les composantes immédiates ou variables intermédiaires de la fécondité naturelle qui avaient comme objectif de déterminer l'influence d'autres facteurs et comportements que la contraception et l'avortement volontaire sur le niveau et l'évolution de la fécondité⁵³. Cette analyse qui est quasiment une dissection des comportements liés à la fécondité et qui cherche à préciser la forme selon laquelle les sociétés agissent sur leur reproduction est, selon nous, un des actifs les plus importants du débat consistant en savoir s'il est possible ou non de tracer une ligne de partage entre les facteurs de la fécondité des sociétés traditionnelles et modernes;

- les observations faites par Henry en 1961 sur les caractéristiques de la fécondité de quelques populations préindustrielles ont été tentées dans d'autres populations et par de nombreux autres auteurs⁵⁴ et elles ont été finalement extrapolées à toutes les sociétés prétransitionnelles: la

⁵² Comme les indices du niveau de la fécondité naturelle, M, et du contrôle de la fécondité légitime, m, de COALE, A.J. et TRUSSELL, J.T. 1974.

⁵³ Comme l'explique LE BRAS, H. 1985, pp. 20-21: "Les travaux fins sur la fécondité ont été déclenchés par une controverse aberrante au cours des années 30 entre les eugénistes, dont l'ambition était de déceler les différences raciales dans la procréation, et les sociologues américains de la famille, qui soulignaient au contraire la prévalence des conduites volontaires de contraception et d'avortement." Aujourd'hui la question qui anime ces travaux n'est plus de tracer une ligne de partage entre facteurs biologiques et sociaux sinon entre facteurs de la fécondité naturelle et facteurs de la contraception et de l'avortement volontaire.

⁵⁴ Comme par exemple KNODEL, J. 1977 et 1983, et FESTY, P. 1979a.

distinction entre le régime de fécondité naturelle et le régime de fécondité contrôlée qui est sensée pouvoir être faite à partir de l'opposition entre les comportements d'espacement et d'arrêt à servi, comme nous le verrons dans les lignes qui suivent, à tracer la ligne séparant les populations pré et post-transitionnelles.

La reformulation du schéma de la "transition de fécondité"

Selon les premières versions du modèle de la transition, les populations européennes s'étaient maintenues, avant que ne s'entame au XIXe siècle le déclin séculaire de leur fécondité, dans un stade où la fécondité serait restée haute et invariante. Les nouvelles observations obtenues sur les populations européennes préindustrielles exigeaient une révision de ce postulat et une description plus rigoureuse de l'évolution de cette variable pendant l'époque prétransitionnelle.

A.J. Coale a en 1974 proposé une reformulation du modèle de la transition démographique en Europe. Selon lui il fallait ajouter deux nouvelles phases à la version originale de ce modèle qui n'en distinguait que trois. Cette reformulation prétendait aussi arriver à une spécification plus rigoureuse, et en accord avec les nouvelles observations historiques disponibles, des caractéristiques de chacune des étapes successives du modèle. De fait, la formulation de Coale modifiait la séquence des phases d'évolution de la fécondité sans indiquer de façon explicite si cette modification devait être aussi transposée à l'évolution de la mortalité. Selon cet auteur, l'Europe occidentale aurait expérimenté, après le Moyen Age, deux transitions démographiques:

- la première, dont la chronologie et la durée sont encore

l'objet de conjectures aurait été une transition d'un mariage précoce et universel à un mariage tardif et peu intense, c'est à dire la mise en place du modèle de nuptialité européen;

- la seconde, qui se serait produite dans la grande majorité des pays européens entre la fin du XIXe et les premières décennies du XXe aurait été une transition de la fécondité d'un régime naturel à un régime de contrôle, dans le sens donné par Henry à ces concepts.

Coale qualifia ces transitions respectivement de transition malthusienne et néomalthusienne: la première aurait consisté en une régulation de la fécondité et de la croissance démographique par la voie de la nuptialité et la seconde par la voie de la limitation de la fécondité des couples.

Dans ce cadre descriptif des grandes phases d'évolution de la fécondité sur plus de cinq siècles, l'objectif du projet de recherche de Princeton pouvait être défini de façon plus précise: décrire et expliquer comment s'était produite en Europe la seconde transition de fécondité. La présentation que fait Watkins, éditeur avec Coale, du livre qui présente les résultats généraux du projet de Princeton nous paraît très parlante, car elle montre comment le fait le plus important de l'histoire démographique contemporaine est passé d'être la transition démographique (de la mortalité et de la fécondité) à la transition de fécondité et plus particulièrement sa seconde étape, celle de l'adoption et de la généralisation des "comportements d'arrêt" comme mode de limitation de la descendance:

"Le déclin de la fécondité en Europe (le titre du livre) résume les résultats de l'étude des changements démographiques des nations dans les temps modernes, en

grande partie au moyen de l'examen décennies par décennies du déclin de la fécondité dans les provinces européennes au cours du dernier siècle. A la fin du XIXe et au début du XXe siècles, la population de la grande majorité de ces provinces expérimentait ce qu'on doit appeler une révolution sociale. Cette révolution consistait dans l'adoption généralisée d'un type particulier de contrôle de la fécondité - l'arrêt de la fécondité des femmes mariées avant que leur capacités physiologiques pour la reproduction soient épuisées- un recours moindre aux coutumes locales variées qui avaient permis le contrôle de la fécondité dans le passé et, selon les cas, la réduction de la fécondité légitime à des niveaux réellement très bas."⁵⁵

Si on essaye d'évaluer les résultats de ce projet, on pourrait dire que sa principale réussite a été d'avoir reconstruit les séries comparatives des indices du niveau de la fécondité et en particulier de la fécondité légitime pour les différentes provinces de l'Europe pendant une partie du XIXe et du XXe siècle. Mais par contre, l'interprétation et le traitement de ces séries sont, comme nous essayerons de l'expliquer dans la suite, partiellement discutables.

L'objectif de ce projet était, une fois reconstruites les séries provinciales des indices, de déterminer avec précision le point de départ de la transition de fécondité pour ainsi examiner "les conditions qui prévalaient dans chacune des plus de 700 provinces de l'Europe au moment où la fécondité légitime a

⁵⁵ "The Decline of Fertility in Europe summarizes the results of a study of the population change of nations in modern times, largely by means of a decade-by-decade examination of the decline of fertility in the provinces of Europe over the past century. In the late nineteenth and early twentieth, the populations of most of these provinces experienced what can only be called a social revolution. The revolution consisted in the widespread adoption of a particular mode of fertility regulation - the termination of childbearing in marriage before the woman's physiological capacity to reproduce was exhausted- a reduced reliance on the variety of community customs that had controlled fertility in the past, and, eventually, the descent of marital fertility to very low levels indeed." WATKINS, S.C. 1986, p. 420 (c'est nous qui soulignons).

commencé à décliner"⁵⁶. Pour déterminer la date à laquelle la fécondité serait passée d'un régime naturel à un régime de contrôle, dans le sens établi par Henry, il aurait fallu disposer, ce qui n'était pas le cas, de données sur la structure par âge de la fécondité légitime. De fait les données disponibles au niveau provincial permettaient uniquement de calculer un indice du niveau de la fécondité légitime (Ig) à partir duquel il était très difficile de déterminer si elle était en régime naturel et quand elle pouvait commencer à être considérée comme étant contrôlée.

Pour résoudre ce problème, causé par le manque des données, la solution adoptée par les chercheurs de ce projet a été d'extrapoler à toute l'Europe les observations faites sur quelques populations particulières, pour lesquelles on dispose de statistiques plus détaillées qui permettent de connaître le niveau mais aussi la structure par âge de la fécondité:

"Dans les quelques cas où existaient les données appropriées au calcul d'une mesure de limitation des naissances en même temps que de Ig, on pouvait observer l'existence d'un long plateau de la fécondité légitime en l'absence de limitation des naissances, et quand le déclin de Ig commença, il fut accompagné d'un contrôle croissant aux âges les plus élevés. Une fois identifié le modèle, il est possible d'utiliser des données plus fragmentaires dans les cas où l'information plus détaillée n'était pas disponible. Le Projet sur la Fécondité Européenne prend comme base la configuration caractéristique des niveaux de Ig et des mesures de limitation des naissances quand on disposait de l'information complète pour appuyer l'interprétation des déclins de Ig comme la marque d'un contrôle de la fécondité

⁵⁶ "the conditions that prevailed in each of the more than 700 provinces of Europe as marital fertility declined." COALE, A.J. 1974 p. 62.

selon le rang."⁵⁷

Nous voyons donc que, de l'hypothèse selon laquelle la fécondité légitime prétransitionnelle était en régime naturel, on est passé à l'hypothèse selon laquelle la fécondité légitime prétransitionnelle était essentiellement stable. C'est ainsi que quand les séries provinciales d'Ig présentaient un "plateau" immédiatement avant que ne commence son déclin séculaire, le niveau de ce plateau était considéré comme "le niveau prétransitionnel de la fécondité légitime de cette province". A partir de ce critère, on a estimé:

"le niveau approximatif du "plateau" prétransitionnel de Ig ... pour 579 provinces, c'est à dire celles dans lesquelles les premières valeurs de Ig (au moins deux) que l'on pouvait calculer ne différaient que très peu l'une de l'autre (quand les Ig les plus anciens pour une province déclinaient, on peut supposer qu'il y avait auparavant un tel plateau, mais son niveau présumé n'est pas considéré dans les données de cette section). Les différences de niveaux entre ces plateaux prétransitionnels est importante, Ig prenant des valeurs comprises entre 0.5 et presque 1.0." Mais Coale ajoute, certainement pour tranquilliser le lecteur, "Ces valeurs extrêmes sont compatibles avec les niveaux de fécondité légitime enregistrés dans d'autres populations qui ne se caractérisent pas par un contrôle de la fécondité

⁵⁷ "In the few places where appropriate data exist to calculate both a measure of family limitation and Ig, there was evidence of a long plateau of marital fertility and no evidence of family limitation, and when the decline in Ig began it was paralleled by an increase in control at the older ages. Once a pattern can be identified, it is possible to use much sparser data in situations where more detailed information is not available. The European Fertility Project relied upon the characteristic configuration of levels of Ig and of measures of family limitation where full information is available to support the interpretation of declines in Ig as evidence of parity specific control." WATKINS, S.C. 1986, p. 424.

selon le rang de naissance."⁵⁸

On a déterminé ensuite la chronologie de la transition de fécondité de chacune de ces presque six cents provinces en adoptant comme critère la date à laquelle la fécondité légitime avait diminué d'un pourcentage déterminé par rapport au niveau du plateau prétransitionnel propre de chaque province.

On voit donc que la proposition selon laquelle la fécondité légitime aurait été stable avant que ne s'inicie son déclin séculaire -ce qui à contrario permet de dater précisément celui-ci- n'est qu'une hypothèse de travail utilisée pour interpréter et faciliter la comparaison des données réunies dans le cadre du projet de Princeton. Ces données ne permettent pas de prouver cette hypothèse de stabilité et elles ne peuvent pas non plus démontrer l'absence de limitation volontaire de la descendance dans le passé. Certains auteurs ont, comme nous le verrons dans la suite, discuté de la validité de ces hypothèses et ils ont mis en doute la signification de la distinction entre un régime naturel et un régime de contrôle de la fécondité.

Critique de la reformulation par Coale du schéma de la transition

Selon la reformulation par Coale du modèle européen de la

⁵⁸ "The approximate level of a pre-decline "plateau" of Ig can be estimated for 579 provinces, namely those provinces in which the first few values of Ig (at least two) that can be calculated hardly differ from one another. (When the earliest Ig's for a province are a descending sequence, one may presume that father in the past there was a plateau, but its hypothetical level is not included in this section). The difference in level among these pre-decline plateau is wide, from an Ig of about 0.5 to an Ig of nearly 1.00 ... The extremes are consistent with the level of marital fertility recorded in other populations not characterized by parity-related control." COALE, A.J. et TREADWAY, R. 1986, p. 36.

transition, la distinction entre populations pré et post-transitionnelles peut être faite à partir de la caractérisation des déterminants de la fécondité. Dans les sociétés traditionnelles, les déterminants actifs sont la nuptialité et les comportements d'espacement des naissances. Comme ces derniers sont sensés changer peu à travers le temps, la régulation de la fécondité se fait uniquement par la nuptialité. Les déterminants actifs du déclin séculaire de la fécondité, mais aussi de la fécondité des sociétés dans la phase post-transitionnelle, sont essentiellement les comportements d'arrêt: la contraception et l'avortement volontaire.

La validité de cette formulation dépend de la signification théorique et empirique de la distinction entre fécondité naturelle et fécondité contrôlée ou autrement dit de l'intérêt réel de la distinction entre comportements d'espacement et d'arrêt. Quelques auteurs ont critiqué cet essai de classification des comportements qui agissent sur la fécondité quand ils ont fonctionnellement le même effet:

"je ne vois pas qu'il y ait une distinction claire entre la limitation de la fécondité légitime selon ou quelque-soit le rang de naissance: les deux ont comme résultat la réduction du nombre d'enfants survivants par famille, ce qui est après tout la variable cruciale". Andorka pense que les couples des sociétés traditionnelles: "étaient capables s'ils le désiraient de pratiquer le contrôle des naissances. Les méthodes disponibles pouvaient être moins efficaces; ce qui faisait que les couples avaient peu confiance en leur pouvoir d'arrêter définitivement les accouchements et qu'ils préféraient utiliser le contrôle des naissances dès le début du mariage. De plus, la motivation pour la pratique du

contrôle des naissances pouvait être moins forte ..."⁵⁹

De plus, la classification entre comportements d'espacement et d'arrêt ne paraît pas être "symétrique"⁶⁰: les comportements d'arrêt sont considérés toujours comme relevant du "contrôle des naissances" et les comportements d'espacement ne sont jamais considérés comme tels, bien qu'ils pourraient répondre à une intention délibérée de réduire la descendance. C'est ainsi que les périodes d'abstinence prolongée qui, comment le nier, pourrait avoir comme but d'espacer et de réduire le nombre total de naissances, ne sont pas considérées comme étant un contrôle. A l'inverse, selon cette définition, on ne devrait pas considérer comme contrôle les pratiques contraceptives modernes ayant comme but d'espacer les naissances.

Une autre critique concerne les observations empiriques sur lesquelles s'était basé Henry pour définir la fécondité naturelle. Celles-ci ne paraissent pas être aussi concluantes que ce que cet auteur avait dans un premier temps pu le penser. En effet, si à partir de l'observation de quelques populations préindustrielles Henry pensa que "le taux de fécondité légitime naturelle dépend peu, pour un même âge de la femme de l'âge au mariage et partant des facteurs en corrélation avec celui-ci,

⁵⁹ "I do not see a clear distinction between non-parity specific and parity specific limitation of marital fertility: the result of both was to reduce the number of surviving children per family, which is after all the crucial variable". Andorka pense que les couples des sociétés traditionnelles "were able and if necessary willing to practice birth control. The methods available may have been less efficient; therefore, couples were less assured of being able to stop fertility definitively and more willing to use birth control at the beginning of marriage. Moreover motivation to practice birth control may have been less strong ..." ANDORKA, R. 1986, p. 331.

⁶⁰ BLAKE, J. 1985.

durée de mariage, nombre d'enfants déjà eus ..."⁶¹, les observations réunies postérieurement pour de nombreuses autres populations ont montré que la fécondité à âge égal variait en fait selon l'âge au mariage et que par conséquent il n'y avait probablement pas dans le passé une indépendance absolue entre le niveau de la fécondité des femmes et le nombre d'accouchements qu'elles ont eu antérieurement⁶².

Sans vouloir prolonger plus la discussion sur la signification théorique et empirique de la notion de fécondité naturelle qui continue sans doute ouverte, provoquant des débats animés entre démographes et stimulant la réalisation de travaux remarquables sur les variables intermédiaires de la fécondité, nous voudrions, pour finir, examiner certaines implications de cette discussion sur l'orientation et la stratégie adoptées par la recherche en démographie historique.

1.- Les instruments d'observation et d'analyse dont on s'est pourvu pour étudier la fécondité des sociétés préindustrielles ne sont pas absolument indépendants des présupposés qu'on avait sur l'évolution de cette variable dans le passé: la technique de reconstruction des familles a surtout permis de connaître les conditions habituelles de la fécondité, mais elle s'est montrée

⁶¹ HENRY, L. 1961, p. 629.

⁶² HENRY, L. et HOUDAILLE, J. 1973 et BLAKE, J. 1985. L'interprétation qu'a donné HENRY, L. 1979 à ces nouvelles observations est qu'il est plus raisonnable de penser à l'influence négative que peuvent avoir le nombre de grossesses sur les facteurs de la fécondité naturelle qu'y voir l'effet de l'utilisation de pratiques contraceptives: la répétition des grossesses pourraient peut-être modifier la physiologie de la reproduction. Une autre hypothèse que l'on ne devrait pas non plus exclure, selon lui, est que la fréquence des rapports sexuels diminue avec la durée du mariage.

moins apte pour construire des séries chronologiques qui permettent d'analyser ses variations possibles à court et à moyen terme⁶³. L'impression de stabilité de la fécondité légitime dans le passé n'est donc souvent que le résultat de la forme même d'observation qui rend difficile de rendre compte des variations. Il existe cependant des exceptions, certains cas où des variations ou des fluctuations à long terme de la fécondité légitime sont apparues dans le champ de vision que donne la technique de reconstruction des familles:

1.a.- le résultat le plus spectaculaire est celui de l'exploitation des registres paroissiaux de 40 villages répartis dans toute la France qui a révélé que la fécondité légitime avait décliné dans les quatre grandes régions selon lesquelles on a divisé le pays dans cette étude, pendant la seconde moitié du XVIIIe siècle⁶⁴;

1.b.- dans une région agricole hongroise, on a pu aussi récemment prouver que la fécondité légitime avait décliné significativement pendant la fin du XVIIIe siècle⁶⁵;

1.c.- les reconstructions de familles de certains secteurs des populations urbaines et des élites ont mis en évidence qu'ils ont limité leur descendance et réduit leur fécondité légitime dès

⁶³ Cette technique, comme nous l'avons déjà signalé dans la section 1.2.1, est très laborieuse et elle a été appliquée de préférence sur des villages petits et pour calculer le niveau de la fécondité légitime sur des périodes très longues de temps pour lesquelles il est possible de réunir un nombre statistiquement significatif de fiches de familles.

⁶⁴ Voir les références de la note 16.

⁶⁵ ANDORKA, R. 1972, et 1978b.

la fin du XVIIe et pendant le XVIIIe siècle⁶⁶ ;

1.d.- un cas un peu différent des antérieurs est celui de la paroisse anglaise de Colyton étudiée par E.A. Wrigley en 1966, pour laquelle il est possible de dessiner une fluctuation complète de la fécondité légitime: celle-ci diminue pendant un long laps de temps au XVIIe siècle puis elle remonte ensuite retrouvant au XVIIIe siècle les niveaux antérieurs à la baisse⁶⁷.

2.- Sans procéder à des reconstructions de familles, différents auteurs ont signalé l'existence de fluctuations significatives à court et à moyen terme de la fécondité légitime dans le passé:

2.a.- G. Carlsson (1970), étudiant les oscillations de la fécondité suédoise au XIXe siècle, croit mettre en évidence des oscillations parallèles de la fécondité légitime;

2.b.- R. Lee (1975) analysant les fluctuations à court terme

⁶⁶Par exemple: les Ducs et Pairs de France; les familles duciales britanniques; l'aristocratie de Milan, Florence, Gènes et Venise; la bourgeoisie de Genève; les citoyens prééminents (mercantiles et fonctionnaires) de Lyon et de Rouen; les juifs des villes italiennes. LIVI BACCI, M. 1983 a réuni et comparé les résultats de ces divers études monographiques.

⁶⁷La fécondité légitime de cette paroisse, qui était relativement élevée pendant la période 1520-1629, a diminué pendant la période 1646-1720 pour se récupérer ensuite de 1770 à 1837. Comparant la première et la seconde période, Wrigley commente: "the contrast is not between a society producing children at a maximum rate and a society imposing maximum restrictions but rather between two points on a spectrum of possibilities, each some way from the furthest extremes. In the earlier period the control appears to have lain largely in conventional ages at first marriage which were even then so late for women as to cause them to spend on an average at least a third of their fertile life unmarried. But once marriage had taken place restraints upon fertility appear to have been slight. In the later period after the great plague visitation of the mid 1640's the restraint through age at marriage became more pronounced and was compounded by new restraints within marriage. These in combination lowered fertility to the point where increase stopped." WRIGLEY, E.A. 1966, pp. 108-109.

des baptêmes observées dans de nombreuses paroisses européennes conclut que celles-ci ne se devaient pas uniquement à des fluctuations de la nuptialité et de la mortalité, mais aussi à des fluctuations de la fécondité légitime;

2.c.- J. Mokyr et C. O'Grada (1984) pensent qu'en Irlande la fécondité légitime aurait augmenté à la fin du XVIIIe siècle et pendant les premières années du XIXe, et cela aurait été un des facteurs de la forte croissance démographique de ce pays pendant cette période.

3.- Les auteurs qui soutiennent l'hypothèse selon laquelle la fécondité prétransitionnelle était en régime naturel pensent que ces observations ne la contredisent pas nécessairement. Ils ont cependant des difficultés considérables pour les intégrer dans un cadre explicatif comme celui du modèle de la transition de fécondité:

- le cas de la France (1.a), de la région de Hongrie (1.b) et de certains groupes sociaux (1.c) qui ont réduit leur fécondité légitime de façon considérable avant la seconde moitié du XIXe siècle sans avoir après retrouvé les niveaux précédents à la baisse, sont interprétés comme des exemples de précocité historique du déclin séculaire de la fécondité. Cette interprétation découle du fait qu'on pense que le déclin de la fécondité par la limitation de la descendance des couples est un fait unique qui n'a pas de précédents historiques et qui est différent des autres fluctuations de la fécondité qui ont pu se produire dans le passé. Mais ces auteurs ne voient généralement pas que cette interprétation oblige aussi à ce que toute explication du déclin de la fécondité des pays occidentaux de la fin du XIXe siècle soit aussi capable de rendre compte et

d'expliquer ces autres déclin, aussi éloignés historiquement qu'ils soient;

- le fait d'admettre que dans les sociétés prétransitionnelles existaient des "poches de contraception" et des secteurs qui pratiquaient de façon efficace la contraception (1.c) complique considérablement l'analyse du processus de transition, rendant bien difficile la détermination du "point de départ précis" de ce processus;

- les observations révélant des fluctuations de la fécondité légitime dans le passé qui, comme nous l'avons expliqué, ne peuvent être que rares si on utilise comme procédé d'observation la reconstruction de familles de petits villages, sont interprétées avec une relative réserve. Le cas de Colyton (1.d) est souvent oublié ou cité comme un cas exceptionnel d'une population qui aurait pu recourir à la limitation de naissances dans un passé assez lointain et puis l'abandonner. Les autres cas signalés (2.a, 2.b et 2.c) sont considérés comme étant des "évidences partielles" tant qu'elles ne montrent pas que la cause de ces fluctuations étaient des comportements d'arrêt, les seuls considérés comme des contrôles volontaires de la fécondité. Cependant, les auteurs qui pensent que ces fluctuations sont dues simplement au jeu des variables intermédiaires de la fécondité naturelle ont des difficultés à expliquer comment ces facteurs et comportements pouvaient changer aussi rapidement sans qu'il soit fait appel à des changements dans les préférences des couples sur la taille de leur descendance.

4.- En conclusion, les auteurs qui soutiennent l'hypothèse que la fécondité prétransitionnelle était en régime naturel demandent des preuves concluantes pour abandonner cette

hypothèse, mais, à l'inverse, ils n'apportent pas non plus toujours des preuves tout à fait convaincantes de leur thèse. Par contre, un certain nombre d'auteurs pensent qu'il ne faut pas préjuger que les facteurs et les comportements qui déterminaient la fécondité des populations du passé étaient de nature différente de ceux qui ont produit son déclin séculaire et qui agissent sur la fécondité des sociétés post-transitionnelles. Pour ces auteurs le déclin de la fécondité des populations européennes de la fin du XIXe siècle est vu:

"comme une extension des contrôles volontaires sur la fécondité qui existaient avant la Révolution Industrielle - comme un pas en avant dans le processus d'ajustement et non comme une nouvelle forme de comportement", et le concept de transition est interprété: "comme faisant partie d'un flot continu de changements, comme un concept heuristique plutôt qu'un moment temporel précis."⁶⁸

⁶⁸ "as an extension of purposive controls over fertility that existed prior to the Industrial Revolution -an escalated set of adjustments, but not a fundamentally new form of behavior.", "as part of a continuous stream of changes, a heuristic concept rather than a peculiar moment in time." BLAKE, J. 1985, pp. 397 et 400.

SECONDE PARTIE

TRAJECTOIRES REGIONALES DANS LA TRANSITION DEMOGRAPHIQUE ESPAGNOLE

CHAPITRE 2.- L'EVOLUTION DE LA FECONDITE AU XIXe ET AU XXe SIECLES

2.0.- Introduction: les variables intermédiaires de la fécondité

La fécondité d'une population est toujours le résultat d'un bilan de facteurs et de comportements qui déterminent directement son niveau et son évolution. Dans ce chapitre nous verrons comment l'analyse démographique a réussi à réduire ces multiples facteurs en une série de composantes immédiates ou variables intermédiaires de la fécondité et comment elle a cherché par différents procédés à explorer leur influence respective sur la fécondité. Nous pensons que la présentation des résultats les plus significatifs de ces études sur les variables intermédiaires peut nous apporter des éléments utiles et orientatifs pour l'analyse et l'interprétation des différences et des variations de la fécondité, et en particulier de la fécondité légitime, observées en Espagne pendant les deux cent dernières années.

Nous avons utilisé comme guide de ce chapitre la liste de huit variables intermédiaires de la fécondité établie par J. Bongaarts (1978). Cet auteur a classé ces variables en trois groupes: celles qui affectent la formation des couples, et celles qui affectent la fécondité des couples qu'il a subdivisé en variables de la fécondité naturelle et variables de la fécondité contrôlée. Nous avons reclassé ces huit variables suivant un critère différent qui se rapproche de celui utilisé dans les classifications de K. Davis et J. Blake (1958) et de R. Freedman (1963). Nous avons alors distingué les variables intermédiaires de la fécondité selon qu'elles agissent sur:

- la formation de couples stables:

1.- la proportion de femmes mariées parmi les femmes d'âge fertile qui est une variable très importante dans les sociétés où le mariage marque le début de la période d'exposition aux rapports sexuels et la fréquence des naissances illégitimes est faible. Cette proportion dépend: de l'âge au mariage, du célibat définitif et de la séparation (temporaire ou définitive) des couples;

- la probabilité de concevoir, qui dépend elle-même de:

2.- la durée de la période fertile;

3.- la stérilité involontaire;

4.- l'intensité et la durée de l'allaitement maternel;

5.- la fréquence des rapports;

6.- la contraception, et on se réfère ici à toute pratique, de l'abstinence jusqu'à la stérilisation, qui réduit la probabilité de concevoir.

- la gestation et le succès de la grossesse, limités par:

7.- la mortalité intrautérine non provoquée;

8.- l'avortement provoqué.

Parmi les populations étudiées jusqu'à maintenant, une de celles qui a présenté un des bilans les plus favorables de ces variables, et par là un des niveaux les plus élevés de la

fécondité, est la secte américaine des Huttérites¹ pendant les années 1921-30. Cependant, la fécondité générale des Huttérites ne manifeste pas pleinement leur "capacité reproductive" ou fertilité, car celle-ci est aussi "limitée", en particulier par la nuptialité: les femmes huttérites ne se mariaient pas alors toutes au début de leur période fertile², un certain nombre d'entre elles ne le demeuraient pas pendant le reste de leur vie fertile et, de plus, le nombre de naissances hors mariage était très réduit. Par contre, l'action des autres variables intermédiaires assurait un niveau de fécondité élevé chez les femmes mariées. C'est ainsi que la fécondité légitime des Huttérites a servi pour fixer la limite supérieure empirique de la fécondité et elle est la meilleure approximation dont on dispose actuellement de la manifestation (sans restrictions) du

¹ Les Huttérites sont une secte religieuse anabaptiste qui se fait une loi morale absolue de ne pratiquer en aucune circonstance la contraception. Cette secte est apparue en Moravie au XVIIe siècle, et vers 1870 émigrèrent 440 de ses membres aux Etats Unis, précisément dans l'état du Dakota du Sud, où son effectif atteignait 15.000 personnes en 1965 (LONGONE, P. 1974). EATON, J.W. et MAYER, A.J. 1953 qui ont étudié les caractéristiques démographiques des Huttérites indiquent que, pendant les années 1950, leur structure par âge était très jeune -plus de la moitié de la population avait moins de 15 ans et 2% seulement plus de 65 ans-, le taux de natalité était de 46 pour mille, la descendance finale proche de 10 enfants par femme, le taux brut de mortalité était inférieur à 5 pour mille du fait tout à la fois des conditions favorables de la mortalité et de la jeunesse de la structure par âge de la population, et qu'enfin le taux d'accroissement était très élevé, de 4.2 % par an.

² Dans la période 1921-30, l'âge moyen des femmes au premier mariage était de 22 ans.

potentiel de fertilité d'une population humaine³.

L'analyse de la fécondité s'est largement occupée d'essayer d'expliquer la variabilité des niveaux de la fécondité des populations européennes du passé et pourquoi ces niveaux étaient beaucoup plus faibles que celui des Huttérites.

L'évaluation de l'importance qu'a pu avoir la nuptialité dans les déterminations de ces différences est facilitée par l'existence de sources statistiques qui permettent le calcul d'indices de cette variable. Nous consacrerons le chapitre suivant à l'analyse de l'évolution de cette variable en Espagne ainsi que dans d'autres pays d'Europe occidentale pendant les deux cents dernières années et nous discuterons ensuite son impact sur l'évolution de la fécondité générale dans ces pays.

Il est plus difficile de quantifier le poids des déterminants immédiats de la fécondité des couples. Dans le chapitre 2 (section 2.2.1), nous chercherons à expliquer les différences de la fécondité légitime en Espagne avant la fin du XIXe siècle. L'hypothèse que nous avons adoptée a pris forme dans le présent chapitre où nous présentons ce que nous croyons être les principaux résultats des études sur les variables intermédiaires de la fécondité réalisées sur des populations actuelles et du passé. Dans ce chapitre, nous nous occuperons

³Vers 1930, les taux de fécondité légitime des Huttérites étaient (pour 1000 femmes mariées dans chaque groupe d'âge): 300 à 15-19 ans, 550 à 20-24 ans, 502 à 25-29 ans, 447 à 30-34 ans, 406 à 35-39 ans, 222 à 40-44 ans et 61 à 45-49 ans. Les femmes qui se mariaient à 20 ans et dont le mariage ne s'interrompait pas avant 49 ans avaient donc alors en moyenne près de 11 enfants par femme, et dans le cas plus hypothétique où toutes ces femmes auraient vécu pendant toute leur période fertile (c'est à dire de 15 à 49 ans) en union stable, leur descendance finale moyenne aurait été comprise entre 12 et 13 enfants par femme (c'est à dire la somme des taux de fécondité légitime de 15 à 49 ans multipliée par 5).

successivement:

1.- de présenter les données qui ont conduit à penser que les variables physiologiques de la reproduction (comme la durée de la période fertile, la stérilité involontaire ou la mortalité intrautérine non provoquée) ne peuvent à elles seules expliquer qu'une très petite partie des différences observées dans la fécondité légitime des populations européennes du passé;

2.- d'examiner différents exemples qui révèlent l'influence très importante qu'ont les coutumes réglant l'allaitement maternel sur la fécondité légitime des sociétés traditionnelles;

3.- et finalement de discuter de certains procédés mis au point pour démontrer que l'incidence des pratiques contraceptives sur la fécondité des populations européennes du passé était très réduite.

2.0.1.- Les dimensions physiologiques de la reproduction

La durée de la période fertile

L'âge moyen à la puberté et à la ménopause définissent les limites "par excès" de la période fertile. La durée totale de celle-ci est plus courte que l'intervalle qui sépare la puberté de la ménopause, car l'entrée et la sortie de l'état fertile sont en réalité progressives. La durée totale de la vie fertile est donc plus brève, mais varie de toute manière de façon directe avec la longueur de cette intervalle.

On a pu observer des différences non négligeables dans la longévité moyenne de la période fertile entre populations contemporaines; l'âge moyen des femmes à la puberté est par

exemple supérieur à 18 ans dans deux tribus de Nouvelle Guinée, proche de 16 ans au Bangladesh rural et inférieur à 13 ans aux Etats Unis⁴; à l'autre extrême de l'intervalle, l'âge moyen à la ménopause ne dépassait pas les 44 ans au Punjab (en Inde) en 1966, quand celle-ci se produisait vers les 50 ans aux Etats Unis en 1974⁵.

Un des déterminants importants de l'âge moyen à la puberté est le poids des jeunes filles et par là le type d'alimentation. A partir d'observations de différents pays, on a pu estimer que l'arrivée de la première menstruation se produit en moyenne quand les jeunes femmes atteignent les 47 kilos. Ce poids correspondait au poids moyen des femmes de 16.5 ans en Belgique en 1835, de 14.0 ans aux Etat Unis en 1895 et de 12.8 ans aujourd'hui dans ce dernier pays⁶. Cette acquisition plus rapide de poids par les jeunes filles est une des causes principales de l'avancement de l'âge moyen à la puberté observé dans différentes populations occidentales pendant les cent dernières années⁷.

La durée moyenne de la période fertile peut par conséquent varier selon les populations entre 25 et 35 ans approximativement. Cependant, cette variable n'explique que très peu les différences de la fécondité observées en Europe depuis le XVIIe siècle car l'âge moyen des femmes au premier mariage a été toujours très supérieur à l'âge moyen à la puberté et l'âge moyen à la dernière maternité très inférieur à celui de la ménopause.

⁴ MENKEN, J., TRUSSEL, J. et WATKINS, S.C. 1981, p. 431.

⁵ MOSLEY, W.H. 1979, p. 90.

⁶ FRISCH, R.E. 1975

⁷ A part Frisch citée dans la note précédente, voir aussi LASLETT, P. 1980.

La stérilité involontaire

Il est pertinent pour l'analyse de distinguer entre la période de stérilité définitive qui précède la ménopause des périodes de stérilité temporaire qui peuvent se produire pendant la période fertile.

Pour ce qui est du premier type de stérilité, on a pu observer que l'âge moyen à la dernière maternité était proche de 40 ans et que cet âge variait peu entre les populations européennes du passé. Même chez des populations qui, comme les Huttérites, vivent dans des conditions sanitaires et alimentaires beaucoup plus favorables, cet âge n'est guère supérieur à 40 ans. Ces observations font penser que l'âge moyen auquel les femmes atteignent leur stérilité définitive est un paramètre peu variable de la fonction reproductive, mais duquel on sait qu'il peut cependant atteindre des valeurs significativement plus basses dans des populations victimes d'une contamination vénérienne étendue.

Quand aux stérilités temporaires, on a pu observer que, dans des situations de famine et de malnutrition extrêmes (comme celles bien documentées qui se sont produites pendant la IIe guerre mondiale ou plus récemment au Cambodge), augmentait de façon importante la proportion des femmes affectées d'aménorrhée (arrêt de l'ovulation et des menstruations) et qui étaient par conséquent temporellement stériles.

A partir de ces observations, Le Roy Ladurie (1969) a suggéré que les fluctuations annuelles et saisonnières de la natalité des populations européennes préindustrielles pourraient

s'expliquer par les fluctuations des disponibilités alimentaires et par les variations dans la proportion de femmes atteintes de stérilité temporaire. Il semble difficile qu'on puisse arriver un jour à mesurer les facteurs qui réduisaient systématiquement la natalité pendant les crises de subsistance et de mortalité et pendant certaines époques de l'année. Cependant, on ne doit pas oublier l'intervention possible d'autres facteurs que la stérilité temporaire comme les restrictions de la nuptialité ainsi que la réduction de la fréquence des rapports sexuels (produite par la maladie, la séparation, la diminution de la libido ou la volonté des couples de retarder les naissances pendant la crise).

La mortalité intrautérine spontanée

Les études sur des populations actuelles ont montré que la fréquence des avortements spontanés est particulièrement élevée pendant les premières semaines après la fécondation et que les anomalies génétiques sont la cause probablement la plus importante de ces échecs. La mortalité intrautérine pendant les tout premiers mois de la conception apparaît donc comme le résultat d'un mécanisme naturel d'élimination ou de sélection des embryons défectueux.

D'autre part, W.H. Mosley (1979) a comparé la mortalité pendant les derniers mois de la grossesse de différentes populations dont le niveau nutritif était très différent et il n'a pas observé de variations importantes de cette mortalité. Ce paramètre, ainsi d'ailleurs que les autres paramètres physiologiques de la fonction reproductive paraissent donc être relativement isolés et résistants face aux agressions de

l'environnement et être relativement stables. Les études réalisées pour identifier les rapports de cause à effet entre niveaux alimentaires et fécondité n'ont pas donné de résultats positifs, et:

"les données disponibles sembleraient suggérer que les effets biologiques de la nutrition ne rendent probablement pas compte des variations majeures de la fécondité entre groupes humains ne pratiquant pas la contraception. Les observations qui permettraient de lier la nutrition à la fécondité sont peu nombreuses, si l'on met à part celles faites dans des conditions extrêmes de malnutrition"⁸

Certaines maladies chroniques causées par la malnutrition (et nous nous référons à la malnutrition par insuffisance de la consommation de calories aussi bien que celle résultant d'un déséquilibre dans le régime alimentaire) peuvent cependant avoir un effet dépressif important sur la fécondité. M. Livi Bacci (1986) a par exemple étudié les effets de la pellagre⁹ sur la fécondité des régions du nord-est de l'Italie où cette maladie était endémique jusqu'au début du XXe siècle à cause d'un régime alimentaire centré fondamentalement sur le maïs. Cet auteur a montré que la fécondité légitime de cette région, qui était plus faible que dans les autres régions italiennes en 1881, augmenta

⁸ MOSLEY, W.H. 1979, pp. 99-100. Cet auteur, ainsi que MENKEN, J., TRUSSELL, J. et WATKINS, S.C. 1981. s'opposent donc à l'hypothèse de FRISCH, R.E. 1975 qui soutenait qu'il y a une incidence de la nutrition sur les paramètres physiologiques de la reproduction, et que cela expliquait pourquoi la fécondité légitime des populations européennes du passé était plus faible que celle des Huttérites.

⁹ La pellagre est une maladie causée par la carence en vitamine B. La diffusion de cette maladie en Europe est parallèle à celle du maïs, en particulier dans les régions où la consommation de ce produit est devenu prédominante dans le régime alimentaire. La pellagre était assez répandue, par exemple, dans les régions du nord-ouest de l'Espagne, mais elle n'a pas été, selon Livi Bacci, une cause de mortalité aussi importante que dans les régions du nord-est de l'Italie.

entre cette date et 1914 alors même qu'elle diminuait ou au mieux se maintenait stable dans le reste du pays. Selon lui, c'est l'éradication de la pellagre, grâce à une alimentation plus variée et plus équilibrée, qui expliquerait l'augmentation surprenante de la fécondité légitime de cette région italienne pendant les années antérieures à la Première Guerre Mondiale¹⁰.

Pour conclure ici sur les trois paramètres physiologiques de la fécondité examinés jusqu'ici, à savoir la durée de la vie fertile, la stérilité involontaire et la mortalité intrautérine spontanée, on peut dire qu'ils n'ont joué qu'un rôle mineur dans la détermination de la fécondité des populations européennes du passé. Par contre, ces facteurs peuvent réduire la fécondité des populations qui sont largement affectées par des maladies vénériennes ou certaines maladies de carence.

Mais si les paramètres physiologiques précités ont une incidence généralement négligeable, l'allaitement maternel que nous allons examiner maintenant explique par contre une partie très importante des différences de fécondité légitime observées, du fait de son intensité et de sa durée dissemblables dans les sociétés traditionnelles.

2.0.2.- Les pratiques d'allaitement maternel

L'accouchement est suivi par une période pendant laquelle le

¹⁰ Les causes de la pellagre ainsi que son caractère endémique et chronique expliquent les effets dépressifs de cette maladie sur la fécondité: les faiblesses, l'apathie et la neurasthénie qui accompagnent les premiers stades de la maladie peuvent faire diminuer la libido et la fréquence des rapports sexuels; les affections digestives qui se présentent dans les stades suivants de la maladie affectent également la fertilité, mais par des voies différentes et en particulier par le biais d'une augmentation de la mortalité intrautérine.

risque de concevoir est nul. La durée de cette période de stérilité post-partum dépend du type d'allaitement pratiqué, et plus précisément de sa durée et de son intensité (cette dernière étant définie par la fréquence des prises et de si l'allaitement est partiel ou complet, c'est à dire s'il est ou non accompagné d'autres aliments que le lait maternel).

On estime que la durée moyenne de la période d'aménorrhée post-partum qui va de l'accouchement jusqu'à la réapparition du cycle ovulatoire peut osciller entre un minimum de un mois et demi et un maximum de dix huit mois¹¹. Sans entrer dans le détail il faut souligner ici que le mécanisme d'inhibition de l'ovulation pendant l'allaitement semble indépendant de l'état nutritif de la femme¹².

Si l'on cherche maintenant à quantifier l'effet des pratiques d'allaitement maternel sur la fécondité, il faut tenir compte de l'allongement des intervalles entre naissances auquel ces pratiques conduisent. On doit donc ajouter pour cela à la

¹¹ La durée moyenne de cette période de stérilité post-partum est, par exemple, de 3 mois dans de nombreuses populations actuelles des pays occidentaux, de 10.9 mois au Punjab, de 14.3 mois au Guatemala, de 17.3 mois au Sénégal et un maximum de 18.9 mois au Bangladesh (BONGAARTS, J. 1978, p. 116). On se réfère à une période maximum, car on admet généralement que la prolongation de l'allaitement au delà d'une période de un an et demi n'empêche pas le retour de l'ovulation.

¹² Dans cette ligne d'idée, FRISCH, R.E. 1975 a avancé l'hypothèse que, à durée d'allaitement égal, les femmes les plus mal nourries auraient une période d'aménorrhée postpartum plus longue que celles qui sont les mieux nourries. MENKEN, J., TRUSSELL, J. et WATKINS, S.C. 1981, pp. 434-435, ont infirmé cette hypothèse en comparant la durée de l'aménorrhée post-partum de femmes bien et mal nourries au Guatemala et au Bangladesh sans trouver de différences significatives. On a donc là une nouvelle preuve de ce que les mécanismes biologiques de la reproduction sont relativement indépendants des conditions alimentaires.

durée minimale (1.5 mois) ou maximale (18 mois) de l'aménorrhée post-partum, les 7.5 mois nécessaires (en moyenne, selon les modèles probabilistes de la fécondabilité) à la fécondation en l'absence de contraception, ainsi que les 9 mois de la grossesse. On obtient ainsi une durée minimale moyenne de l'intervalle entre naissances de 1.5 ans si l'allaitement est court et un intervalle proche de 3 ans si l'allaitement est prolongé et intense. Si la durée de la vie fertile est de 30 ans, les descendance théoriques maximales qui découlent de ces intervalles sont de 20 et 11 naissances par femme, respectivement.

Les reconstructions de famille de populations européennes du passé ont montré que les intervalles moyens entre naissances étaient souvent longs et proches du "maximum théorique" de 3 ans que nous avons précédemment calculé. Deux types d'observations paraissent montrer que la durée de ces intervalles dépendait étroitement de la durée de l'allaitement maternel:

- lorsque un enfant décède dans les tous premiers mois de sa vie et que l'allaitement se trouve de ce fait interrompu, le délai séparant sa naissance de celle de l'enfant suivant est en moyenne plus court que s'il avait survécu au delà d'un an;

- J. Knodel (1968) a comparé la durée moyenne des intervalles entre naissances de trois paroisses de Bavière au XIXe siècle, dont les mères de deux d'entre elles (Schönberg et Anhausen) n'allaitaient pratiquement pas alors que dans la troisième (Mömmlingen) l'allaitement était général et prolongé. Nous présentons à la table 1 la durée moyenne des intervalles entre naissances dans ces paroisses. Ces données encadrent d'autres observations analogues que nous avons également

reportées à la table 1. On note que la durée moyenne des intervalles est plus élevée à Mömmlingen, là où l'allaitement est intense et prolongé, et c'est aussi dans cette paroisse que l'on observe la différence la plus grande entre intervalles selon que l'enfant précédent est décédé ou non avant un an.

Table 1. Intervalle entre naissances selon le destin de l'enfant né au début de l'intervalle: résultats de diverses études

Villages (pays)	Date des mariages	Intervalle moyen entre naissances (en années), selon que l'enfant précédent est:		
		décédé avant un an	survivant au delà d'un an	différence d'interv.
Mömmlingen (Allem.)	(1840-1890)	1.62	2.50	0.88
Crulai (France)	(1674-1742)	1.73	2.47	0.74
Cocos-Keeling Isl.	(1888-1947)	1.72	2.38	0.66
Bourgeoisie de Genève (Suisse)	(1600-1649)	1.65	2.28	0.63
Sachsen M. (Allem.)	(avant 1880)	1.71	2.24	0.53
Bas-Quercy (France)	(1700-1792)	2.18	2.65	0.47
Canada français Bourgeoisie	(1700-1729)	1.62	2.08	0.46
de Genève (Suisse)	(avant 1600)	2.16	2.57	0.41
Le Mesnil- Beaumont (France)	1740-1799	1.90	2.31	0.41
Schönberg (Allem.)	1840-1890	1.67	1.83	0.16
Anhausen (Allem.)	1840-1890	1.64	1.66	0.02

Sources: LERIDON, H. 1969, p. 1000, d'après les données réunies par KNODEL, J. 1968.

L'influence de l'allaitement maternel sur la fécondité ne se produit pas uniquement par des mécanismes endocrinologiques conduisant à l'inhibition de l'ovulation. Des comportements sociaux associés à l'allaitement contribuent aussi à réduire encore le risque de conception, comme par exemple, les coutumes de séparation des époux ou les interdits sexuels pendant le temps

que dure l'allaitement et qui sont caractéristiques de nombreuses sociétés. L'ensemble des coutumes réglant l'allaitement maternel -c'est à dire sa durée et son intensité, ainsi que les rapports du couple- peut à lui seul expliquer une partie importante des différences observées dans la fécondité légitime des sociétés traditionnelles.

Nous parlerons finalement de la contraception et de l'avortement volontaire, qui selon de nombreux auteurs doivent être distingués des variables antérieures du fait qu'elles sont les seules qui peuvent être qualifiées stricto sensu de contrôles volontaires des naissances.

2.0.3.- L'incidence des pratiques contraceptives sur la fécondité des populations européennes du passé

On pense généralement que la contraception et l'avortement volontaire ont une influence différente sur la fécondité de celle qu'ont les autres variables intermédiaires, car ces deux facteurs modifient non seulement le niveau de la fécondité, mais aussi son calendrier. Autrement dit, la contraception et l'avortement volontaire empêchent d'avantage les naissances de rang supérieur, alors que les autres variables intermédiaires de la fécondité tendent à modifier de façon égale les intervalles entre naissances. Cette différence dans la forme d'opérer a permis l'élaboration d'indicateurs et de procédés permettant de détecter et de mesurer leur influence sur la fécondité d'une population.

Un premier indice du recours à la limitation volontaire des naissances dans une population est l'abaissement de l'âge moyen à la dernière maternité. D'après les données dont on dispose, celui-ci paraissait être relativement stable, aux alentours de 40

ans, dans les populations européennes du passé.

Un second indice de la limitation volontaire est la forme de la courbe des taux de fécondité légitime par âge de la mère. A.J. Coale et J.T. Trussell (1974) ont mis au point un procédé consistant dans la comparaison des taux observés avec ceux d'une distribution type qui est la moyenne simple des taux de fécondité légitime par âge de 13 populations dont on suppose qu'elles ne pratiquaient pas la limitation volontaire des naissances¹³. La différence de forme entre la courbe observée et la courbe type est résumée par un paramètre, l'indice "m", qualifié d'indicateur du contrôle de la fécondité. Cet indice est construit de telle façon qu'il sera très proche de zéro si le niveau de la fécondité à partir de 20 ans dans la population étudiée ne s'écarte pas du schéma suivi par le calendrier type de la fécondité naturelle. Si à partir de 20 ans la fécondité observée s'en écarte de façon croissante avec l'âge -et selon un modèle généralement bien déterminé-, m prendra des valeurs supérieures à zéro. Coale considère que ce n'est qu'à partir de valeurs de m supérieures à 0.3 qu'on peut commencer à considérer qu'une proportion importante des couples limitent leur descendance¹⁴.

¹³ Les 13 distributions réunies par HENRY, L. 1961. Voici la moyenne arithmétique des taux de fécondité légitime (pour mille femmes) de ces 13 populations telle qu'utilisée par Coale et Trussell: pour le groupe d'âge 20-24 ans, 435; pour le groupe 25-29, 407; pour le groupe 30-34, 371; pour le groupe 35-39, 298; pour le groupe 40-44, 152; et pour le groupe 45-49, 22.

¹⁴ Pour donner un ordre de grandeur, une valeur de m proche de 1 correspondrait à la déviation enregistrée dans 43 tables de fécondité de populations occidentales pendant les années 1960, par rapport à la table type. A l'opposé, dans le cas hypothétique où la fécondité diminuerait avec l'âge moins rapidement que dans la table type de fécondité naturelle, m prendrait des valeurs inférieures à zéro.

J. Knodel (1977) a recueilli les tables de fécondité d'un nombre considérable de populations préindustrielles d'Europe et d'Asie et il a essayé, à partir des deux procédés que nous avons présenté, d'évaluer l'extension dans ces populations de la limitation de la descendance. Au graphique 2, reproduit de l'article de Knodel, sont représentés les taux de fécondité de ces populations. Pour faciliter la comparaison, les taux à 20-24 ans sont posés égal à 100 et les taux aux âges supérieurs sont mis à l'échelle du premier.

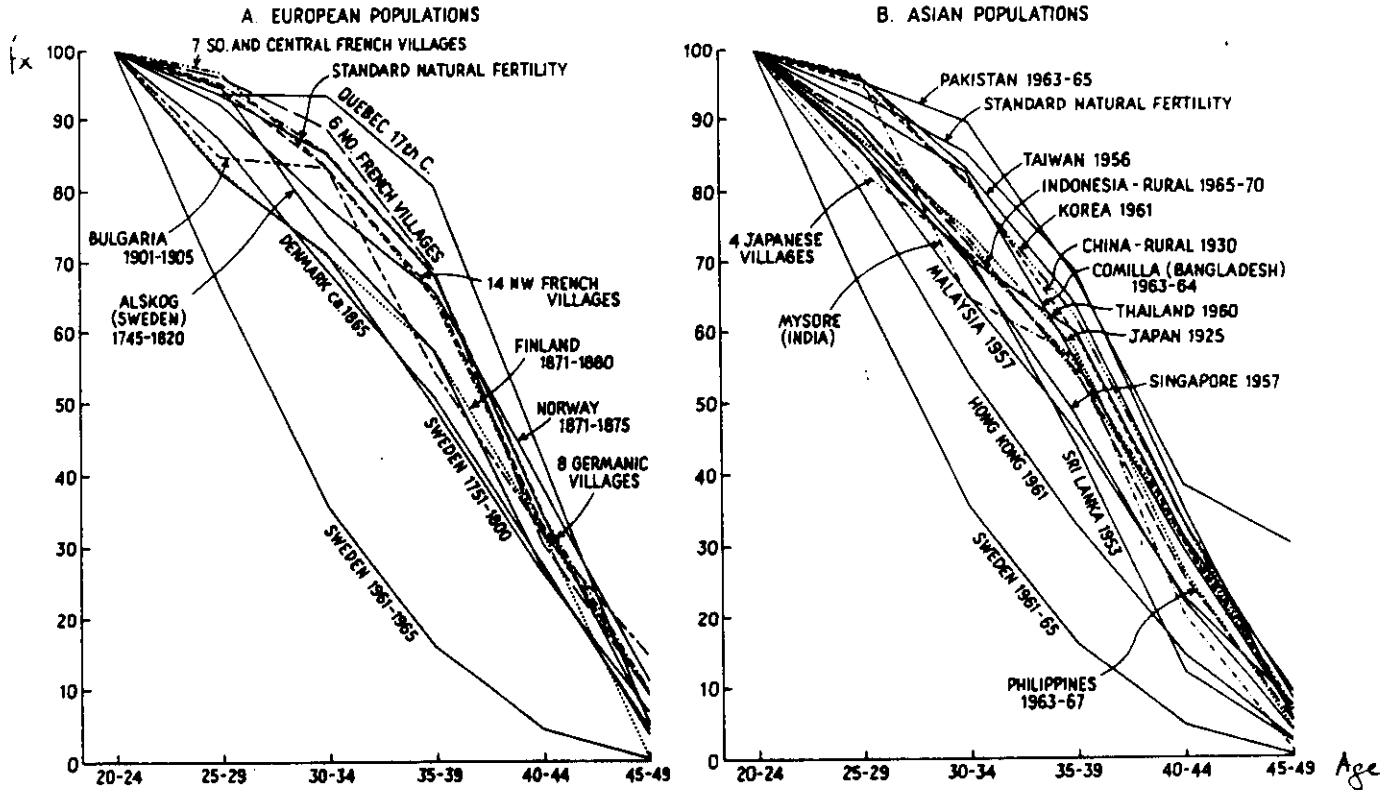
Les courbes de fécondité des populations européennes du passé, qu'elles soient nationales ou le résultat d'études de paroisses, présentent une allure convexe bien différente de celle de la population suédoise de 1961-65 que Knodel donne comme exemple d'une population contrôlant largement sa descendance. Cette dernière courbe est concave et on peut apprécier une rapide diminution des taux de fécondité légitime à partir de 30 ans.

Knodel a calculé pour toutes ces populations l'indice "m" du contrôle de la fécondité et donne également les valeurs d'un indice du niveau de la fécondité, "M"¹⁵ (voir les résultats en table 2). On remarque que pour toutes les populations européennes du passé, et indépendamment du niveau de la fécondité (mesuré par M) qui variait de façon considérable, l'indice du contrôle m présente des niveaux relativement bas et toujours inférieurs à 0.3, ce qui indique une faible déviation de la courbe des taux de fécondité légitime de ces populations par rapport à celle de la fécondité naturelle, et par conséquent une très faible proportion

¹⁵M est calculé en divisant le taux de fécondité légitime à 20-24 ans de chaque population par le taux correspondant de la table type des populations de Henry.

Graphique 2. Evolution des taux de fécondité légitime avec l'âge dans différentes population pré-industrielles d'Europe et d'Asie

(base 100 = taux de fécondité légitime 20-24 ans)



Sources: KNODEL, J. 1977, p. 225.

Tableau 2. Indice de contrôle de la fécondité (m) dans différentes populations industrielles d'Europe et d'Asie

	Date	Source	M (Index of fertility level)	m (Index of fertility control)	
				Mean	Standard deviation
<i>European populations</i>					
<i>Reconstitution studies</i>					
7 south and central French villages	17-18th Century	A	0.94	0.02	0.08
6 north French villages	17-18th Century	A	1.15	0.00	0.08
14 NW French villages	17-18th Century	A	1.06	0.03	0.04
8 German villages	17-18th Century	A	0.97	-0.00	0.04
Quebec	17th Century	B	1.11	-0.06	0.08
Alskog (Swedish village)	1745-1820	S	0.79	0.13	0.10
<i>National statistics</i>					
Bulgaria	1901-05	C	0.83	0.02	0.34
Denmark	ca 1865*	D	0.97	0.26	0.05
Finland	1871-80	E	0.98	0.24	0.13
Norway	1871-75†	F	0.93	-0.05	0.21
Sweden	1751-1800	G	1.00	0.23	0.20
<i>Asian populations</i>					
China - rural	1930	H	0.57	0.06	0.09
Comilla (Bangladesh)	1963-64	I	0.71	0.13	0.06
Hong Kong	1961	J	1.02	0.61	0.11
Mysore (India)‡		K	0.68	0.24	0.22
Indonesia - rural§	1965-70	L	0.77	0.17	0.06
4 Japanese villages	17-19th Century	M	0.84	0.18	0.19
Japan	1925	N	0.74	0.21	0.03
Korea	1961	O	0.81	0.03	0.08
Malaysia	1957	P	0.96	0.25	0.25
Pakistan	1963-65	Q	0.64	-0.24	0.41
Philippines	1963-67	R	0.94	0.19	0.08
Singapore	1957	P	1.00	0.30	0.06
Sri Lanka	1953	P	0.86	0.44	0.20
Taiwan	1956	P	0.82	-0.02	0.13
Thailand	1960	P	1.02	0.11	0.23

- (A) Daniel Scott Smith, 'A Homeostatic Demographic Regime: Patterns in West European Family Reconstitution Studies. Revised version of a paper prepared for a Conference on Behavioral Models in Historical Demography (University of Pennsylvania, 1974).
- (B) Hubert Charbonneau, *Vie et mort de nos ancêtres, Etude démographique* (Montréal: Les Presses de l'Université de Montréal, 1975).
- (C) Robert J. McIntyre, 'The Bulgarian Anomaly: Demographic Transition and Current Fertility'. Paper presented at the Annual Meeting of the Population Association of America (Seattle, 1975).
- (D) P. C. Matthiessen, *Some Aspects of the Demographic Transition in Denmark* (Copenhagen: G.E.C. Gads Forlag, 1970).
- (E) J. Kumar, 'A Comparison between Current Indian Fertility and Late Nineteenth-Century Swedish and Finnish Fertility', *Population Studies* 25 (1971) pp. 269-282.
- (F) Norway, Central Bureau of Statistics, *Marriages, Births and Migrations in Norway 1836-1960*. Study No. 13 (1965).
- (G) Gustav Sundbäck, *Bevölkerungsstatistik Schwedens 1750-1900*, Urväl No. 3 (National Central Bureau of Statistics, 1970).
- (H) George Barclay et al., 'A Reassessment of the Demography of Traditional Rural China', *Population Index* (1976).
- (I) John Stoekel and Moqbul A. Choudhury, *Fertility, Infant Mortality and Family Planning in Rural Bangladesh* (Dacca: Oxford University Press, 1973).
- (J) R. Freedman and Arjun L. Adlakha, 'Recent Fertility Declines in Hong Kong: The Role of the Changing Age Structure', *Population Studies* 22 (1968) pp. 181-198.
- (K) United Nations, Department of Economic and Social Affairs, *The Mysore Population Study*, Population Studies No. 34 (1961).
- (L) Peter F. McDonald, Mohammad Yasin and Gavin W. Jones, *Levels and Trends in Fertility and Childhood Mortality in Indonesia* (Jakarta: Demographic Institute, 1975).
- (M) Robert Y. Eng and Thomas C. Smith, 'Peasant Families and Population Control in Eighteenth-Century Japan', *Journal of Interdisciplinary History* 6, No. 3 (1975), pp. 417-445.
- (N) Kazumasa Kobayashi and Yoshihiro Tsubouchi, *Trends and Regional Variations of Marital Fertility in Japan*, Kyoto Conference on Fertility Transition (Honolulu: East-West Population Institute and Kyoto: Center for Southeast Asian Studies, 1975).
- (O) Robert J. Lapham and W. Parker Mauldin, 'National Family Planning Programs: Review and Evaluation', *Studies in Family Planning* 3, No. 3 (1972) pp. 29-52.
- (P) United Nations, *Population Bulletin No. 7*. New York: Department of Economic and Social Affairs, 1965).
- (Q) Mohammed Afzal, *The Population of Pakistan* (Islamabad: Pakistan Institute of Development Economics, 1974) (CICRED Series).
- (R) Mercedes Concepcion, 'Changes in Period Fertility as Gleaned from the 1973 NDS', *Research Note No. 13* (Population Institute, University of the Philippines System, 1974).
- (S) David Gaunt, 'Family Planning and the Preindustrial Society: Some Swedish Evidence', in Kurt Agren, et al., *Aristocrats, Farmers, Proletarians* (Uppsala: Scandinavian University Books, 1973).

Notes: n.a. = Not available.

* Estimated from rates computed for birth cohorts; † rate for women aged 45-49 calculated by author; ‡ excluding Bangalore City; § based on unweighted mean of separate marital fertility schedules for rural areas of major regions.

Sources: KNODEL, J. 1977, pp 228-229.

de couples limitant leur descendance par des comportements d'arrêt¹⁶.

¹⁶ Cependant, dans les cas où l'on dispose de données, Knodel a remarqué que l'intensité du contrôle de la fécondité (toujours mesurée par m) était clairement supérieure dans les populations urbaines même avant qu'on ait pu observer une baisse de la fécondité au niveau national (voir KNODEL, J. 1977, tableau 2).

2.1.- La nuptialité

2.1.1.- L'évolution de la nuptialité en Espagne et dans les pays d'Europe occidentale

On a représenté aux graphiques 3 et 4 les séries de deux indices de la nuptialité des générations féminines nées entre 1750 et 1950 dans différents pays d'Europe occidentale (au total 10 pays). Les graphiques 3a à 3d montrent l'évolution d'un indice du calendrier de la nuptialité: l'âge moyen au premier mariage des femmes, et les graphiques 4a à 4d celle d'un indice de l'intensité: la proportion de femmes célibataires à 50 ans.

Comme on peut le voir sur ces graphiques, les données de nuptialité ne commencent à être abondantes que pour les générations nées à partir de 1850, et elles montrent à partir de cette date une évolution assez similaire dans tous ces pays. En première approximation on peut en effet noter que:

- l'âge moyen au premier mariage et le pourcentage de célibataires définitifs se sont maintenus stables ou ont augmenté dans les générations nées dans la seconde moitié du XIXe siècle;
- par contre ces deux indices ont diminué partout dans les générations nées pendant la première moitié du XXe siècle.

Mais au delà de cette tendance générale, il existe certaines différences selon les pays:

- dans les pays d'Europe du nord (représentés aux graphiques 3a et 4a) l'âge au mariage et le célibat définitif se sont accrus considérablement et ont atteint à la fin du XIXe siècle les valeurs alors les plus élevées en Europe; à l'inverse la baisse dans les générations nées au début du XXe siècle aura été également la plus forte; l'évolution a été globalement similaire

en Italie en Espagne (représentés aux graphiques 3b et 4b), mais la fluctuation de la nuptialité y fut moins intense et décalée d'environ 20 ans, le tournant se situant ici dans les générations nées dans les années 1920 au lieu de celles des années 1900;

- dans les pays d'Europe du centre (représentés aux graphiques 3c-3d et 4c-4d) les indices de nuptialité se sont maintenus constants à des niveaux relativement élevés pour les générations nées entre 1850 et 1900 et leur diminution postérieure fait que les générations nées vers 1940 ont des comportements désormais semblables dans tous les pays d'Europe représentés ici: un âge moyen au mariage compris entre 22 et 23 ans et une proportion de célibataires à 50 ans entre 5 et 10%, valeurs basses relativement aux niveaux habituels dans ces pays au XVIIIe et au XIXe siècles.

L'évolution de l'indice de la nuptialité du moment (ici Im^{17}) traduit de façon fidèle avec environ 25 ans de décalage celle des indices des générations. Im , qui est un indice pondéré du pourcentage des femmes mariées sur les femmes d'âge fertile, a l'avantage de quantifier l'effet des variations de la nuptialité sur la fécondité générale. Au graphique 5 on a représenté les séries de Im pour les pays des deux graphiques antérieurs. Ces séries soulignent l'existence de points de similitudes dans l'évolution de la nuptialité des pays d'Europe occidentale:

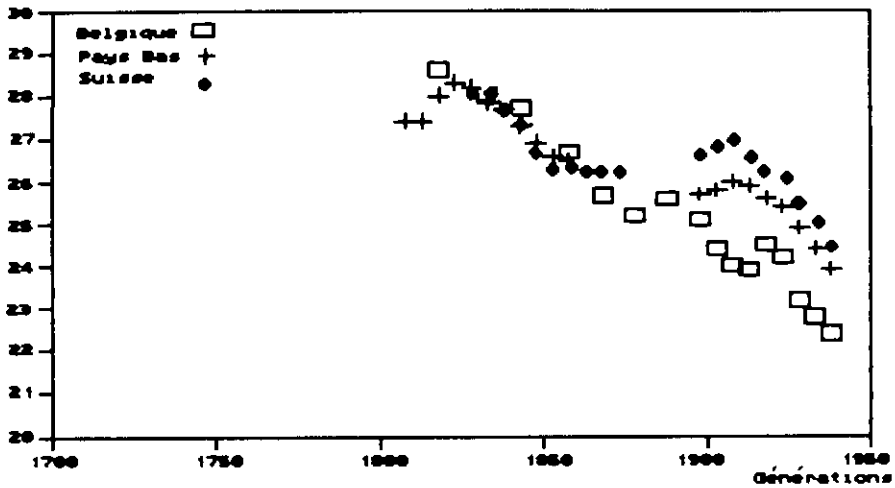
- autour de 1870 la nuptialité diminue ou se stabilise indépendamment de sa tendance et de son niveau antérieur (qui variait entre 0.4 dans les pays d'Europe du nord jusqu'à 0.6 dans les pays méditerranéens);

¹⁷Pour la définition et forme de calcul de Im voir annexe II.1.

GRAPHIQUE 3: VOIR AU VERSO

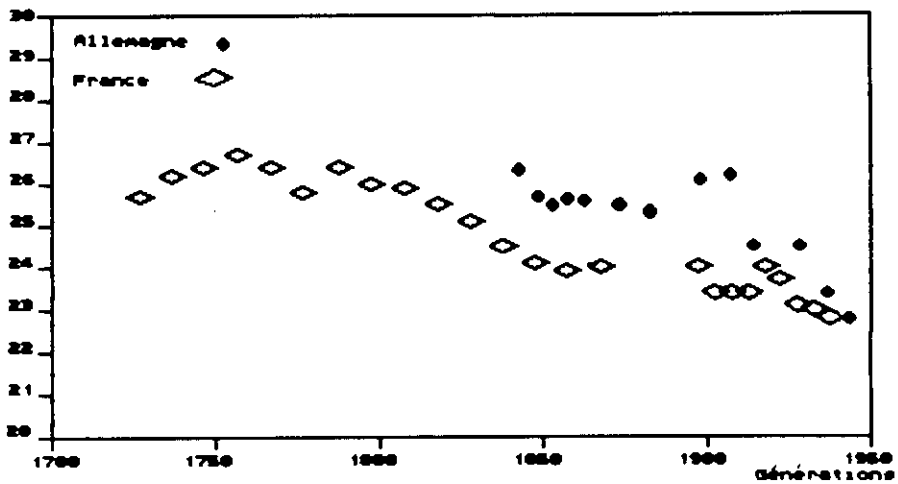
3c)

AGE MOYEN DES FEMMES AU PREMIER MARIAGE
(en années et dixièmes d'années)



3d)

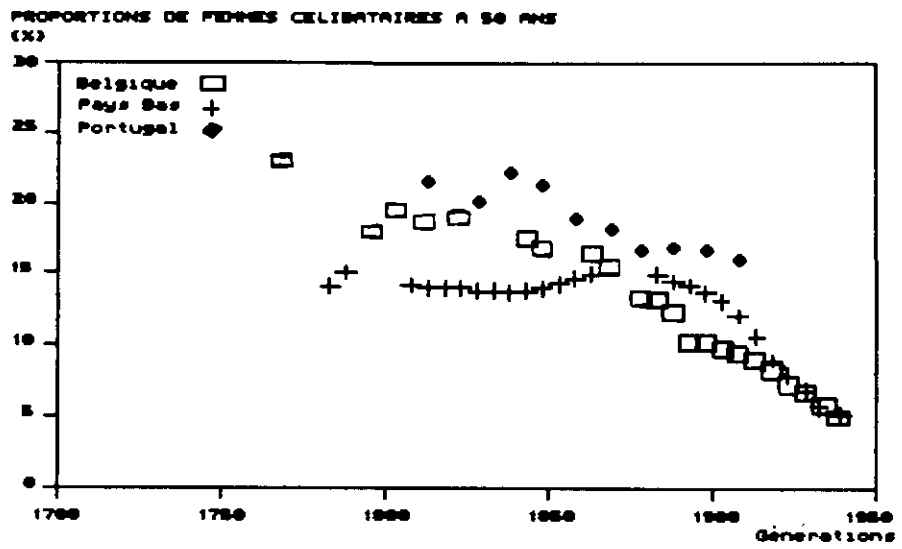
AGE MOYEN DES FEMMES AU PREMIER MARIAGE
(en années et dixièmes d'années)



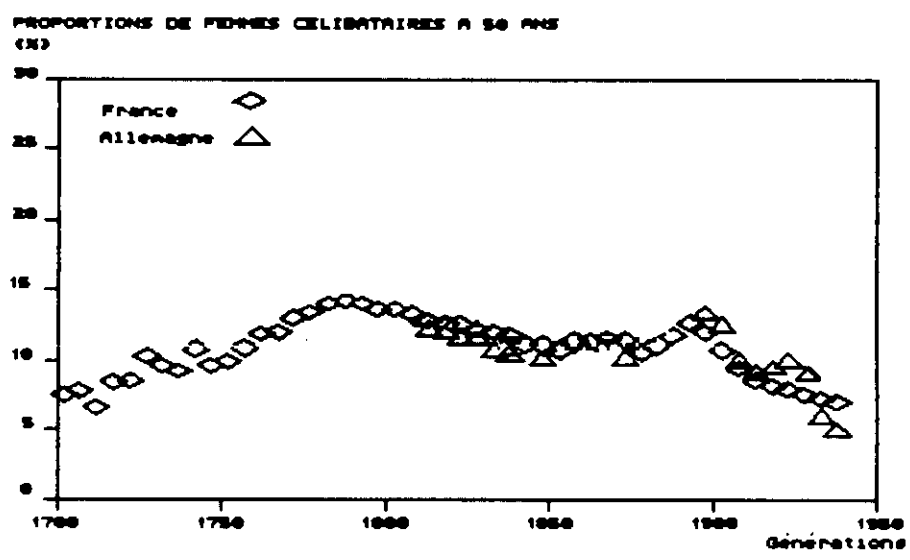
Notes: voir notes du tableau 34.
Sources: données du tableau 34 .

GRAPHIQUE 4: VOIR AU VERSO

4c)



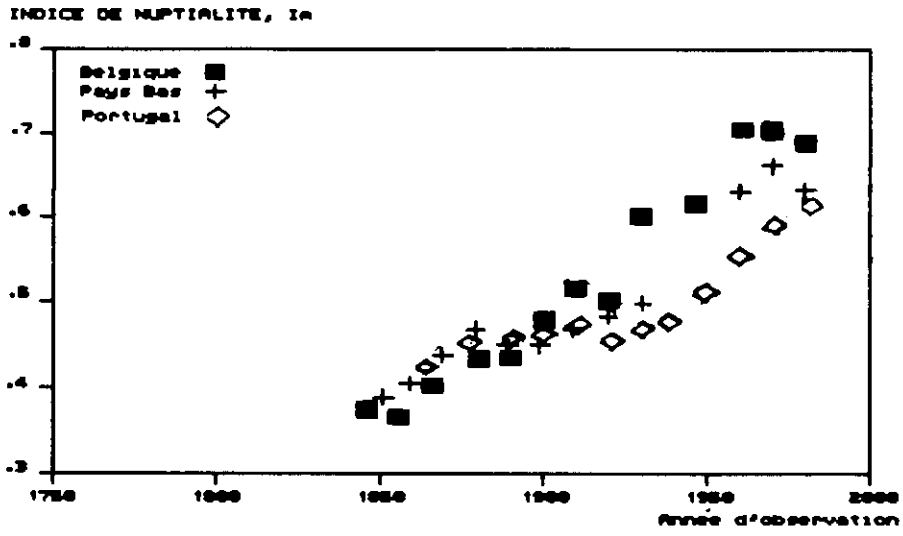
4d)



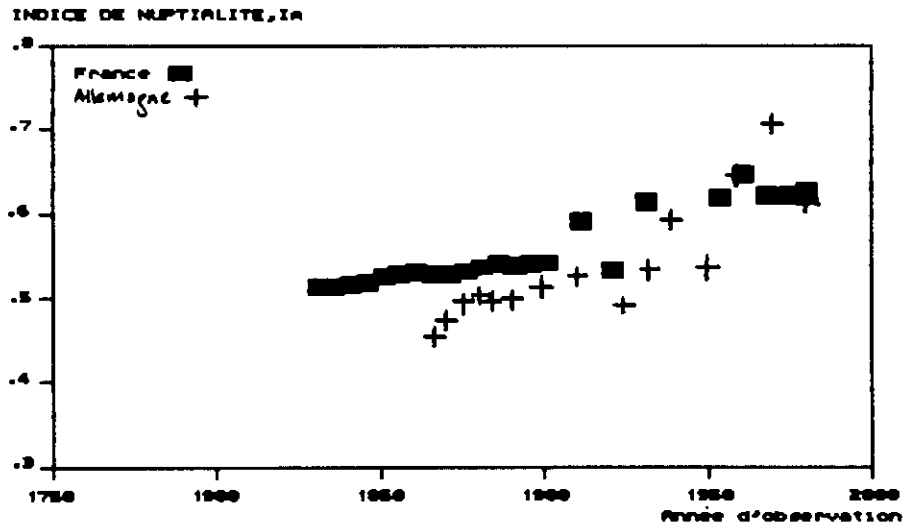
Sources: données du tableau 35.

GRAPHIQUE 5: VOIR AU VERSO

√c)



√d)



Sources: données du tableau 36 .

- après la seconde guerre mondiale il y a une augmentation générale de la nuptialité, plus intense dans les pays d'Europe du nord ce qui conduit à une homogénéisation à des niveaux élevés vers 1970 (entre 0.6 et 0.7);

- finalement la baisse actuelle de la nuptialité qui s'observe déjà pour quelques un de ces pays vers 1980 et qui contribuera probablement à augmenter de nouveau les différences entre pays.

Hajnal est le premier à avoir mis en relief l'existence des deux premiers points de similitude. Il interpréta le renforcement du modèle européen de nuptialité de la fin du XIXe comme:

"une première réponse à l'impression que la croissance de la population devait être restreinte, ce qui forme partie de l'ensemble de changements qui menèrent à la diffusion du contrôle des naissances."¹⁸

D'autre part, il qualifia la montée de la nuptialité dans les années 1940 qui se prolonge dans les années 1950 et 1960 comme un "marriage boom" du fait de son parallélisme avec la remontée de la fécondité générale, et quelquefois aussi légitime, observée dans les pays occidentaux et qui avait été qualifié de "baby boom". Cette seconde phase marque la fin du modèle européen de nuptialité par les niveaux atteints vers 1970 et par le fait qu'après disparaît la notion même de restriction de la fécondité par la nuptialité. En effet la baisse actuelle de la nuptialité est accompagnée, surtout dans les pays d'Europe du nord, de

¹⁸ "an initial response to the feeling that population growth needed to be restrained, as part of the same set of changes which brought about the spread of birth control (exc. de France et l'Irlande). As a result of this developments, the proportions of women never marrying rose to levels probably unprecedented in much of north-western Europe by the end of the nineteenth century. The effect was temporaly reinforced by the First World War." HAJNAL, J. 1965, p. 130.

phénomènes nouveaux comme la généralisation de la cohabitation et l'augmentation de la fécondité hors mariage, ce qui permet de penser que la nuptialité cesse d'être une variable significative de la formation des familles.

Si nous revenons maintenant à la période antérieure à 1870, la question qui nous paraît la plus importante est de savoir jusqu'à quel point ce qu'Hajnal avait qualifié comme "modèle européen de nuptialité" aurait pu se renforcer ou se relâcher dans ces différents pays ou autrement dit jusqu'à quel point la nuptialité pourrait être considérée comme un paramètre relativement stable au XVIIIe siècle et au XIXe avant 1870. La grande majorité des séries de I_m (cf graphique 5) ne commencent malheureusement qu'à partir de 1850; cependant les données relatives aux générations (cf graphiques 3 et 4) remontent dans certains cas jusqu'au XVIIIe siècle, ce qui donne une perspective plus significative.

Dans les pays des graphiques 3a et 4a (Suède, Angleterre et Irlande), l'âge au mariage et le célibat définitif ont commencé à augmenter bien avant 1850, depuis le XVIIIe siècle en Suède¹⁹, depuis 1820 en Angleterre et au moins depuis 1840 en Irlande. Pour les pays des graphiques 3b et 4b, la seule information disponible concerne les générations espagnoles nées au milieu du XVIIIe siècle. Le niveau de la nuptialité est alors très semblable à celui observé 100 ans plus tard. Ces données ne

¹⁹Dans d'autres pays scandinaves, paraît aussi s'être produit une réduction notable de la nuptialité au XVIIIe siècle: W. Lutz a montré que le recul de l'âge au mariage et de l'intensité de la nuptialité ont réussi à réduire de moitié le taux d'accroissement naturel en Finlande entre 1750 et 1800 (FESTY, P., 1988).

permettent rien de plus que de suggérer une certaine stabilité de ces indices avant 1870²⁰. Dans les pays des graphiques 3c-4c et 3d-4d -situés en Europe centrale- l'âge au mariage et le célibat ont par contre diminué tout au long du XIXe siècle pour se stabiliser, comme nous l'avons vu précédemment, à partir de 1870 (ou des générations de 1850).

Le modèle de nuptialité européen n'était donc pas stable avant 1870. Mais de plus on peut remarquer que la similitude observée dans l'évolution après cette date n'existait probablement pas avant: le modèle se renforçait dans les pays scandinaves et les Iles britanniques au XIXe siècle alors qu'il se relâchait en France et certains pays du centre de l'Europe. Les séries plus longues de l'Angleterre et de la France montrent que la nuptialité n'est pas non plus restée stable au XVIIIe et que, de plus, son évolution était opposée: le célibat définitif et surtout l'âge au mariage diminuaient en Angleterre quand ils augmentaient en France²¹.

Cet ensemble d'observations permet donc de penser que les différences nationales observées dans le calendrier et

²⁰ Cette hypothèse de stabilité sera discutée plus avant quand nous analyserons les données régionales espagnoles.

²¹ "en France le célibat définitif croît des générations nées vers 1670 à celles qui sont nées dans les années 1780; en Angleterre la fréquence du célibat commence par diminuer très vite des générations nées vers 1670 à celles qui sont nées vers 1730 ou 1735, elle remonte ensuite et la tendance de ce mouvement ascendant est à peu près parallèle à celle de la France, mais assez nettement au-dessous ... L'âge moyen au premier mariage des femmes -le plus important du point de vue démographique- augmente en France en même temps que la fréquence du célibat définitif; en Angleterre, dans le même ensemble de générations, l'âge moyen observé dans douze paroisses baisse d'abord en même temps que la fréquence du célibat définitif mais il poursuit sa baisse dans les générations 1740 à 1820 environ où cette fréquence croît." HENRY, L. et BLANCHET, D. 1983, pp. 793-794.

l'intensité de la nuptialité vers 1870 ne doivent pas être considérée comme un paramètre fixe et constant dans les deux siècles antérieurs. Cependant les niveaux élevés de l'âge moyen des femmes au premier mariage (28 à 29 ans) et du pourcentage de célibataires définitifs (entre 15 et 20%) atteints en Belgique et aux Pays-Bas à la fin du XVIIIe et en Suède et en Irlande à la fin du XIXe siècles ne paraissent pas avoir été enregistré dans les trois derniers siècles en France et probablement non plus en Espagne et en Italie.

Pour finir, et avant de passer au détail régional, on peut observer qu'en Espagne les générations nées en 1860 se sont mariées en moyenne vers 24 ans et avec une intensité du célibat de 10%, niveaux très proches de ceux des générations nées 100 ans auparavant. Par contre ces deux indices ont augmenté jusqu'aux générations nées en 1920, passant respectivement à presque 27 ans et 15%. La guerre civile n'a donc fait qu'accentuer une tendance antérieure. Cette baisse de la nuptialité des générations s'est traduite par une diminution de l'indice du moment, I_m , de 1880 à 1940, très intense surtout pendant la première guerre mondiale et la guerre civile. Contrairement à d'autres pays, le "marriage boom" en Espagne n'a commencé que dans les années 1950, et de plus n'a fait que rétablir la nuptialité à ses niveaux de la fin du XVIIIe et du XIXe siècles. On peut remarquer que la nuptialité était alors plus précoce et intense que dans les autres pays d'Europe occidentale.

2.1.2.- Intensité et persistance des différences régionales de la nuptialité en Espagne et dans les pays d'Europe occidentale

Dans cette section nous essaierons, en premier lieu, d'évaluer l'intensité des différences régionales de la nuptialité espagnole aux différents recensements réalisés entre 1787 et 1981. Dans la mesure du possible nous comparerons l'amplitude de ces différences régionales avec celles observées dans les pays d'Europe occidentale. En second lieu, nous essaierons de voir jusqu'à quel point l'évolution de la nuptialité espagnole que nous avons commenté à la fin de la section précédente est ou non représentative de celle de l'ensemble des régions. Autrement dit, nous signalerons les périodes pendant lesquelles la carte de la nuptialité espagnole s'est maintenue stable et pendant lesquelles elle a changé de façon significative. Dans la section suivante, nous pourrons ainsi analyser de façon plus détaillée les variations régionales de la nuptialité espagnole.

Intensité des différences régionales

Nous présentons à la table 3 l'évolution de la distribution des régions ou des provinces espagnoles selon la valeur de l'indice de nuptialité I_m , ainsi que la valeur moyenne, le

coefficient de variation et d'asymétrie de ces distributions²². Les données de même ordre présentées par S. Watkins (1986) et reproduites ici à la table 40 en annexe nous permettent d'établir des comparaisons avec d'autres pays dans la période 1890-1960.

Comme le montre la table 3, c'est en 1887 que la moyenne et les coefficients de variation des valeurs provinciales de Im sont les plus élevés de toute la période 1787-1980. A cette date la nuptialité espagnole était notablement supérieure à celle des autres pays d'Europe occidentale, suivie de près seulement par la France et l'Italie. Cependant, les différences régionales de la nuptialité espagnole étaient alors parmi les plus élevées de l'Europe; de plus, à différence des autres pays où elles ont beaucoup diminué, elles se sont maintenues très élevées jusqu'à 1930, et c'est seulement avec la remontée de la nuptialité après 1940 que ces différences régionales tendront à se réduire et revenir à un degré similaire à celui des autres pays.

La distribution des régions selon les valeurs de Im n'était pas symétrique dans les différents pays. Comme le commente Watkins:

"De façon générale, au début de notre période, c'est à dire vers 1850, les provinces qui s'éloignaient le plus de la moyenne étaient celles où le niveau de Im était élevé, alors que c'était l'inverse en 1960. La distribution régionale de Im dans les pays au cours de la première partie de la période était déformée vers la droite alors qu'en 1960, la

²²Le coefficient de variation est le rapport de l'écart-type à la valeur moyenne et le coefficient d'asymétrie, comme son nom l'indique, une mesure d'asymétrie de la distribution prenant une valeur négative quand la distribution est étalée vers la gauche et positive quand elle l'est vers la droite, dans les deux cas par rapport à la valeur moyenne. Ce coefficient se calcule ainsi:

$$\frac{(1/n) * \sum (x_i - \bar{x})^3}{((1/n) * \sum (x_i - \bar{x})^2)^{3/2}}$$

Tableau 3. Distribution des régions et des provinces espagnoles suivant la valeur de l'indice de nuptialité (Im) aux différentes dates, 1787-1981

Valeurs d'Im	Recensements:											
	1787	1887	1887	1900	1910	1920	1930	1940	1950	1960	1970	1981
.300-.349	-	-	-	-	-	1	-	4	-	-	-	-
.350-.399	-	-	-	-	-	2	1	8	-	-	-	-
.400-.449	1	3	5	3	3	5	7	22	-	-	-	-
.450-.499	2	2	4	6	7	8	7	14	-	3	5	3
.500-.549	5	1	1	8	8	12	13	1	-	21	6	9
.550-.599	12	7	8	8	10	17	17	-	-	19	24	16
.600-.649	12	11	17	16	19	4	4	-	-	5	12	16
.650-.699	1	9	14	8	2	-	-	-	-	1	2	5
Nombre de régions provinces	33	33	49	49	49	49	49	49	49	49	49	49
Moyenne d'Im	0.577	0.599	0.596	0.577	0.565	0.523	0.523	0.425	-	0.556	0.573	0.584
Ecart-type	0.053	0.074	0.079	0.074	0.068	0.067	0.062	0.045	-	0.042	0.048	0.050
Coef. de variation	0.092	0.123	0.133	0.128	0.120	0.127	0.118	0.107	-	0.075	0.084	0.086
Coef. d'asymétrie	-0.580	-1.100	-1.070	-0.670	-0.580	-0.760	-0.520	-0.470	-	0.400	-0.450	-0.230

Sources: calculs réalisés à partir des données du tableau 44 et J6.

plupart des valeurs extrêmes se trouvent parmi les valeurs les plus faibles de la distribution."^{2 3}

Le cas espagnol diffère cependant du cas le plus courant décrit par Watkins: le coefficient d'asymétrie est toujours négatif (sauf en 1960), ce qui indique que la distribution des provinces par rapport aux valeurs de Im était plus aplatie vers la gauche ou encore que les provinces qui s'écartaient le plus de la valeur moyenne d'Im étaient celles où elle était très réduite. Cela est particulièrement vrai à la fin du XIXe siècle quand les valeurs absolues de ce coefficient sont les plus élevées de toute la période.

En conclusion, on pourrait dire que, à la fin du XIXe siècle, l'Espagne se distingue des autres pays d'Europe occidentale par une nuptialité moyenne plus élevée mais aussi par une diversité d'expériences régionales plus grande. A ce moment on trouve en Espagne un grand nombre de régions avec une nuptialité parmi les plus élevées de l'Europe occidentale mais aussi un nombre plus réduit de régions avec une nuptialité extrêmement faible et comparable à celle de la majorité des régions du nord de l'Europe. Ces différences régionales sont telles que bien que le niveau moyen de la nuptialité espagnole ait diminué de façon considérable entre 1887 et 1930, puis augmenté après 1950, elles se maintiennent actuellement plus fortes que dans le reste de l'Europe. Nous verrons cependant

^{2 3} "In general, during the early part of our period, around 1850, when the level of Im in a province differed greatly from that in other provinces of the same country it tended to be high, whereas exactly the opposite was true in 1960. The distribution of Im within countries during the early part of the period are positively skewed while by 1960 most of the extreme values are in the lower end of the distribution" WATKINS, S.C. 1986, p. 206.

que les zones de plus faible nuptialité actuelles ne sont pas les mêmes que celles du passé.

La permanence des cartes régionales

La matrice des coefficients de corrélation des valeurs régionales d'Im pour différentes dates entre 1787 y 1981 (table 4) nous montre pendant combien de temps s'est maintenu et quand a changé l'ordre relatif des provinces espagnoles en fonction du niveau de la nuptialité.

Cet ordre relatif a changé très peu entre 1887 et 1930, comme le montre le fait que les coefficients de corrélation se maintiennent très élevés pendant cette période. En France, au Portugal, ainsi que dans d'autres pays, l'ordre relatif des provinces par rapport au niveau de la nuptialité s'est également maintenu de la première date pour laquelle on dispose de statistiques jusqu'à 1930 environ. Selon Watkins:

"La persistance des différences régionales ainsi que la stabilité des modèles régionaux de nuptialité dans ces pays n'était pas dues à l'absence de changements. Quoique les changements relatifs dans la valeur moyenne étaient plus faibles dans cette période qu'après 1930, il y a eu des variations de la nuptialité dans tous ces pays, et dans plusieurs cas substantielles. C'est cette persistance des modèles régionaux avant 1930 qui permet de penser que les différences entre régions observées en 1870 étaient plus la manifestation de différences traditionnelles plutôt que le résultat d'un éloignement récent d'une situation

d'homogénéité."²⁴

Dans le cas espagnol on peut observer de fait que la différenciation régionale de la nuptialité qui existait entre 1887 et 1930 était déjà configurée à la fin du XVIIIe siècle, comme le montre le niveau du coefficient de corrélation des distributions de 1787 et 1887. Ceci indiquerait, comme l'avait déjà aussi signalé M. Livi Bacci, que les facteurs qui déterminaient ces différences étaient toujours actifs au début du XXe siècle²⁵. Sans chercher à spécifier maintenant ce que pouvaient être ces "facteurs", ajoutons que ceux-ci se sont peut-être même renforcés ou bien encore d'autres se sont ajoutés pour consolider et faire augmenter les différences régionales existantes de très bonne heure dans la nuptialité espagnole.

C'est seulement avec la forte réduction de la nuptialité qui se produisit en Espagne pendant la décennie de la guerre civile et son intense remontée postérieure que se modifia en profondeur la carte de la nuptialité espagnole. On remarque en effet que les

²⁴ "The persistence of regional differences and the stability of regional patterns of marriage in these countries are not the result of unchanged nuptiality. Although the percentage increase in the median was nowhere as great during this period as it was after 1930, some change in nuptiality occurred in all of them, and substantial change in several. It is this persistence of regional patterns before 1930 that provides some evidence for taking the regional differences among regions in 1870 to be the continuation of earlier traditions of nuptiality differences, rather than a result of recent departures from a previous homogeneity." WATKINS, S.C. 1986, p. 213.

²⁵ "Quelqu'ont été les facteurs déterminants du niveau de nuptialité au XVIIIe siècle, il est évident qu'ils étaient encore actifs au début du XXe, les différences régionales s'étant maintenues inchangées." ("whatever factors determine the level of nuptiality in the 18th century, they were evidently still at work at the beginning of the present century since regional differentials have remained almost unchanged." LIVI BACCI, M. 1968, p. 217.

Tableau 4 . Matrice des coefficients de corrélation linéaire des valeurs provinciales de Im pour différentes dates, 1787-1981

Dates des recensements:

	1787	1887	1900	1910	1920	1930	1940	1950	1960	1970	1981
1887	.783 ¹	-									
1900	-	.950	-								
1910	-	.945	.967	-							
1920	-	.909	.928	.944	-						
1930	-	.916	.948	.957	.930	-					
1940	-	.728	.789	.805	.767	.881	-				
1950	-	-	-	-	-	-	-	-			
1960	-	.359	.456	.425	.487	.565	.519	-	-		
1970	-	-.194	-.076	-.137	-.060	.002	.132	-	.623	-	
1981	-	-.395	.333	-.365	-.317	-.254	-.117	-	.402	.863	-

Notes: (1) calculé sur les 33 divisions territoriales retenues pour le recensement de Floridablanca.

Sources: calculé d'après les données des tableaux 44 et 56 .

coefficients de corrélation entre les valeurs provinciales d'Im postérieures à 1940 et celles antérieures à cette date ne sont plus significatifs et deviennent même négatifs.

2.1.3.- La géographie de la nuptialité espagnole, 1787-1981

Nous avons vu que les différences régionales de la nuptialité étaient très intenses en Espagne, relativement à celles observées dans les autres pays d'Europe occidentale, et ceci tout particulièrement pendant la période 1887-1930. Nous avons vu aussi que l'ordre relatif par rapport aux valeurs de Im s'est peu modifié dans cette dernière période, mais aussi entre 1787 et 1887. Dans cette section nous présenterons et examinerons les cartes de la nuptialité espagnole pour ces trois étapes (1787 à 1887, 1887 à 1930 et après 1930)

a) Stabilité au XIXe siècle?

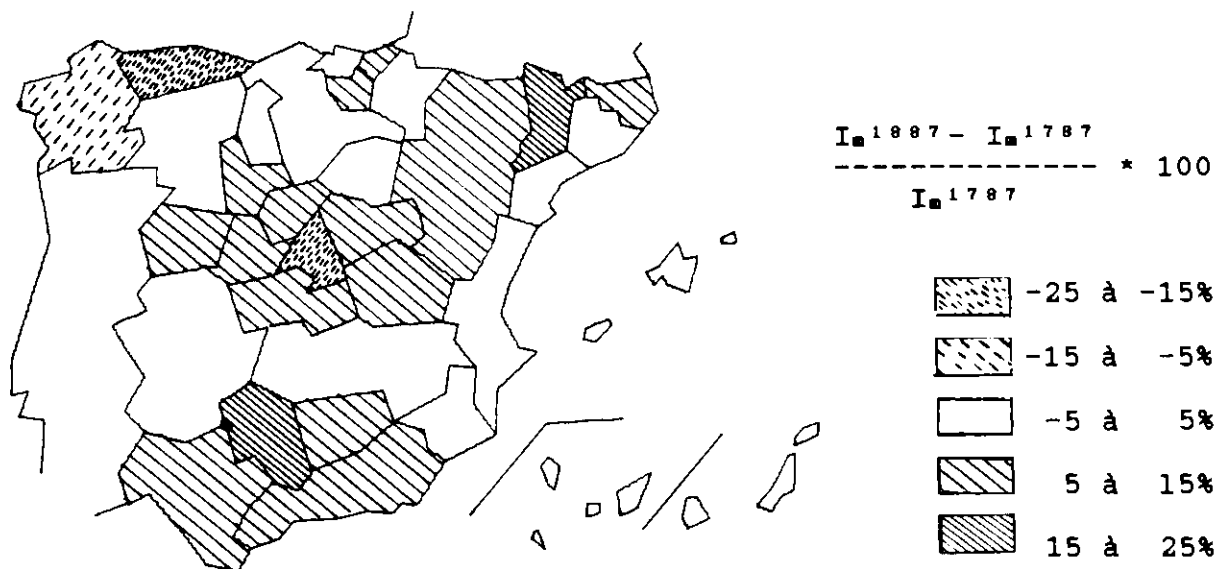
Comme on l'a vu précédemment, la nuptialité espagnole s'est maintenue relativement inchangée au niveau national de 1787 à 1887 alors qu'elle se modifiait de façon importante (à la hausse ou à la baisse) dans d'autres pays. Si on passe au niveau régional (cf cartes 1, 2 et 3), on peut constater qu'en Espagne, entre ces deux dates, la nuptialité a:

- diminué de façon très significative dans trois régions (Galice, Asturies et Madrid), c'est à dire dans des régions qui étaient déjà parmi celles de plus faible nuptialité à la fin du XVIIIe siècle, rappelant par là l'évolution et les niveaux des pays scandinaves et des îles Britanniques;

- augmenté dans la zone centrale de l'Espagne et en Aragon

CARTES 1 ET 2: VOIR AU VERSO

Carte 3 . Variation de la nuptialité entre 1787 et 1887, dans les 33 divisions territoriales du recensement de Floridablanca



Sources: données du tableau 44 .

où par contre la nuptialité était relativement élevée à la fin du XVIIIe siècle;

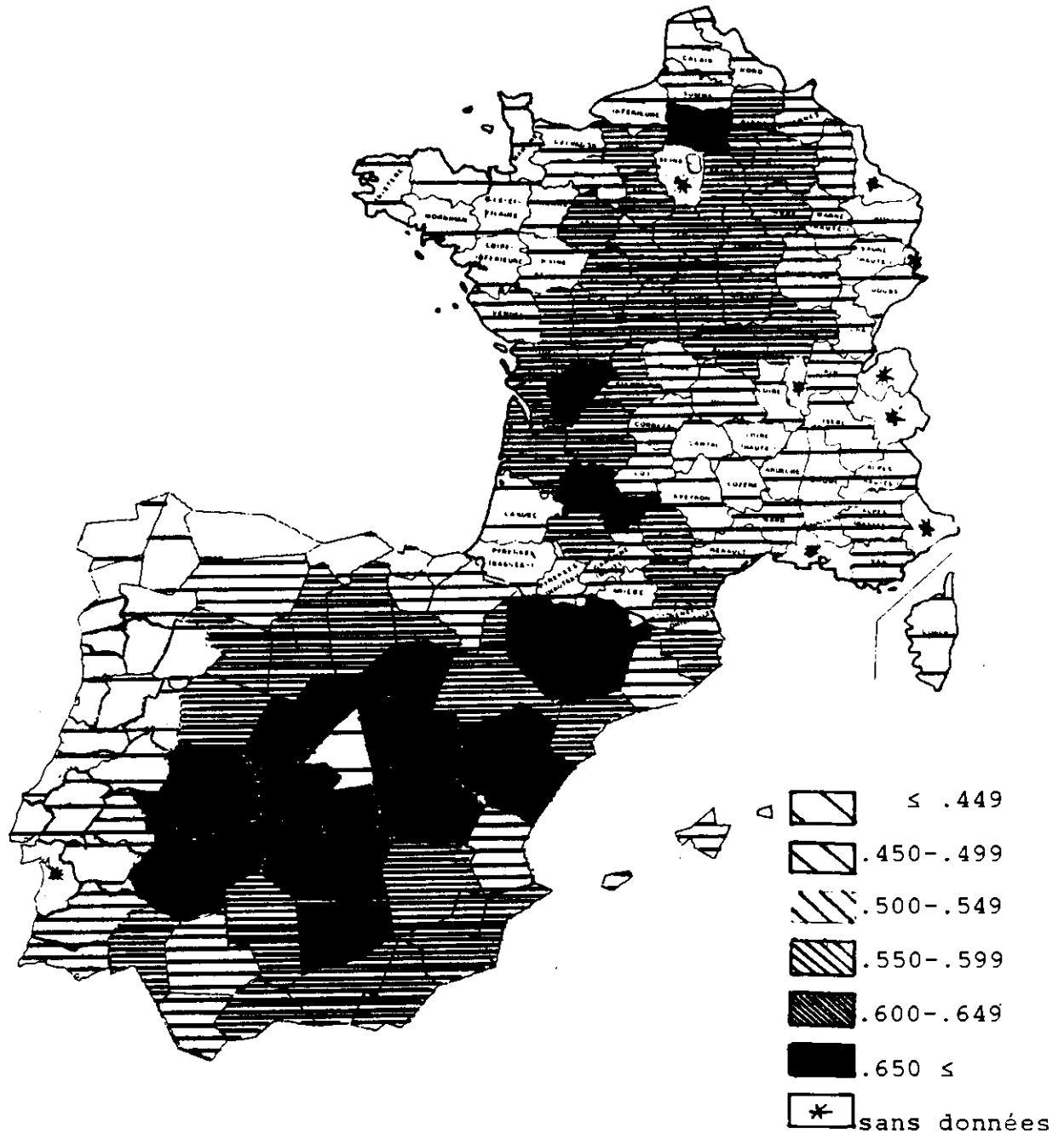
- également augmenté en Andalousie, dans des zones où elle était relativement faible en 1787.

Cette évolution explique que les cartes de 1787 et de 1887 gardent une forte similitude, mais que cette dernière soit plus contrastée que la première. Un trait marqué de ces deux cartes est la forte cohésion régionale que l'on voit seulement perturbée dans les provinces contenant de grandes villes comme Madrid ou Barcelone. Il est intéressant d'essayer de rapprocher la carte espagnole des cartes portugaise et française de la fin du XIXe siècle (carte 4), pour voir jusqu'à quel point il existe une continuité dans les comportements régionaux par delà les frontières des Etats modernes. On observe ainsi que le triangle nord-occidental de basse nuptialité se prolonge jusqu'au sud du Portugal, et en France au Pays Basque ainsi que dans les zones de la côte atlantique; l'extrême sud du Portugal, l'Andalousie et le Levant forment une frange méditerranéenne de nuptialité élevée que l'on retrouve également en Italie²⁶. Par contre la zone centrale de très haute nuptialité (l'Estrémadure, les Mesetas et l'Aragon), ne trouve guère son pareil dans les pays voisins, non plus d'ailleurs dans le reste de l'Europe occidentale.

Cette dernière carte illustre bien le commentaire général de Coale qui note l'existence de phénomènes régionaux au sein des deux grandes divisions du modèle européen établies par Hajnal:

²⁶ Par rapport aux trois pays représentés à la carte 4: la France, le Portugal et l'Espagne où les différences régionales de nuptialité étaient parmi les plus intenses de l'Europe occidentale à la fin du XIXe siècle, l'Italie se distinguait par une grande homogénéité régionale. La nuptialité était très faible en Italie seulement dans les zones alpines.

Carte 4 . Indice de nuptialité (Im), par provinces en Espagne et au Portugal et par départements en France, vers 1887¹



Notes: (1) les données espagnoles se réfèrent à 1887, celles du Portugal à 1890 et celles de la France à 1886.

Sources: Espagne, données du tableau 56.
France et Portugal, COALE, A.J. et TREADWAY, R., 1986, pp. 94-137.

"A l'est de la ligne de Hajnal, Im est plus élevé au sud et à l'est, atteignant le niveau le plus haut en Europe dans les Balkans et la région caspienne. A l'ouest de cette ligne, les plus faibles proportions de mariées se donnent le long de la frange occidentale -en Norvège et dans les provinces suédoises de la Mer du Nord, en Ecosse et en Irlande, aux Pays-Bas et en Bretagne, dans les provinces atlantiques de l'Espagne et du Portugal. Les Hautes-Alpes autrichiennes, suisses et allemandes forment une poche de très bas niveaux de Im; en France, Im était relativement faible dans les Alpes, le Massif Central et les Pyrénées-occidentales. La nuptialité en Europe occidentale était donc spécialement faible le long de la côte atlantique et dans les provinces très montagneuses."²⁷

Finalement, nous voudrions ajouter que ces observations sur la carte de la nuptialité de l'Espagne et du Portugal au XIXe rejoignent celles que l'on peut faire au vu des données plus fragmentaires dont l'on dispose pour les trois siècles antérieurs. Ces données relatives à l'âge moyen au mariage dans quelques paroisses espagnoles et portugaises ont été récemment

²⁷ "East of Hajnal's line, Im is highest to the south and east, attaining the highest level in Europe in the Balkans and at the Caspians. To the west, the lowest proportions married occur along the western rim -in Norway and the north sea provinces of Sweden, in Scotland and Ireland, in the Low Countries and in Brittany, the Atlantic provinces of Spain, and Portugal. The High Alps of Austria, Switzerland and Germany are the locus of a very low pocket of Im; within France, Im was relatively low in the French Alps, the Central Massif, and the Western Pyrenees. The incidence of marriage in Western Europe was thus especially low along the Atlantic seaboard, and in very mountainous provinces." COALE, A.J. 1986, p. 52.

réunies et analysées par Rowland²⁸. Elles permettent de montrer que c'est essentiellement le nord-ouest de la péninsule qui appartient au modèle européen tel que définit par Hajnal, et ce depuis le XVIIe siècle au moins.

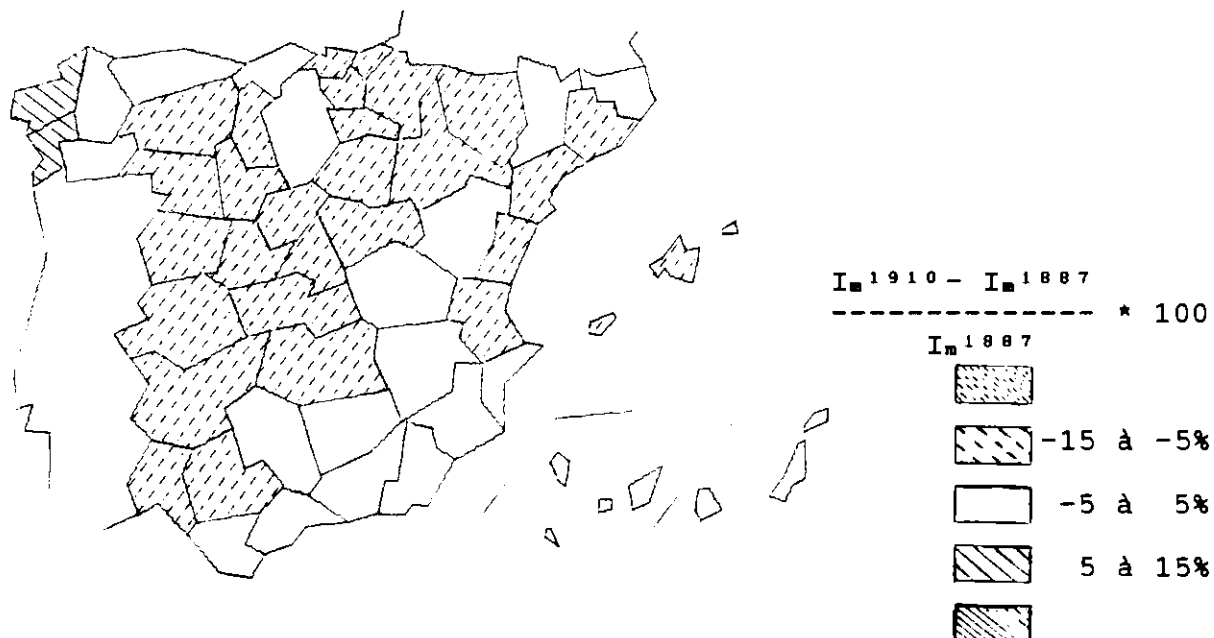
b) la baisse de la nuptialité de 1887 à 1930

Presque toutes les provinces espagnoles sont touchées par la diminution de la nuptialité qui se produit entre 1887 et 1930 (cf cartes 5, 6, 7 et 8). En effet, si en 1887 il y avait encore 31 provinces dans lesquelles I_m dépassait 0.6, il n'en reste plus que 3 en 1930. Ce mouvement de baisse de la nuptialité s'initie dans la majorité des régions à la fin du XIXe et il se généralise et s'intensifie à partir de 1910. On peut remarquer que là où la nuptialité était déjà faible à la fin du XVIIIe et durant le XIXe siècles, elle aura globalement moins diminué dans cette période, ce qui peut laisser supposer qu'elle se situait dans ces régions à un niveau que l'on pourrait qualifier de "minimal".

²⁸ ROWLAND, R. 1988. Voir particulièrement les données du tableau 1 pp. 90-92, relatives à l'âge moyen au mariage des différentes paroisses de la péninsule ibérique du XVIIe au XVIIIe siècles. A propos de ces données l'auteur dit: "Les âges se situant de façon inéquivoque dans le cadre des paramètres du modèle occidental appartiennent tous à des localités du nord-ouest de la péninsule: del Minho, Trás-os-Montes (au Portugal) et la Galice (en Espagne). Dans ces zones il n'y a aucun indice de transition, et les informations peu nombreuses dont on dispose pour le XVIIe siècle indiquent l'existence d'une différence notable par rapport aux autres régions de la péninsule. De la même manière, domine dans ces dernières régions, au XVIIIe siècle comme au XVIIe et au XVIe, un modèle caractérisé par la précocité du mariage féminin". ROWLAND, R. 1988, p. 93.

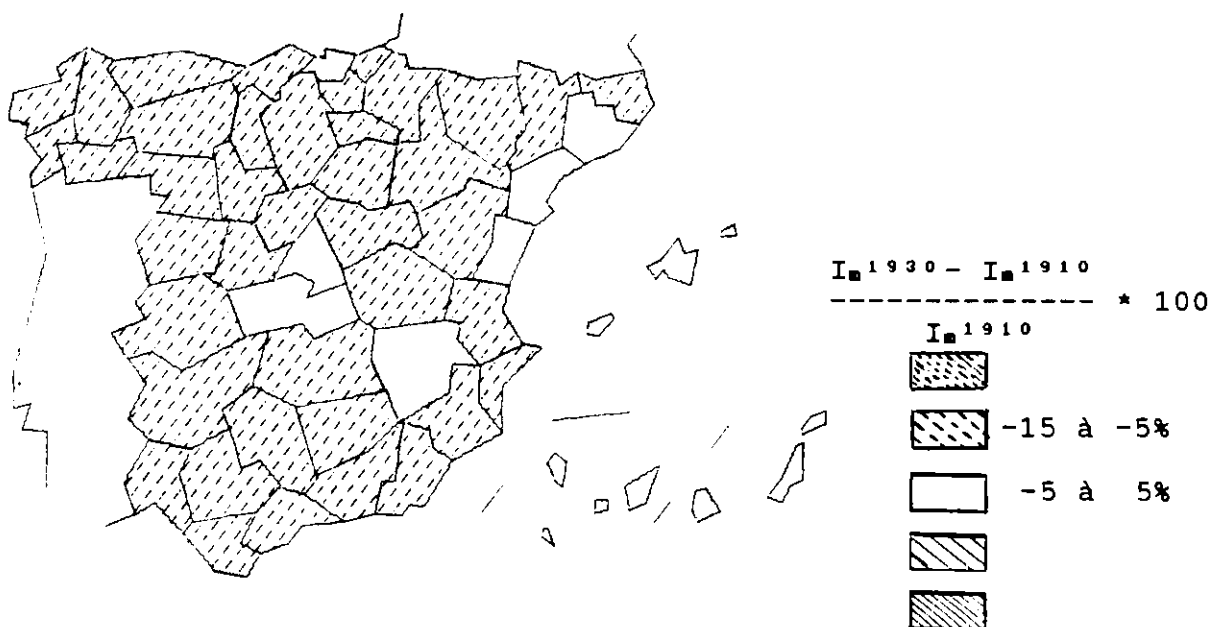
CARTES 5 ET 6: VOIR AU VERSO

Carte 7 . Variation de la nuptialité, entre 1887 et 1910, par provinces



Sources: calculé d'après les données du tableau 76 .

Carte 8 . Variation de la nuptialité, entre 1910 et 1930, par provinces



Sources: calculé d'après les données du tableau 76 .

c) Le "marriage boom" des années 1950 et 1960 et l'évolution récente

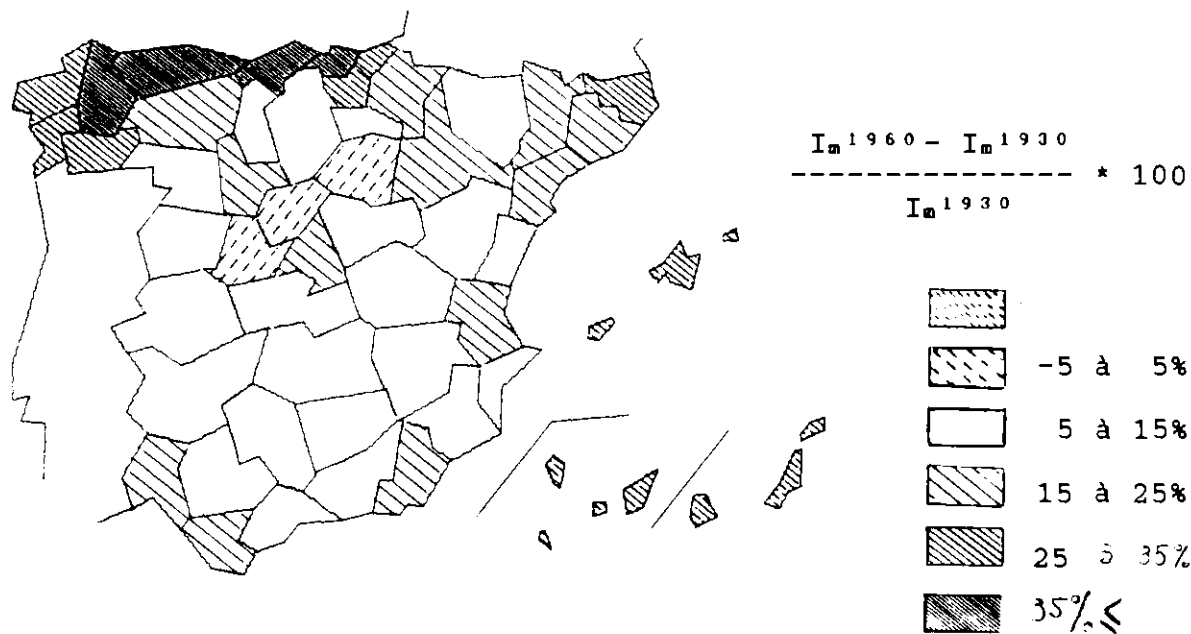
La carte de Im en 1940 (voir carte en annexe) ne nécessite pas de commentaire spécial autre que l'observation de l'effondrement général de la nuptialité pendant la guerre civile: dans presque toutes les provinces, les valeurs de Im sont inférieures de 20% et plus à celles de 1930. Pour 1950, on ne dispose que de données pour l'ensemble de l'Espagne qui nous indiquent que la nuptialité n'avait pas encore récupéré ses niveaux d'avant-guerre: l'Im de 1950 (0.46) n'était pas beaucoup plus élevé que celui de 1940 (0.42) et il était encore inférieur à celui de 1930 (0.51). Il n'y a donc pas à proprement parler une récupération de l'après-guerre et il faudra attendre les années 1950 et 1960 pour voir finalement cette récupération de la nuptialité espagnole, celle-ci se confondant avec le phénomène plus large du "marriage boom" qui affecte tous les pays occidentaux.

Cette augmentation de la nuptialité contribue alors à la disparition des cartes régionales qui, comme on l'a vu précédemment, faisaient preuve d'une grande constance depuis au moins la fin du XVIIIe siècle. Le phénomène le plus significatif est que l'intensité de la remontée est d'autant plus forte que la nuptialité était faible entre 1887 et 1930, si bien que la carte de la nuptialité en 1981 est presque l'inverse de celle de 1887 (cf cartes 10 et 5 respectivement).

Entre 1930 et 1960 (cf carte 11), la nuptialité augmente de façon très intense dans la frange cantabrique (de la Galice au Pays Basque). Cette augmentation se poursuit dans quelques-unes de ces zones jusqu'à 1981 ce qui fait que ces régions qui se

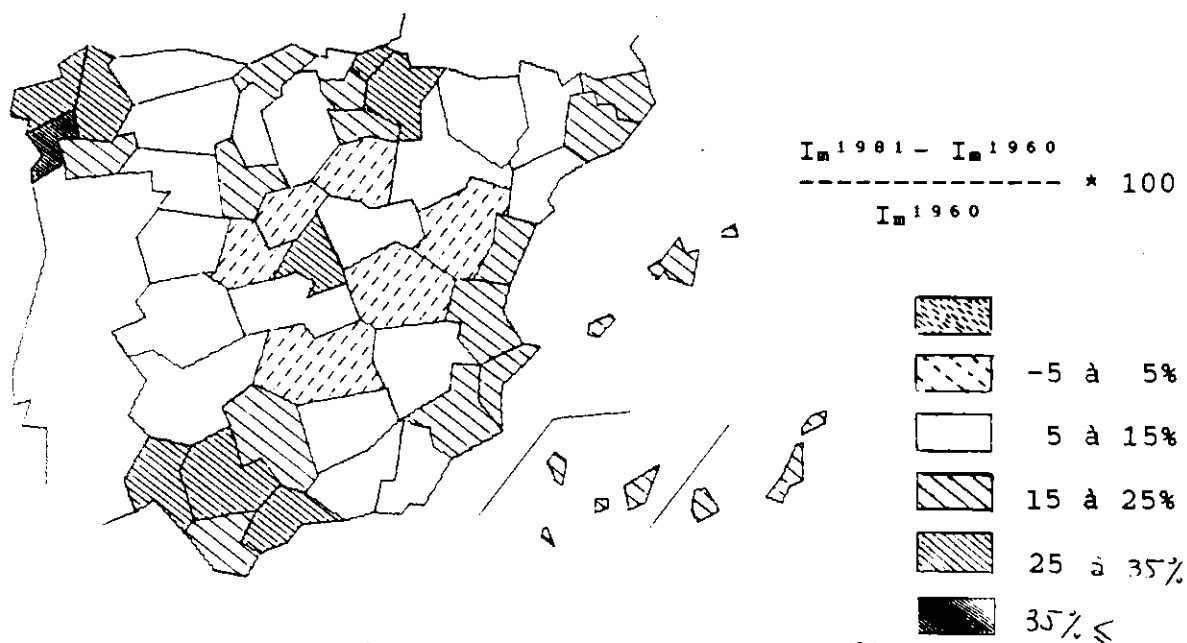
CARTES 9 ET 10: VOIR AU VERSO

Carte 11 . Variation de la nuptialité, entre 1930 et 1960, par provinces



Sources: calculé d'après les données du tableau 56 .

Carte 12 . Variation de la nuptialité, entre 1960 et 1981, par provinces



Sources: calculé d'après les données du tableau 56 .

caractérisaient auparavant par leur faible nuptialité enregistrent en 1981 des niveaux de Im supérieurs à 0.6, parmi les plus élevés de l'Espagne. En lignes plus générales, on peut dire que l'augmentation de la nuptialité dans les dernières décennies (cf cartes 11 et 12) a touché essentiellement les provinces côtières ainsi que Madrid. La carte de Im en 1981 se caractérise alors par des valeurs très élevées de la nuptialité sur le pourtour côtier, et particulièrement le nord-est, et par des valeurs très faibles dans l'intérieur²⁹.

2.1.4.- Vue d'ensemble sur l'évolution de la nuptialité

Depuis 1870 environ, la nuptialité féminine suit une évolution similaire en Europe occidentale: de 1870 aux années 1940, elle diminue dans les pays du nord et du sud, et elle stagne dans le reste de l'Europe; après la seconde guerre mondiale et jusqu'aux années 1970, elle augmente dans tous les pays pour atteindre des niveaux nettement supérieurs à ceux des trois siècles précédents; et finalement, elle diminue partout à partir des années 1970.

Pendant le XVIIIe et le XIXe siècles, avant 1870, et pour les pays pour lesquels on dispose de séries, la nuptialité ne s'est pas maintenue stable, et à l'inverse de ce qui se passera

²⁹Comme nous l'expliquons en annexe II.2, l'indice de nuptialité, Im, n'est pas absolument indépendant de la structure par âge de la population. Les intenses mouvements migratoires des dernières décennies ont fait augmenter les différences régionales dans la structure par âge ce qui pourrait affecter les comparaisons faites avec cet indice. Mais, de fait, comme on peut le voir au chapitre 5 où nous examinons d'autres indices de la nuptialité, la corrélation entre les valeurs provinciales d'un indice du calendrier de la nuptialité et de Im est particulièrement élevée en 1981, ce qui indique que cet effet de structure dû aux migrations n'a que peu ou pas du tout joué dans cette période.

après, elle n'a pas connu une évolution similaire partout. Cependant, on peut noter que, dans les trois derniers siècles, l'amplitude des fluctuations de la nuptialité a été moins intense dans les pays méditerranéens où l'âge des femmes au mariage ainsi que la proportion du célibat définitif ne semblent pas avoir atteint des niveaux aussi élevés que dans le nord de l'Europe.

Pour ce qui est des régions espagnoles, nous retrouvons aussi la synchronie observée au niveau des pays: déclin généralisé dans le dernier tiers du XIXe siècle qui se poursuit en Espagne jusqu'à 1950; récupération postérieure puis recul dans les années 1980. Cependant, derrière cette tendance générale, on observe que l'éventail des différences régionales dans le niveau de la nuptialité était plus ouvert en Espagne que dans les autres pays d'Europe occidentale. En effet dans ce pays on trouve que:

- d'une part les régions atlantiques qui se rapprochent de celles de la frange nord-occidentale de l'Europe où les fluctuations de la nuptialité ont été extrêmes dans les deux derniers siècles; dans ces régions la nuptialité était très faible à la fin du XVIIIe siècle et plus faible encore au XIXe et dans les premières décennies du XXe, alors qu'elle a augmenté beaucoup, jusqu'à atteindre des niveaux relativement très élevés, pendant la hausse postérieure à 1950;

- d'autre part, les régions méridionales et méditerranéennes ont expérimenté des variations beaucoup moins fortes et la nuptialité s'est maintenue toujours aux alentours du niveau moyen de l'ensemble du pays;

- et finalement, les régions intérieures de la péninsule qui se caractérisaient à la fin du XVIIIe et du XIXe siècles par une

nuptialité très élevée sans pareille en Europe occidentale, qui ne se sont aujourd'hui qu'à peine récupérées de la dépression de la nuptialité de la période 1870 à 1950.

2.2.- La fécondité légitime

2.2.1.- L'évolution de la fécondité légitime en Espagne et dans les pays d'Europe occidentale

On a représenté aux graphiques 6a à 6e les séries de l'indice de fécondité légitime, Ig^{30} , de différents pays d'Europe occidentale, qui couvrent toutes la période 1850 à 1980, et dans quelques cas remontent jusqu'à 1800 ou avant.

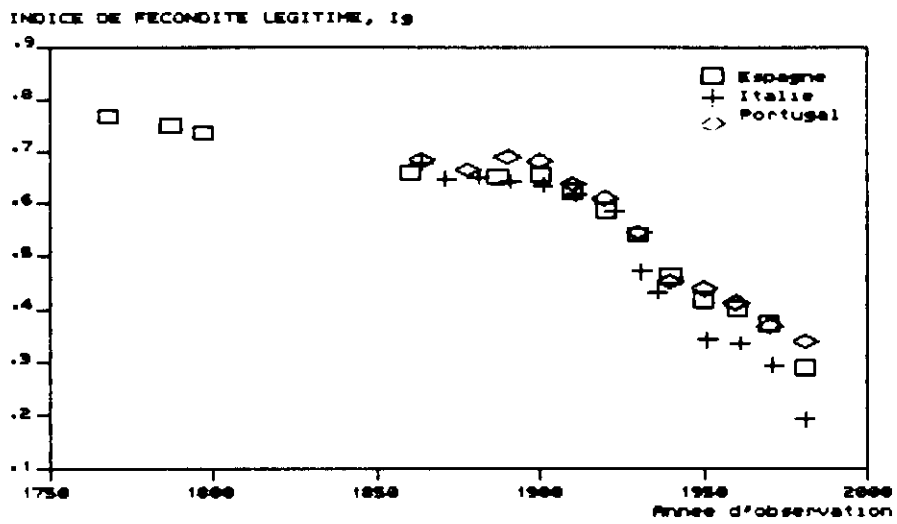
Dans tous ces pays, la fécondité légitime est passée de niveaux situés entre 0.6 et 0.8 à un niveau actuel proche de 0.2 (à l'exception seulement de l'Irlande où en 1981 Ig était supérieur à 0.4). Si on essaye de fixer la période pendant laquelle la fécondité légitime a décliné beaucoup et partout en Europe, on aboutit forcément à la période comprise entre les années 1870 et 1940. Les différences entre pays se situent dans le moment à partir duquel la fécondité légitime a commencé à baisser: vers 1870, en France, en Belgique, aux Pays Bas et en Allemagne (cf graphiques 6a et 6b); de dix à vingt années plus tard en Angleterre, en Suède et en Norvège (cf graphique 6c); et finalement, au début du XXe siècle en Italie, en Espagne au Portugal et en Irlande (cf graphique 6d et 6e). Les niveaux atteints par la fécondité légitime au début et à la fin de cette période sont aussi différents de pays à pays.

L'évolution pendant cette période se distingue nettement de celle des périodes encadrantes: pendant les années 1850 à 1870 la fécondité légitime s'est maintenue stable ou a augmenté dans les

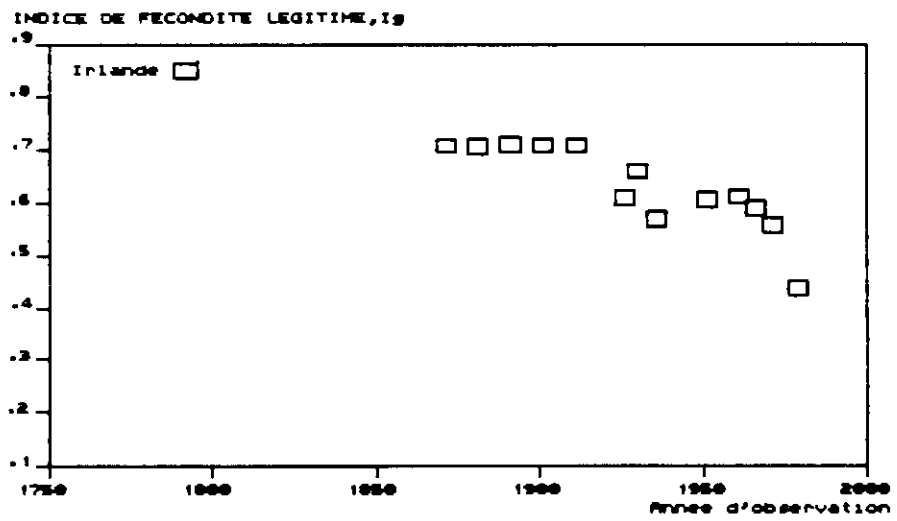
³⁰ Pour la définition et la forme de calcul de Ig , voir annexe II.2.1.

GRAPHIQUE 6: VOIR AU VERSO

6d)



6e)



Sources: données du tableau 38 .

pays européens, et pendant les années 1940 à 1960, la fécondité légitime a expérimenté une nette récupération dans presque tous ces pays, à l'exception seulement des trois pays du sud représentés au graphique 6d, dans lesquels cependant la vitesse du déclin s'est ralentie de façon significative par rapport aux années antérieures. Vers la fin des années 1960 et pendant les années 1970, il s'est produit une nouvelle baisse qui a amené les Ig des pays européens à des niveaux encore plus faibles que ceux des années 1930. Cette baisse a été très intense en Espagne et en Italie, pays où depuis le début du siècle la fécondité légitime était plus élevée, mais qui actuellement ne se distinguent guère par leur niveau des pays du centre et du nord de l'Europe.

Mais si l'évolution de la fécondité légitime est relativement bien connue à partir du milieu du XIXe siècle, il reste encore beaucoup de points d'interrogation pour la période antérieure.

Le seul pays pour lequel on dispose de séries continues de la fécondité légitime pour le XVIIIe et la première moitié du XIXe siècles est la France. Ces séries ont montré que la fécondité légitime avait décliné à un rythme très rapide entre 1770 et 1830, et à un rythme plus lent pendant les années 1830 et 1840 pour finalement se stabiliser et même augmenter légèrement entre 1850 et 1870 (cf graphique 6a).

Pour ce qui est des autres pays européens, le seul fait certain est que le niveau de leur fécondité légitime variait considérablement de pays à pays vers 1850. Il paraît raisonnable de penser qu'aucun de ces pays n'a connu des niveaux aussi faibles que ceux de la France, mais étant donnée la marge de variation existante alors (de 60 à 100% de la fécondité des

Huttérites), on ne peut pas exclure la possibilité de variations temporelles de la fécondité légitime dans ces pays dans le passé. En Espagne, par exemple, bien que l'on ait encore des difficultés pour l'évaluer et la dater, il semble qu'il s'est produit une diminution nette de la fécondité légitime entre 1787 et le milieu du XIXe siècle³¹.

Cependant, la question de la stabilité ou non de la fécondité légitime des populations préindustrielles n'est pas celle qui a attiré le plus l'attention des démographes. Ceux-ci, par contre, se sont beaucoup préoccupé de savoir pourquoi le niveau de la fécondité légitime de ces populations n'était pas similaire. Ainsi l'essentiel des données dont on dispose pour les autres pays que la France avant 1850 ne permettent que d'aborder cette dernière question.

Les résultats des études de reconstructions de familles, réunis et présentés de façon homogène par M. Flinn, ont révélé l'existence déjà au XVIIIe siècle d'une grande variabilité locale et probablement aussi régionale de la fécondité des mariages³².

Nous présentons à la table 5 un résumé des taux de fécondité légitime des paroisses réunies par Flinn. Pour chacune de ces paroisses, nous avons calculé la descendance moyenne des femmes mariées à 20 ans³³, et nous donnons ici, pour chaque pays, le

³¹ LIVI BACCI, M. 1968 est le premier à avoir signalé ce déclin de la fécondité légitime en Espagne. Ce même auteur en étudiant l'évolution de la fécondité légitime dans les régions portugaises (1971) et italiennes (1977) ne semble pas trouver les traces d'un déclin similaire, et observe au contraire une stabilité de son niveau depuis le début du XIXe siècle.

³² FLINN, M. 1981, pp. 25 à 46 et 85 à 92.

³³ Pour calculer ces descendance, nous avons sommé les taux de fécondité légitime de 20 à 44 ans de l'ensemble des femmes, pour tous les âges au mariage.

nombre de paroisses, la moyenne simple de ces descendance ainsi que les valeurs maximum et minimum.

Tableau 5. Fécondité des mariages au XVIIIe siècle dans différents pays, d'après des données paroissiales

	Nombre de paroisses	Descendance moyenne à 45 ans des femmes mariées à 20 ans (nombre d'enfants par femme)		
		Moyenne simple	Maximum	Minimum
Belgique				
avant 1750	11	8.9	10.0	6.8
1740- 1790	6	9.4	10.4	8.1
1780- 1820	4	9.7	10.3	9.6
Danemark				
1760- 1801	toutes	8.9		
Allemagne				
avant 1750	15	8.1	9.7	6.3
1740 -1790	15	9.0	10.9	6.3
Suisse				
avant 1750	20	9.3	9.8	8.4
Suède				
1776- 1800	toutes	7.6		
Angleterre				
avant 1750	26	7.6	8.6	6.3
1740- 1790	3	7.7	9.4	6.7
1780- 1820	4	7.7	7.9	7.4

Source: FLINN, M. 1981, pp. 102-109.

Les données de ce tableau montrent bien que la fécondité des mariages variait largement entre paroisses (entre 6 et 11 enfants

en moyenne par couple)³⁴ et probablement aussi de pays à pays. Dans ce sens, il est intéressant de constater que l'on retrouve dans ces données paroissiales du XVIIIe siècle le même classement par pays qu'au travers des indices Ig nationaux vers 1870 (cf. graphiques 6a à 6e): la fécondité légitime était plus faible dans les îles Britanniques et les pays scandinaves que dans les pays continentaux. Mais ces derniers pays ne présentaient pas non plus des niveaux similaires. Ainsi, les données dont on dispose pour la fin du XVIIIe siècle pour la France et l'Espagne, qui n'ont pas pu être recueillies par Flinn, donnent une descendance moyenne de 8.2 enfants³⁵ pour les femmes mariées à 20 ans, c'est à dire un peu plus faible qu'en Belgique, en Allemagne ou en Suisse à cette époque. Les données régionales françaises et espagnoles pour la fin du XVIIIe siècle confirment l'existence alors de zones de plus basse fécondité des mariages dans le sud de l'Europe, ce que nous allons chercher à analyser maintenant.

³⁴ KNODEL, J. 1979, montre que les différences dans la fécondité des mariages célébrés entre 1750 et 1799 dans 12 paroisses allemandes étaient considérables. Les indices de fécondité légitime variaient selon les paroisses entre 0.702 et 0.989. Les différences entre paroisses dépassaient largement, selon Knodel, celles existant entre les divers groupes socio-professionnels.

³⁵ Comme on peut le voir au tableau en annexe et sur les graphiques correspondants (6a et 6d), les valeurs de Ig en France vers 1780 et de l'Espagne en 1787 étaient de 0.74 et de 0.75 respectivement. Pour comparer cet indice avec celui de la descendance moyenne des femmes mariées à 20 ans nous avons multiplié Ig par la descendance moyenne des femmes mariées huttérites à 20 ans (10.9 enfants par femme) ce qui donne ici 8.2 enfants par femme.

A propos des différences régionales de la fécondité légitime en Espagne à la fin du XVIIIe siècle

Les résultats de l'enquête de l'INED sur la fécondité des mariages des quatre grandes régions françaises ont laissé entrevoir qu'avant 1770 celle-ci était plus élevée dans le nord et l'est de la France que dans le sud-ouest. Ce dernier était moins fécond que le reste du pays, non pas parce que les femmes cessaient plus tôt d'avoir des enfants, mais parce qu'elles les avaient à des intervalles plus grands. Pour donner un ordre de grandeur, ces intervalles étaient de 2.5 à 3 ans au sud-ouest contre 2 ans au nord.

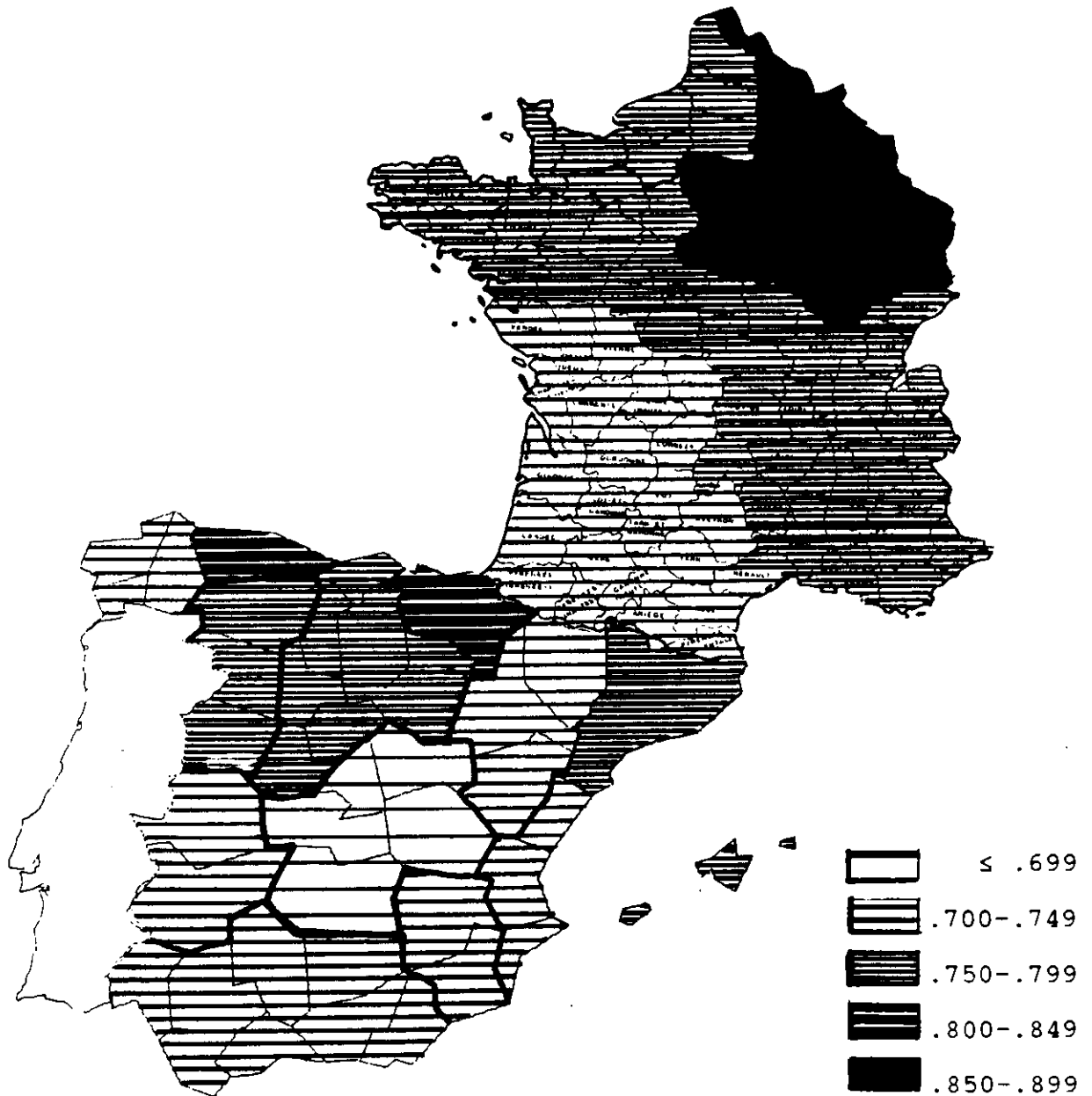
En 1787, l'Espagne avait une fécondité légitime dont le niveau d'ensemble se rapproche de celui du sud-ouest de la France. Selon Henry (1972a), on pourrait imaginer que l'analogie dans les niveaux se prolongeait aussi aux niveaux des taux par âges et à la durée des intervalles entre naissances. Henry et Houdaille (1973) pensent aussi que les caractéristiques de la fécondité légitime de la région du sud-ouest de la France, et principalement son bas niveau au XVIIIe siècle, pourraient être celles d'un ensemble beaucoup plus vaste comprenant l'Italie et l'Espagne. Il est intéressant de constater à ce propos que les différences observées dans les intervalles intergénéraliques entre le nord-est et le sud-ouest de la France avant 1770 étaient du même ordre que celles observées entre l'Europe d'une part et l'Afrique d'autre part -où les naissances sont plus espacées. Or on sait que les déterminants principaux de la durée moyenne des intervalles entre naissances dans les sociétés traditionnelles sont les pratiques d'allaitement et les coutumes souvent associées, comme l'abstinence de rapports (voir section 2.0.2).

Les données dont on dispose pour l'Espagne ne permettent pas de vérifier l'hypothèse de Henry, à savoir que la plus faible fécondité légitime était due à un espacement plus grand entre naissances. Cependant, l'examen des données régionales de 1787 nous confirme l'intérêt du maintien de cette hypothèse et invite à chercher des moyens de la vérifier. Ces données montrent en effet des différences de même ordre que celles observées alors entre les régions françaises: comme on peut constater à la carte 13, les régions du sud ont un Ig similaire au sud-ouest de la France, alors que le nord, et plus particulièrement le nord-ouest se rapproche du reste de la France. De plus cette région du nord-ouest de l'Espagne conservera cette haute fécondité légitime jusqu'à 1930 (voir plus avant les cartes 19 à 21).

L'explication de cette plus haute fécondité légitime du nord-ouest de l'Espagne en 1787 et au XIXe siècle nous semblait pouvoir être cherchée dans des caractéristiques très marquées de ces régions qui ont à voir avec les pratiques d'allaitement. En effet, bien qu'il soit difficile de trouver des renseignements directs sur les coutumes d'allaitement, les caractéristiques de l'agriculture de ces régions du nord-ouest nous font penser que sa durée pouvaient être plus bref et son intensité moins intense que dans le reste du pays. Plus concrètement, nous pensions que la disponibilité de lait substitutif du lait maternel pouvait être plus élevée dans ces régions, que l'allaitement pouvait être alors plus facilement interrompu et par là que les intervalles entre naissances y étaient plus courts.

Pour appuyer cette hypothèse, nous avons cherché une source qui nous permette d'évaluer les différences régionales dans la production et la consommation de lait. Nous avons utilisé pour

Carte 13 . Différences régionales de la fécondité légitime
(mesurées par Ig) en Espagne et en France vers 1787



Notes: les Ig des régions espagnoles ont été calculés d'après les données du recensement de 1787 et les estimations des taux de natalité régionaux à cette date faites par Livi Bacci, voir annexe II.2.1. Les Ig français ont été obtenus d'après les descendance des promotions de mariage 1740-1769 de l'enquête de l'INED, comme expliqué au tableau 37 en annexe.

Sources: Espagne: données du tableau 45.
France: données du tableau 37.

cela le premier recensement du bétail en Espagne, réalisé en 1865. L'indicateur que nous avons adopté est le nombre de vaches par habitant, dans chaque province.

Nous avons considéré uniquement le lait de vache, car bien que les composantes essentielles du lait soient les mêmes pour toutes les espèces, les proportions selon lesquelles elles se combinent varient considérablement d'espèce à espèce. Le lait de vache est en effet celui qui se rapproche le plus, sous l'angle de sa composition, de celui de la femme, et pour cela, il est le plus propre à le remplacer, en particulier s'il est dilué³⁶.

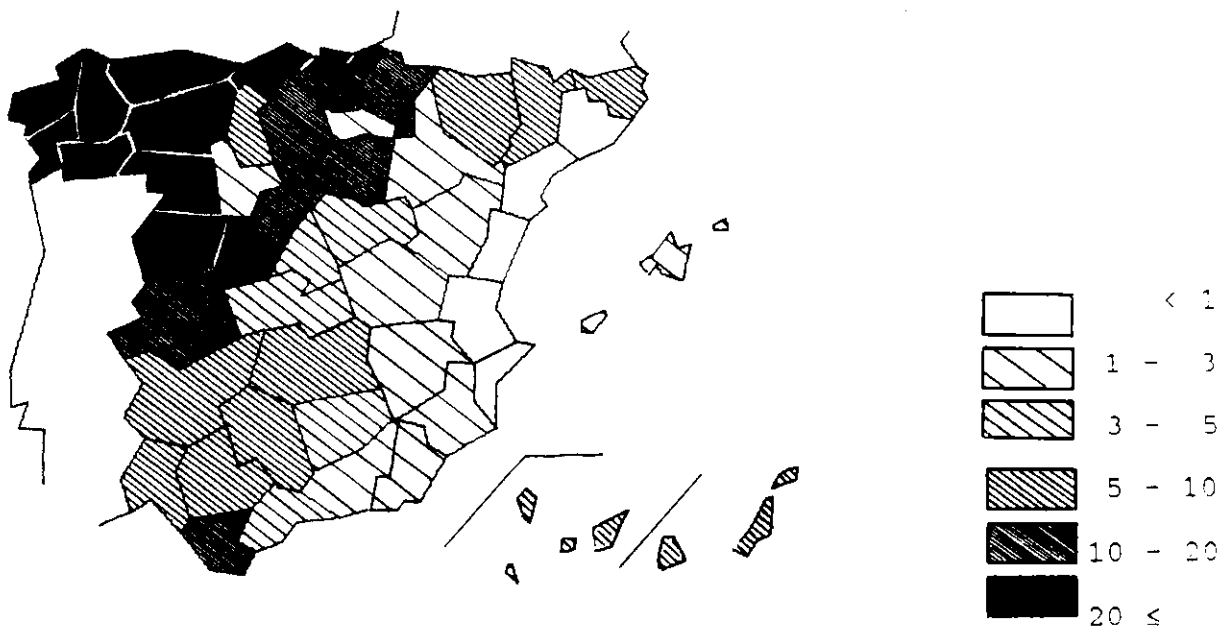
Nous avons considéré que cet indicateur de la production reflétait bien les différences existantes alors dans le niveau de la consommation de lait de chaque province, du fait des difficultés de transport de ce produit à l'époque.

Nous avons préféré prendre le nombre total de vaches, car ce recensement ne spécifie pas de façon claire l'effectif de vaches laitières. Le fait de considérer aussi les animaux utilisés pour les travaux agricoles et la traction produit un biais dans notre indicateur, mais son effet est de réduire la variabilité entre régions, car dans les régions où le nombre de vaches est plus réduit, la proportion de celles-ci qui ne sont pas occupées à la reproduction est plus élevée.

Les valeurs provinciales de cet indicateur (voir carte 14 et tableau ⁶³ en annexe) varient entre moins d'une vache pour 100 habitants dans quelques provinces méditerranéenne à plus de 30 dans les provinces atlantiques. Dans l'hypothèse la plus favorable où l'ensemble des vaches seraient dédiées à la

³⁶ MARTINET, J. et HOUDEBINE, L.M. 1982 et RIBADEAU-DUMAS, B. 1983.

Carte 14. Nombre de vaches pour 100 habitants dans les provinces espagnoles en 1865



Source: d'après les données du tableau 63 en annexe.

production de lait, les différences iraient de moins de 4 litres par jour pour 100 personnes dans ces provinces méditerranéennes à plus de 125 litres dans les provinces atlantiques³⁷, ceci sans tenir compte de la part, approximativement la moitié, qu'il fallait consacrer au veau. Cette carte permet donc de constater que la disponibilité de lait était élevée dans le quadrant nord-ouest de la péninsule, et plutôt très réduite dans les autres régions. On constate donc que l'on retrouve relativement bien la carte de la haute et de la basse fécondité légitime à la fin du XVIIIe et au XIXe siècle. L'allaitement pourrait donc être un facteur explicatif de ces différences de fécondité, ce qui invite à des recherches plus précises pour en mesurer la part exacte.

2.2.2.- Intensité et persistance des différences régionales de la fécondité légitime en Espagne et dans les pays d'Europe occidentale

Nous présentons à la table 6 l'évolution de la distribution des valeurs de $I'g$ ³⁸ (et à la table 64 en annexe de Ig) des provinces espagnoles aux différents recensements entre 1787 et

³⁷ Pour faire ce calcul, nous avons estimé que la production journalière moyenne d'une vache laitière était à cette époque de 5 litres. Ce chiffre multiplié par 10.5 mois de période réelle de lactation, donne une production annuelle moyenne de 1.575 litres par vache, soit 4.3 litres par jour sur une année.

³⁸ Pour étudier les différences régionales de la fécondité légitime en Espagne nous préférons utiliser $I'g$ plutôt que Ig du fait des mouvements migratoires intenses, tout particulièrement d'hommes, qui affectaient quelques régions. En effet, $I'g$, est l'indice de fécondité légitime Ig corrigé de l'effet des migrations d'hommes mariés (voir annexe II.2.1). Rappelons ici qu'il se calcule en multipliant Ig par le rapport du nombre de femmes mariées au nombre d'hommes mariés au recensement.

Tableau 6. Distribution des régions et des provinces espagnoles suivant la valeur de l'indice de fécondité légitime corrigé (I'g) aux différentes dates, 1787-1981

Valeurs d' I'g	Recensements:											Moyenne d'I'g	Ecart-type	Coef. de variation	Coef. d'asymétrie		
	1787	1887	1887	1900	1910	1920	1930	1940	1950	1960	1970					1981	
.100-.199	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	1
.200-.299	-	-	-	-	-	-	-	2	4	-	-	-	1	6	26	-	26
.300-.399	-	-	-	-	-	1	5	9	10	18	28	22	18	28	22	-	22
.400-.499	-	-	-	2	3	6	7	11	27	28	14	-	28	14	-	-	-
.500-.599	-	2	6	5	10	8	10	20	7	2	1	-	2	1	-	-	-
.600-.699	2	7	27	22	20	20	22	7	1	-	-	-	-	-	-	-	-
.700-.799	8	3	13	16	13	13	4	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
.800-.899	4	1	2	3	2	1	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
.900	-	1	1	1	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Nombre de régions provinces	14	14	49	49	49	49	49	49	49	49	49	49	49	49	49	49	49
Moyenne d'I'g	0.761	0.691	0.677	0.681	0.658	0.631	0.579	0.499	0.436	0.411	0.367	0.300	0.411	0.367	0.300	0.300	0.300
Ecart-type	0.062	0.105	0.078	0.097	0.100	0.103	0.113	0.103	0.074	0.063	0.057	0.040	0.063	0.057	0.040	0.040	0.040
Coef. de variation	0.081	0.152	0.115	0.143	0.152	0.164	0.196	0.206	0.169	0.154	0.154	0.134	0.154	0.154	0.134	0.134	0.134
Coef. d'asymétrie			1.026	0.868	0.314	-0.517	-0.698	-0.500	-0.462	-0.379	0.045	-0.083	-0.379	0.045	-0.083	-0.083	-0.083

Sources: calculs réalisés à partir des données du tableau 4/et 5/.

1981. Pour chacune de ces distributions on a calculé la valeur moyenne, le coefficient de variation et le coefficient d'asymétrie. Les données de même ordre présentées par A. Coale et R. Treadway (1986) et reproduites ici à la table 41 en annexe, nous permettent d'établir des comparaisons avec d'autres pays dans la période 1870-1960.

Les différences régionales de la fécondité légitime espagnole en 1787 étaient significatives, supérieures à celles de nombreux autres pays aux premières dates auxquelles celle-ci a pu être calculée. De plus, ces différences ont augmenté jusqu'à 1887 en Espagne, et de façon plus intense encore entre 1887 et 1930. Bien qu'après 1940 elles aient eu tendance à diminuer, en 1981 elles étaient encore plus grandes, en termes relatifs, qu'à la fin du XIXe siècle.

De la même façon qu'en Espagne, dans tous les autres pays les différences provinciales dans les valeurs d'Ig ont augmenté depuis la première date à laquelle on a pu calculer ces indices, vers 1850, jusqu'à 1930 approximativement. On peut donc penser que ce sont les décalages dans la chronologie de la baisse entre régions qui ont fait s'élargir l'éventail des valeurs de Ig. Dans ce sens, les pays nordiques et surtout les îles Britanniques paraissent avoir gardé toujours une plus forte homogénéité interne dans leur comportement reproductif. Par contre, dans les pays continentaux, les comportements régionaux pouvaient être très hétérogènes (voir table 41 en annexe).

Pour caractériser mieux l'effet de ces décalages sur la géographie de la fécondité légitime espagnole, nous avons calculé la matrice des coefficients de corrélation des I'g

Tableau 7. Matrice des coefficients de corrélation linéaire des valeurs provinciales de I'g pour différentes dates, 1787-1981

Dates des recensements:

	1787	1887	1900	1910	1920	1930	1940	1950	1960	1970	1981
1887	.5441	-									
1900	-	.942	-								
1910	-	.897	.919	-							
1920	-	.831	.873	.916	-						
1930	-	.799	.850	.893	.968	-					
1940	-	.629	.702	.729	.807	.895	-				
1950	-	.562	.652	.686	.717	.807	.877	-			
1960	-	.258	.403	.456	.485	.570	.680	.818	-		
1970	-	-.065	.073	.090	.076	.169	.330	.523	.831	-	
1981	-	-.072	.026	.021	.042	.192	.363	.545	.665	.703	-

Notes: (1) calculé sur les 14 régions historiques.

Sources: calculé d'après les données des tableaux 4J et 5J.

provinciaux aux différents recensements (voir table 7)³⁹. Il apparaît de façon très claire que l'ordre des provinces par rapport au niveau de la fécondité légitime a changé peu entre 1887 et 1930, alors qu'il avait changé beaucoup avant et changea beaucoup après. Cette observation aide à l'établissement d'une périodisation, mais c'est seulement en analysant les cartes pour les périodes ainsi établies que l'on pourra préciser les différences dans la chronologie et la vitesse du déclin séculaire de la fécondité dans les régions espagnoles.

2.2.3.- La géographie du déclin de la fécondité légitime en Espagne, 1787-1981

a) Baisse dans quelques régions de 1787 à 1887

La carte 15 présente l'indice I'g pour les 14 régions historiques de l'Espagne en 1787. On distingue une région centrale de plus faible fécondité légitime (I'g inférieur à 0.7) qui s'expliquerait en grande partie par le poids de la ville de Madrid⁴⁰ à faible fécondité⁴¹. A l'opposé, on a 4 régions à forte fécondité avec des I'g supérieurs à 0.8. Dans une de ces 4 régions, la Catalogne, I'g n'atteint pas 0.6 un siècle plus tard, ce qui indique que la limitation des familles s'y était déjà

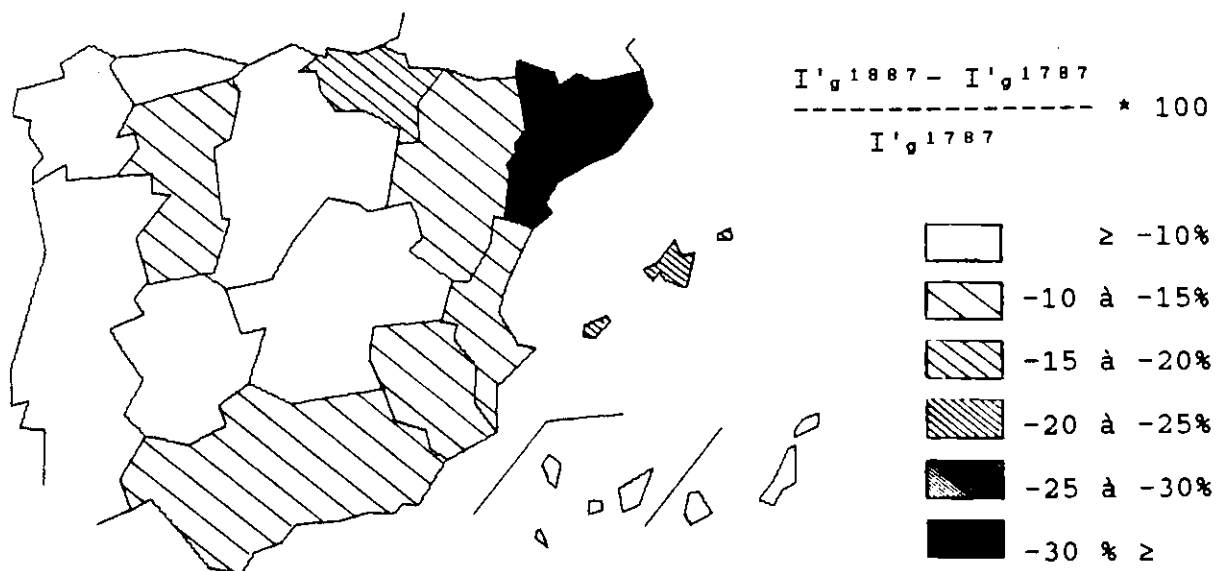
³⁹ La matrice des coefficients de corrélation des Ig provinciaux aux dates des recensements est présentée en table 65 en annexe.

⁴⁰ Madrid concentrait alors 15% de la population de cette région centrale. Selon LIVI BACCI, M. 1968, la fécondité légitime de Madrid était alors à un niveau approximatif de 75% de celui de l'ensemble de l'Espagne.

⁴¹ Murcia était, avec un valeur de I'g de 0.698 à la limite de cette classe.

CARTES 15 ET 16: VOIR AU VERSO

Carte 17. Variation de la fécondité légitime entre 1787 et 1887, par régions historiques



Sources: calculé d'après les données du tableau 45 .

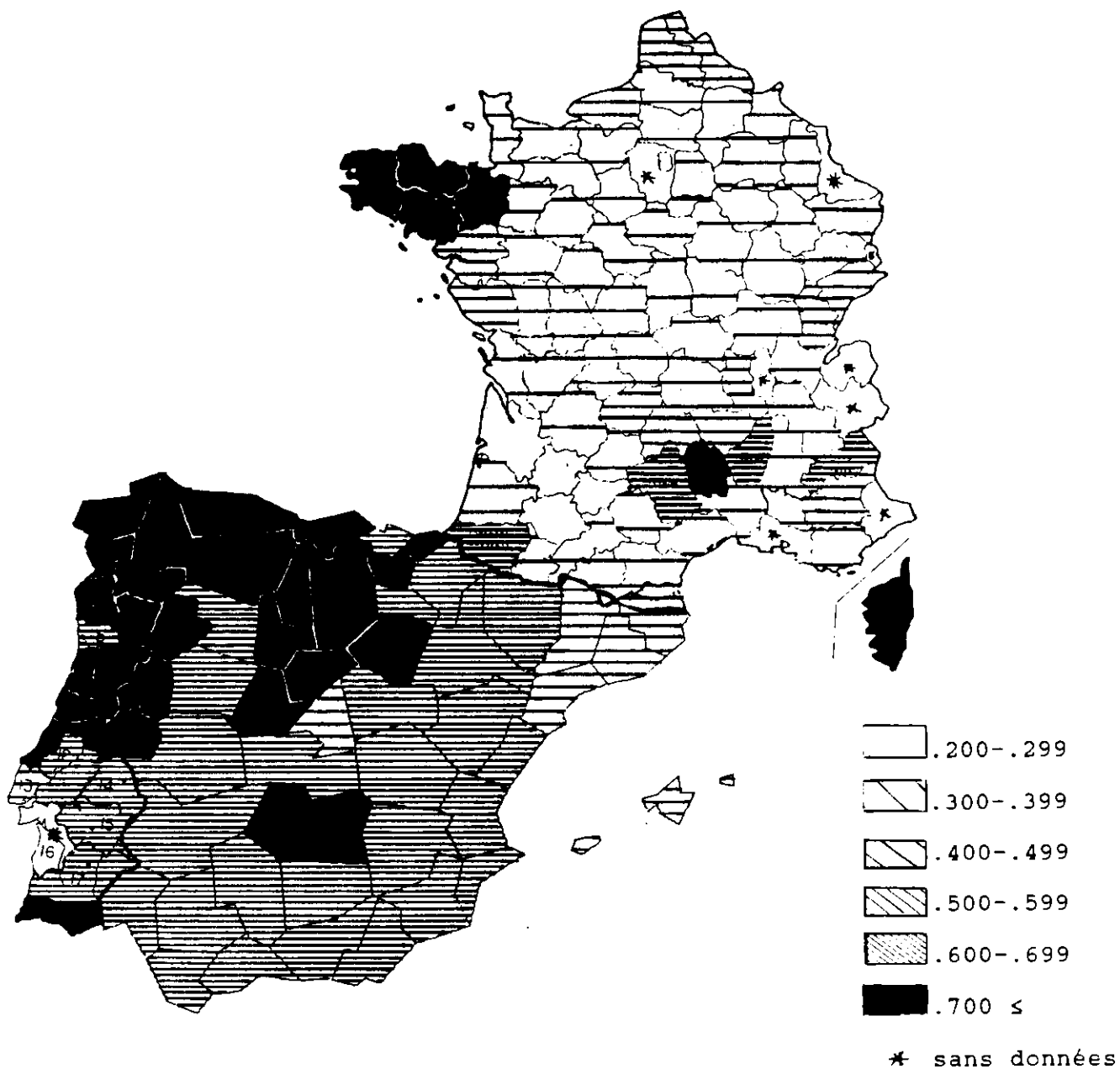
répandue largement (cf carte 16). Cependant, comme on peut le voir à la carte 17 qui résulte de la comparaison des niveaux de I'g de 1787 et 1887, d'autres régions que la Catalogne, à savoir les Baléares, le Pays Basque et la Navarre, connaissaient aussi une réduction notable de la fécondité légitime entre ces deux dates; de fait cette carte surprend par le nombre élevé de régions pour lesquelles la diminution de cet indice dépasse 10% entre ces deux dates.

Cette évolution appelle des études plus détaillées pour en confirmer l'ampleur et connaître les caractéristiques de ce phénomène⁴². Ce qui surprend le plus de cette baisse est qu'elle ne se poursuit pas entre 1887 et 1910, période de baisse généralisée en Europe, dans les régions autres que celles du Levant. Par contre, la réalité de la baisse de la fécondité légitime en Catalogne entre 1787 et 1887 est indiscutable, du fait de son intensité (-34%) et de sa continuité après cette date.

Finalement, comme nous l'avons déjà fait pour la nuptialité, nous voudrions aussi signaler la forte cohésion des comportements régionaux à la fin du XIXe siècle qui se manifeste sans tenir compte des frontières des Etats modernes. En effet si on examine la carte 18 de la fécondité légitime des provinces espagnoles et portugaises et des départements français vers 1890, on note la présence d'une zone de haute fécondité dans le quadrant nord-ouest de la péninsule; d'autre part, et malgré le fait que la

⁴²Le manque de statistiques modernes pour la première moitié du XIXe siècle obligerait dans ce cas à recourir à des études fondées sur les sources paroissiales, comme l'ont fait NADAL, J. et SAEZ, A. 1972 et BENAVENTE, J. 1986 pour la Catalogne.

Carte 18. Indice de fécondité légitime corrigé (I'g), par provinces en Espagne et au Portugal et par départements en France, vers 1887¹



Notes: (1) les données espagnoles se réfèrent à 1887, celles du Portugal à 1890 et celles de la France (ici I'g) à 1886.

Sources: Espagne, données du tableau 59.
France et Portugal, COALE, A.J. et TREADWAY, R., 1986, pp. 94-137.

baisse de la fécondité légitime se soit généralisée depuis longtemps en France, on peut encore observer, à la fin du XIXe siècle, des zones où la fécondité résiste encore à la baisse: les Pyrénées-Atlantiques, la Bretagne, la Corse, les Hautes-Alpes et le sud-est du Massif Central. Comme nous l'avions déjà noté dans le commentaire de la carte 4, un autre trait commun entre ces régions françaises et celles du nord-ouest ibérique est leur très faible nuptialité. Nous reviendrons sur cette observation dans le contexte de la discussion sur les interactions entre les variables démographiques au chapitre 4.

b) Consolidation de la baisse dans l'est de 1887 à 1930

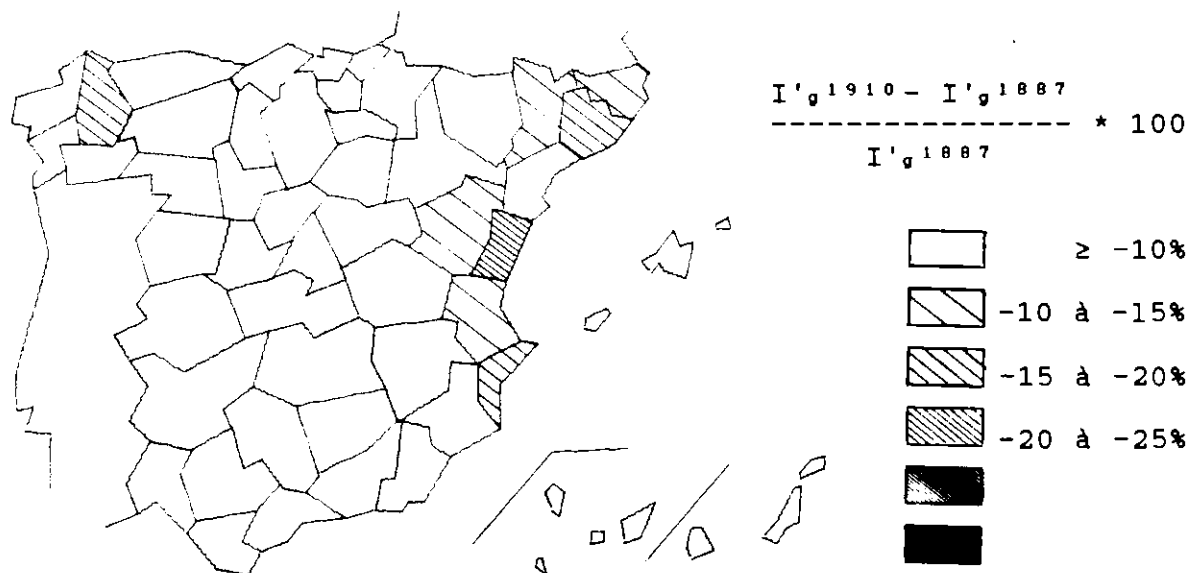
Les cartes 19, 20 et 21 montrent la consolidation de la baisse de la fécondité légitime en Catalogne ainsi que le dessin progressif d'une large frange à l'est de la péninsule, qui s'étend des Pyrénées jusqu'à Murcie, et dans laquelle les I'g atteindront en 1930 des niveaux toujours inférieurs à 0.5. Hors des régions méditerranéennes, seulement 2 provinces, Madrid et Huelva, enregistrent en 1930 des niveaux similaires.

Pour analyser plus finement les changements qui se sont produits dans cette période, nous avons utilisé les données de 1910 comme point intermédiaire et comparé les valeurs de I'g de 1887 à celles de 1910, puis ces dernières à celles de 1930 (cf cartes 22 et 23).

Entre 1887 et 1910, la fécondité légitime a continué à diminuer en Catalogne ainsi que dans la région de Valence et les deux provinces de l'Aragon les plus proches de la Catalogne (Teruel et Huesca) qui enregistraient alors des baisses de I'g supérieures à 10%. Hors de cette zone au nord-est, seule une

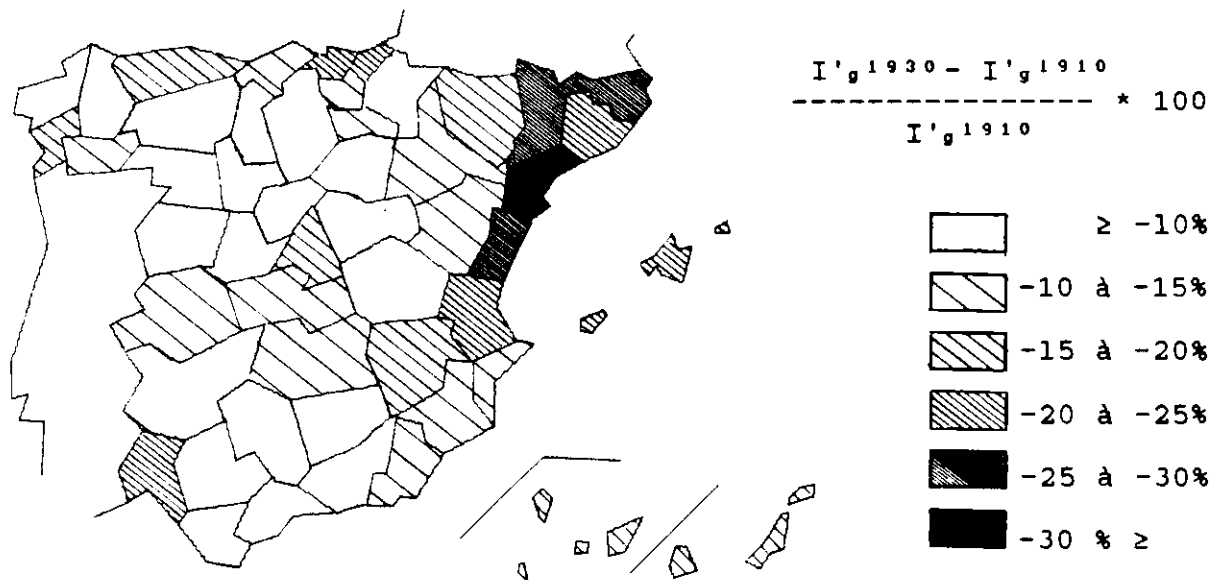
CARTES 19 A 21: VOIR AU VERSO

Carte 22 . Variation de la fécondité légitime entre 1887 et 1910, par provinces



Sources: calculé d'après les données du tableau 59 .

Carte 23 . Variation de la fécondité légitime entre 1910 et 1930, par provinces



Sources: calculé d'après les données du tableau 59 .

autre province espagnole, Lugo, expérimentait alors une réduction de I'g comparable. Une confirmation à contrario de la spécificité de cette frange est de la péninsule est la stabilité de la fécondité légitime dans la province de Madrid de 1887 jusqu'à 1910. A notre avis, on peut penser que la faible fécondité légitime de Madrid constatée en 1787 et en 1887 était en fait un trait permanent associé aux caractéristiques de sa population, plutôt que la manifestation d'un processus continu d'extension de la limitation de la descendance.

Pendant les vingt années suivantes, de 1910 à 1930, (cf carte 23) la baisse de la fécondité légitime s'est poursuivie, mais à un rythme cette fois plus accéléré, dans les régions de la Catalogne, de Valence, d'Aragon et aussi des Baléares. Dans cette période d'autres régions ou provinces s'ajoutent aux pionnières, et enregistrent les premières réductions importantes de leurs indices de fécondité légitime. Cette extension de la baisse à d'autres provinces contribue à l'élargissement du front est de la péninsule, auquel s'ajoutent maintenant Saragosse au nord, et Murcie, Albacète et Almeria au sud-est. Par contre, les autres provinces sont éloignées de la zone est: les Asturies, Santander, la Biscaye et Guipuzcoa (toutes quatre de la zone côtière cantabrique), Madrid, Tolède, Cacérès et Ciudad Real (ces dernières de la Meseta-sud), Huelva (à l'extrême sud-ouest de la péninsule) et les Canaries.

En conclusion, si on compare la carte de 1910 avec celle de 1887, on n'observe pas de grandes différences si on fait exception de l'élargissement de la région de plus basse fécondité légitime au nord-est de la péninsule. La carte de 1930 confirme et consolide l'évolution antérieure, à cette date il est

indiscutable que le continuum des provinces situées sur la côte méditerranéenne connaît une extension considérable des comportements visant à la limitation de la descendance. Hors de cette zone, d'autres provinces ont commencé à bouger aussi entre 1910 et 1930, essentiellement au sud de Madrid ainsi que dans les deux provinces maritimes basques. Pour cette raison, la carte de 1930 garde déjà moins de similitudes avec celle de 1910 que cette dernière avec celle de 1887. Cependant le quadrant nord-occidental limité par Cacérès, Cuenca et la Navarre (à l'exception des isolats constitués par Madrid et les deux provinces maritimes basques) est resté inaltéré entre 1887 et 1930, et conserve des I'g élevés, toujours supérieurs à 0.6, et parfois même à 0.7, ce qui indique que la limitation de la famille n'y a pas fait de progrès. L'Andalousie (à l'exception de la province de Huelva) semble également être dans le même cas.

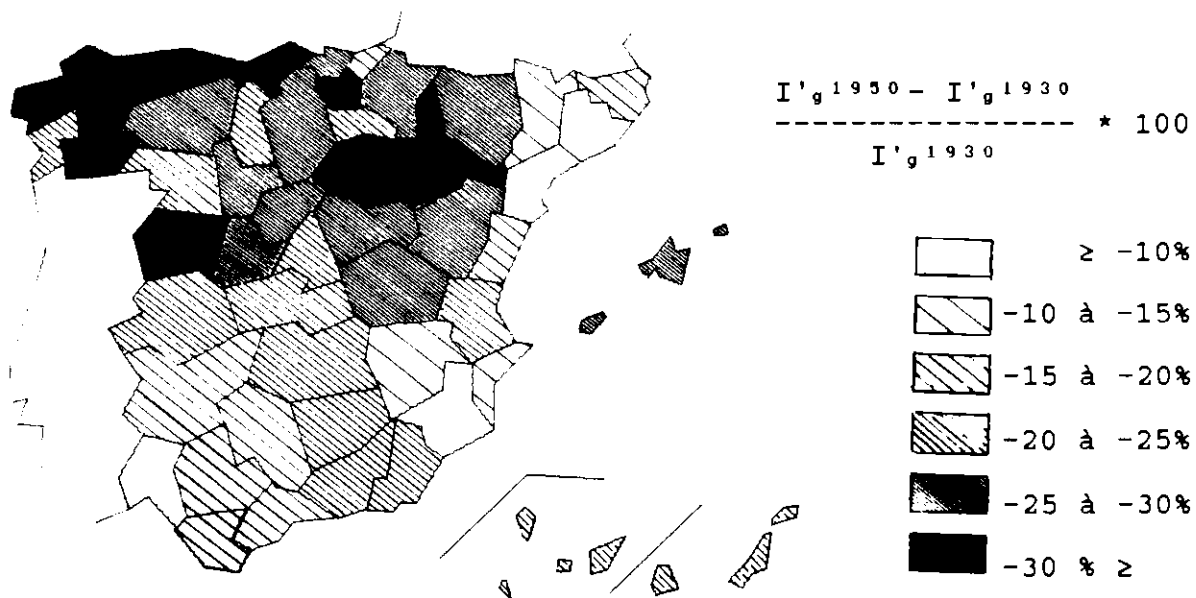
c) De 1930 à 1950: le basculement du nord-ouest

La carte 26 représente les variations en pourcentage des I'g provinciaux entre 1930 et 1950. On observe que la baisse est très intense dans la moitié nord du pays, à l'exception des provinces catalanes. Dans la Meseta-sud et l'Andalousie, la fécondité diminue mais à un rythme plus lent. La baisse est finalement très faible dans la frange est.

On peut noter aussi que cette carte des variations relatives ressemble beaucoup à celle de la fécondité de 1930, ce qui conduit à qualifier les années 1930 et 1940 comme celles de transition rapide dans la moitié nord, de début timide de cette transition dans la moitié sud et de la fin de la transition dans les provinces de l'est.

CARTES 24 ET 25: VOIR AU VERSO

Carte 26 . Variation de la fécondité légitime entre 1930 et 1950, par provinces



Sources: calculé d'après les données du tableau 59 .

Le résultat de cette période est qu'en 1950 toutes les provinces espagnoles, à l'exception des îles Canaries, ont un I'g inférieur à 0.6. De plus la carte est devenue plus homogène, puisque l'on ne distingue plus alors que 2 zones: l'est (qui comprend alors la Catalogne, les Baléares, Valence et l'Aragon) avec un I'g compris entre 0.2 et 0.4 et le reste du pays entre 0.4 et 0.6.

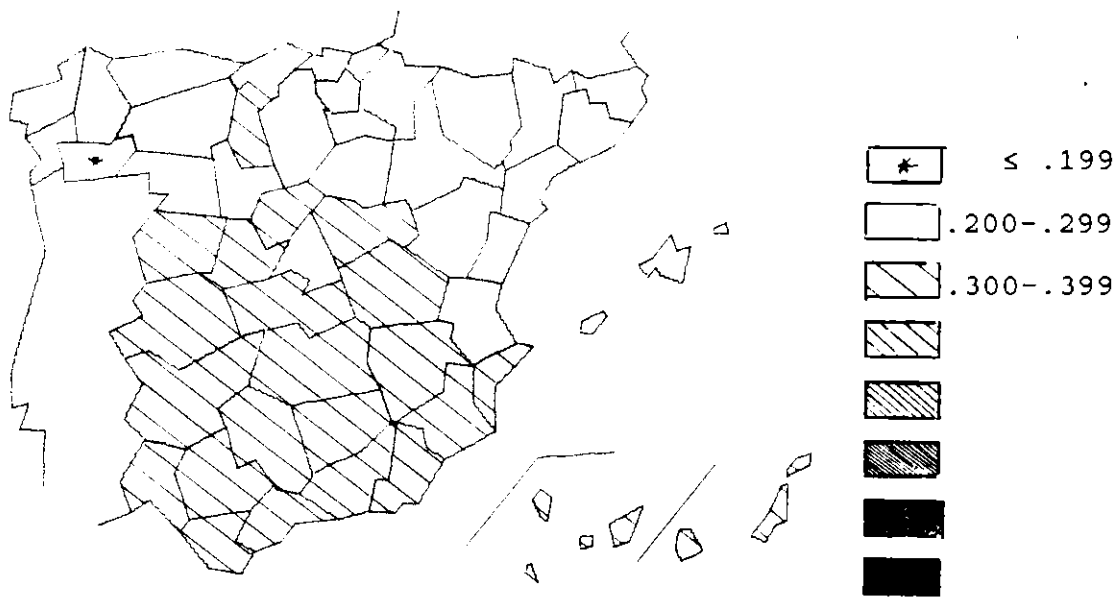
d) Divergences dans les évolutions régionales après 1950

L'évolution de la fécondité légitime entre 1950 et 1970 est en grande partie une continuation de celle intervenue entre 1930 et 1950: la fécondité baisse de façon intense dans les mêmes régions, mais elle descend peu au sud de Madrid. Cette évolution contribue à configurer une carte actuelle bien distincte de celle de 1950. C'est désormais tout le nord et l'est qui ont un I'g inférieur à 0.3, alors que celui du centre et du sud varie entre 0.3 et 0.4 (cf carte 29).

Entre 1970 et 1981 l'indice de fécondité légitime espagnol est passé de 0.38 à 0.29. Cette baisse très importante ne se produit plus alors selon les schémas régionaux traditionnels: la province de Barcelone est accompagnée maintenant des provinces basques et de quelques autres voisines ainsi que de Madrid, de Cadix, de Malaga et des îles Canaries. On sent bien que l'on n'est plus désormais en présence d'une évolution qui répondrait à la logique des facteurs de la baisse séculaire, ceux-ci s'étant manifestés jusqu'ici par l'existence d'ensembles régionaux durables dans les niveaux et les rythmes de baisse. Bien sûr, seule l'évolution future de la fécondité nous permettra de confirmer cette impression, et voir si les variations de la

CARTES 27 ET 28: VOIR AU VERSO

Carte 29 . Indice de fécondité légitime (Iq), par provinces, en 1981



Sources: données du tableau 59.

fécondité légitime suivent une cohérence régionale connue ou si, au contraire, elles recomposent un panorama régional nouveau.

Pour étudier l'évolution récente de la fécondité des mariages, nous disposons d'une autre source d'information: les questions posées à l'occasion des recensements aux femmes, sur le nombre d'enfants qu'elles ont eu. Dans les lignes qui suivent nous comparerons les indices qu'il est possible de calculer à partir de ces enquêtes rétrospectives (les descendance des mariages) avec les valeurs de I_g , pour la période postérieure à la guerre civile.

La descendance des mariages, promotions 1941 à 1965

Depuis 1920, les recensements espagnols ont demandé aux femmes mariées d'indiquer le nombre d'enfants nés vivants qu'elles avaient eu au cours de leur vie fertile. Comme on l'explique en annexe II.2.2, ce n'est qu'à partir des recensements de 1970 et 1981 qu'il est possible de tirer profit de cette information pour étudier l'évolution de la fécondité légitime. Ces deux recensements permettent de reconstituer la descendance des promotions de mariage de 1941 à 1965. Nous avons retenu ici les données permettant le calcul des descendance moyennes des femmes mariées entre 20 et 29 ans, pendant les quinquennats 1941-45 à 1961-65, et dont le mariage avait duré au moins 15 ans.

Ces résultats sont publiés au niveau provincial et ils nous permettent de connaître la descendance des couples qui résident dans la province au moment du recensement. Ces descendance ayant pu être constituées en partie ou totalement dans une autre province que celle de résidence actuelle du couple, nous les

avons confrontées avec les valeurs de I'g calculées à partir des naissances légitimes enregistrées dans chaque province autour des années 1950, 1960 et 1981. Comme ces deux indicateurs nous conduisent à ordonner de façon relativement similaire les provinces (voir le tableau 8), on peut conclure que les mouvements migratoires interprovinciaux n'ont pas distorsionné de façon importante l'image donnée cet indicateur de la fécondité légitime des provinces.

Tableau 8. Coefficients de corrélation linéaire (R) entre les descendances des promotions de mariage et les I'g, dans les 50 provinces espagnoles

Descendance moyenne des promotions de mariage ¹ :	Indice de fécondité légitime corrigé (I'g)		
	Années:		
	1950	1960	1970
(a) 1941-45	.892		
(b) 1946-50	.854		
((a)+(b))/2	.878		
(c) 1951-55		.887	
(d) 1956-60		.916	
((c)+(d))/2		.912	
1961-65			.734

Note: (1) calculé pour les couples mariés durant au moins 15 ans et dont la femme avait entre 20 et 29 ans au moment du mariage.

Sources: calculé d'après les données des tableaux 59 et 62.

Tableau 9. Distribution des provinces espagnoles selon la descendance moyenne des mariages, promotions 1941 à 1965

Descendance moyenne des mariages ¹ (nb d'enfants par couple)	Promotions des mariages :				
	1941-45	1946-50	1951-55	1956-60	1961-65
2.0 - 2.5	2	2	4	3	3
2.5 - 3.0	11	12	14	13	23
3.0 - 3.5	14	18	22	28	22
3.5 - 4.0	20	16	8	4	2
4.0 - 4.5	2	2	2	2	0
4.5 - 5.0	1	0	0	0	0
Nb de provinces	49	49	49	49	49
Desc. moyenne	3.39	3.26	3.09	3.06	2.91
Ecart-type	.492	.478	.461	.411	.317
Coef. variation	.145	.147	.149	.134	.109
Coef. asymétrie	-.140	+.006	+.406	+.166	-.021

Note: (1) calculé pour les couples mariés durant au moins 15 ans et dont la femme avait entre 20 et 29 ans au moment du mariage.

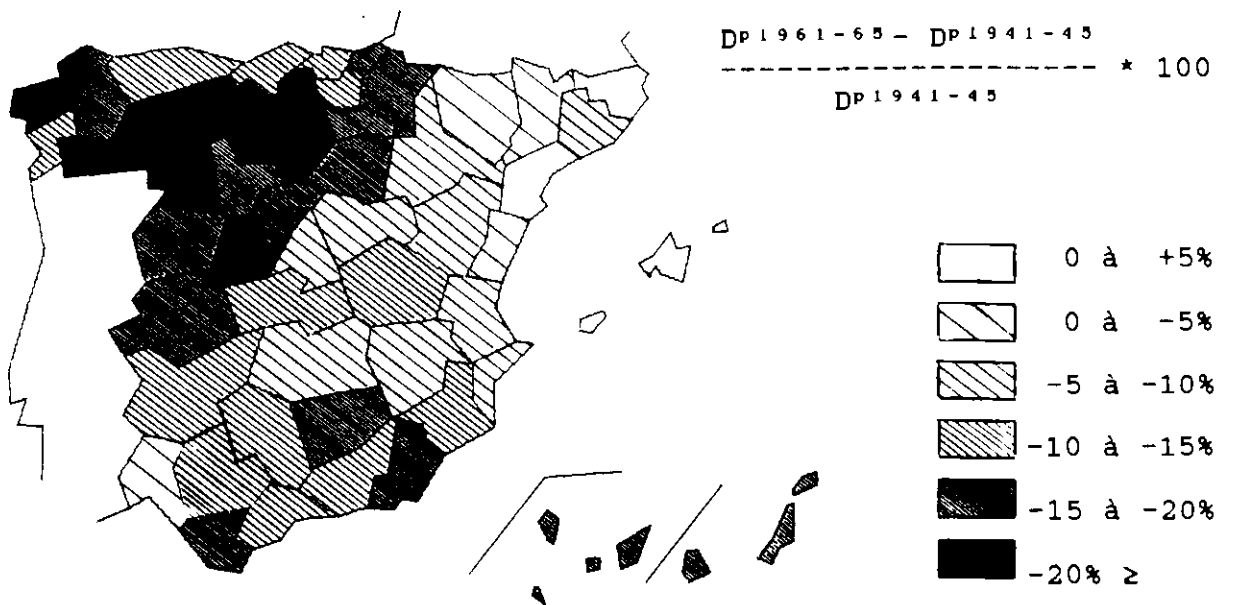
Sources: d'après les données du tableau 61.

L'observation principale que l'on peut faire à partir des données de la table 9 est que la baisse ininterrompue de la descendance moyenne des mariages qui s'est produite en Espagne de 1941 à 1965, s'est accompagnée d'une homogénéisation régionale croissante. Seul un examen plus détaillé de l'évolution de la fécondité légitime régionale pendant cette période permettrait de qualifier cette observation et de confirmer s'il y a une tendance à long terme qui conduit à un rapprochement progressif des comportements reproductifs ou si, au contraire, il ne s'agit là que d'une évolution circonstancielle.

Comme on peut le voir à la carte 30, les couples qui se sont

CARTES 30 ET 31: VOIR AU VERSO

Carte 32. Variation de la descendance des mariages entre les promotions 1941-1945 et 1961-1965, par provinces



Sources: calculé d'après les données du tableau 62.

mariées dans les années 1941-45 ont eu une descendance moyenne plus haute (de plus de 3.5 et jusqu'à 4.5 enfants par couple) vivaient dans des provinces qui forment une grande région en forme de "C" comprenant Castilla-León, l'Estrémadure, et l'Andalousie, ainsi que les îles Canaries. Les descendanceles plus faibles (de 2 à 3 enfants par couple) sont enregistrées dans une zone compacte qui comprend la Catalogne, l'Aragon et Valence, ainsi que les îles Baléares.

La carte 31 qui présente les descendanceles des promotions 1961-65 montre un contraste moins marqué, et cette fois ci entre la moitié nord, où les descendanceles sont plus faibles, et la moitié sud de la péninsule, où elles sont partout supérieures à 3. Par rapport à la carte antérieure, on peut signaler que ce ne sont plus des provinces catalanes, mais des provinces atlantiques qui ont les valeurs minimales avec moins de 2.5 enfants par couple.

Finalement, la carte 32 présente les variations relatives de la descendance entre les promotions 1941-45 et 1961-65. On observe qu'à part trois provinces: Gérone, Tarragone et les Baléares où la descendance moyenne des mariages a augmenté, dans le reste des provinces celle ci a toujours diminué: de plus de 20 % dans les provinces de Castilla-Leon et de Galice, et de plus de 10% en Estrémadure, en Andalousie et aux Canaries.

Cette carte des variations relatives ressemble étroitement à celle des descendanceles des promotions 1941-45: la baisse a été plus intense dans l'ensemble de régions en forme de "C", où les descendanceles étaient les plus élevées, la baisse a été très faible dans la zone complémentaire au "C", à descendanceles très limitées en 1941-45, et on on enregistre même une augmentation dans les

régions du nord-est⁴³. De cette tendance générale, il faut distinguer les provinces de la côte atlantique car, bien que leur fécondité était déjà basse au début de la période, leur déclin continua à être intense.

Pendant les dernières décennies les niveaux de la fécondité légitime des régions espagnoles ont tendu à se rapprocher, mais cela est à nos yeux un phénomène conjoncturel qui ne signale pas que l'évolution de la fécondité légitime sera à partir de maintenant similaire dans les régions. De fait, la sensibilité actuelle de cette variable à la conjoncture économique ne semble pas être pareille dans toutes les régions, et non plus dans les diverses provinces à l'intérieur de ces régions.

Revenant maintenant aux tendances longues, nous finirons cette section en insistant sur deux aspects du déclin séculaire de la fécondité en Espagne: les différences régionales dans la chronologie et dans la vitesse de processus.

e) Chronologie et vitesse du déclin de la fécondité légitime dans les provinces espagnoles

En 1787, la fécondité légitime, mesurée par I'g, était

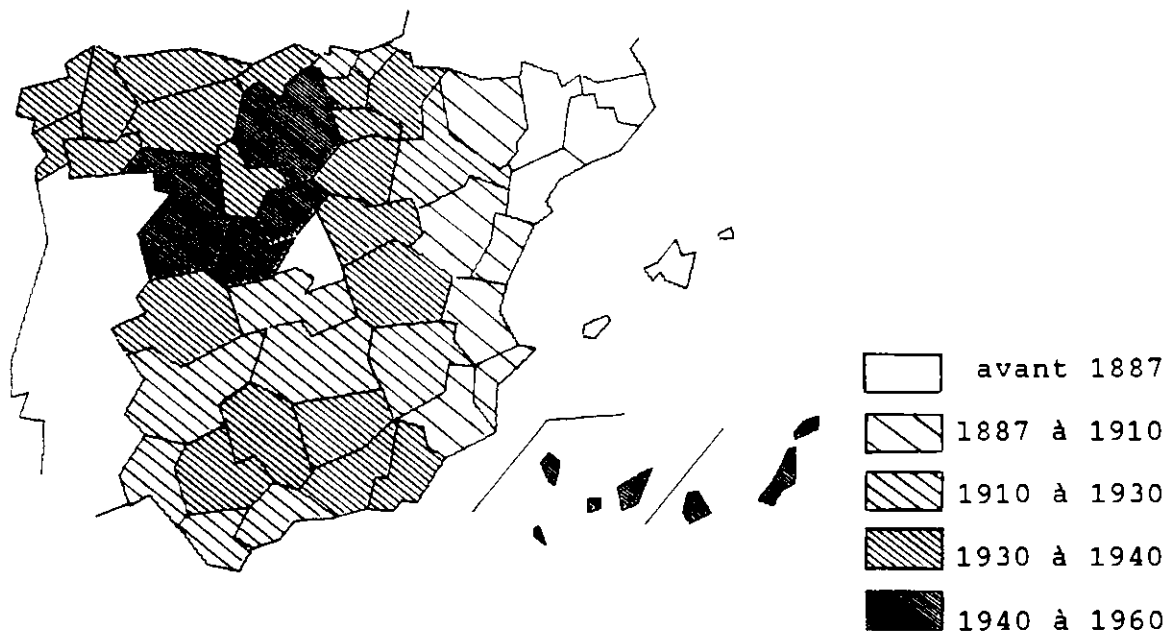
⁴³On retrouve ici, au niveau de la distribution territoriale, une observation faite par Henry sur une étude de l'évolution de la fécondité des femmes blanches aux Etats-Unis selon la profession du mari: "les diverses classes sociales n'ont pas participé également au redressement (de la fécondité d'après-guerre). En réalité, la reprise n'existe que chez les travailleurs non-manuels, c'est d'ailleurs dans cette catégorie que la fécondité avait le plus baissé antérieurement et qu'elle était au niveau le plus bas. Dans les catégories de fécondité relativement élevée, le mouvement de baisse s'est poursuivi. En somme, les catégories les plus en avance ont rebroussé chemin, pendant que les retardataires poursuivaient leur route; il en résulte une atténuation très sensible des écarts". HENRY, L. 1957, p. 519.

supérieure à 0.6 dans toutes les régions espagnoles et elle était même supérieure à 0.8 en Catalogne, aux Baléares, au Pays Basque, dans les Asturies et aux Canaries. Deux cents ans plus tard, en 1981, I'g était partout inférieur à 0.4. Pour tenter une synthèse de la chronologie de cette baisse, nous avons représenté aux cartes 33 et 34 la date à laquelle les I'g des provinces sont passés en dessous de 0.6 et de 0.4 respectivement.

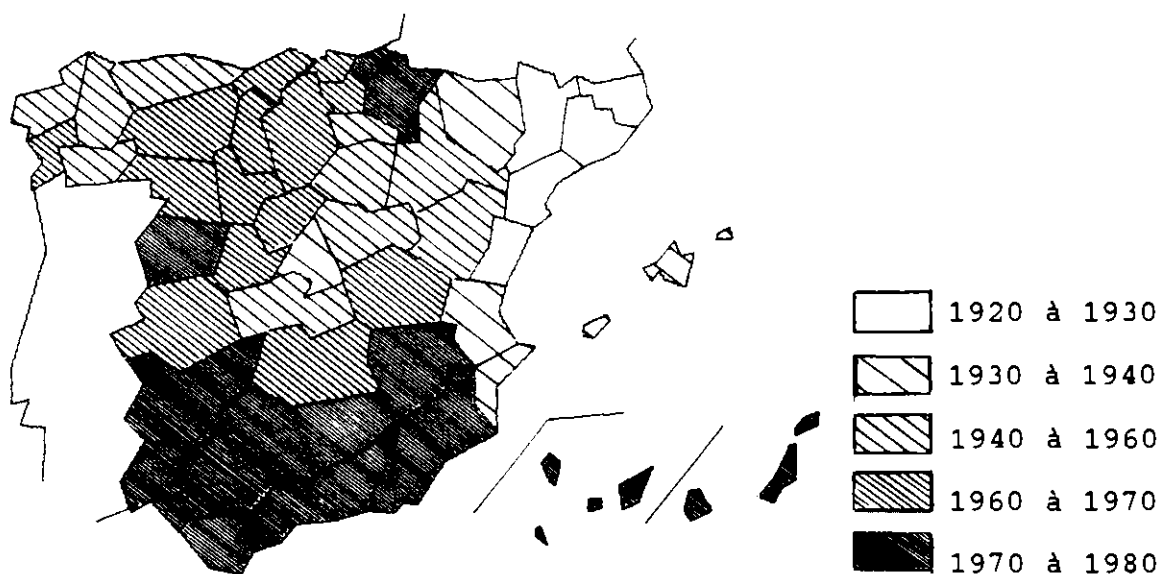
La première carte permet de voir que l'ensemble de la Catalogne, Valence, les Baléares, ainsi que les deux provinces de l'Aragon les plus proches de la Catalogne et Murcie, ont commencé leur déclin séculaire de la fécondité légitime avant 1910, et bien avant cette date dans certains cas déjà notés. A l'autre extrême, on a toutes les provinces du quadrant nord-ouest (à l'exception des deux provinces maritimes basques) ainsi que quelques provinces de l'Andalousie et des Canaries, où la diminution de la fécondité légitime a tardé jusqu'à la décennie de la guerre civile et même après.

La seconde carte montre que la baisse de la fécondité légitime s'est produite de façon plus rapide dans tout le nord et l'est de l'Espagne que dans la moitié sud. En effet, avant la décennie de la guerre civile, la fécondité légitime avait déjà atteint des niveaux très faibles dans les régions de l'est. Les autres régions de la moitié nord du pays dans lesquelles la fécondité légitime n'a commencé à diminuer que très tard, pendant la décennie de la guerre civile ou immédiatement après, ont réussi ensuite en très peu d'années, souvent même avant 1960, à la réduire de façon très significative. Finalement, les régions de l'Estrémadure, l'Andalousie, Murcie et les Canaries, où la baisse a commencé pendant la décennie de la

Carte 33 . Date à laquelle I'g descend en dessous de 0.6, par province

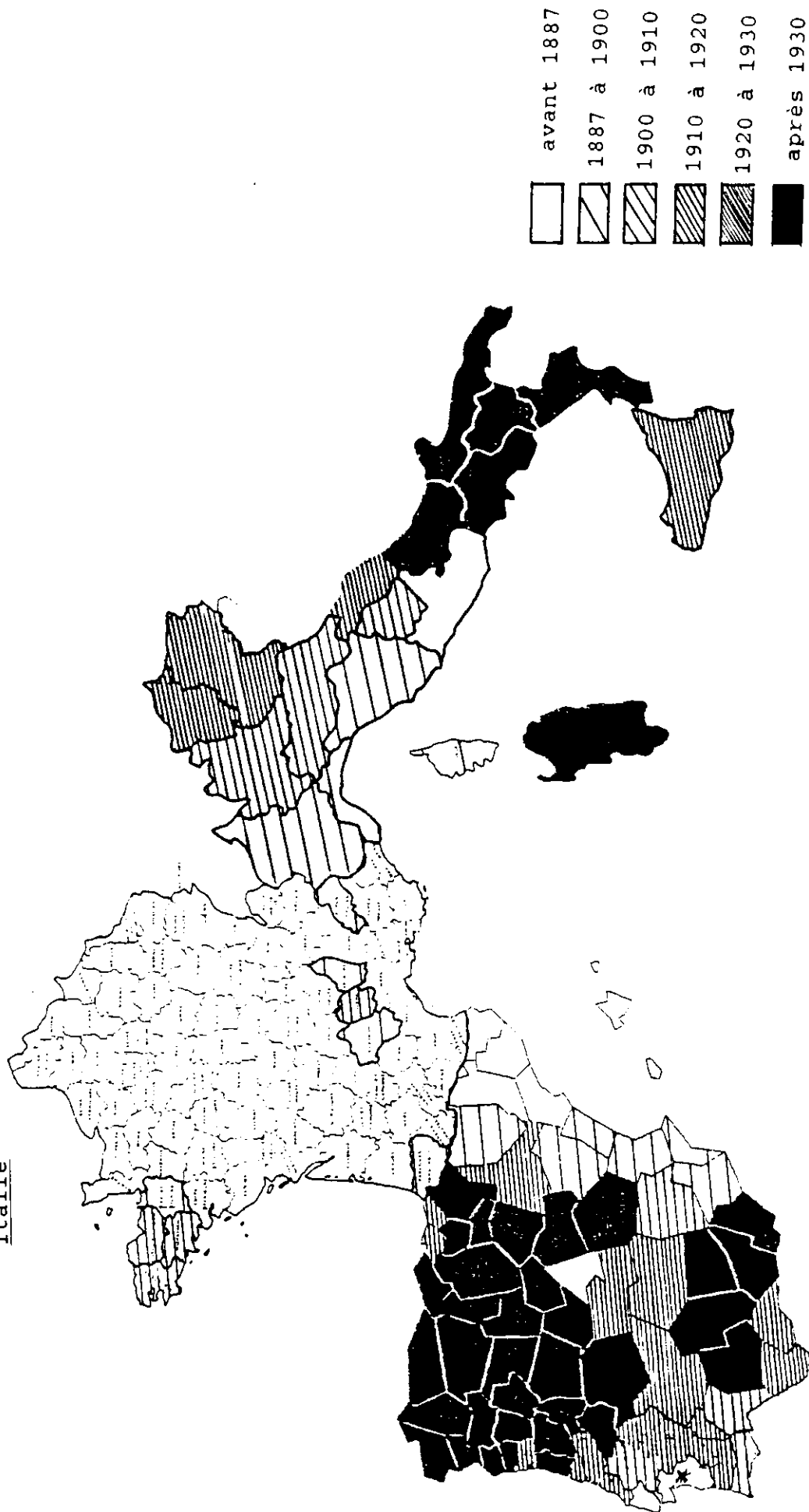


Carte 34 . Date à laquelle I'g descend en dessous de 0.4, par province



Sources: d'après les données du tableau 59 .

Carte 35. Date à laquelle I'g descend en dessous de 0.6, par provinces en Espagne et au Portugal, par départements en France¹ et par régions en Italie



Notes: (1) pour la France, on a utilisé Ig.
 Sources: Espagne, d'après les données du tableau 59.
 France, COALE, A.J. et TREADWAY, R., 1986, pp. 94-107.
 Italie, LIVI BACCI, M., 1977, p. 86.
 Portugal, LIVI BACCI, M., 1971, p. 77.

guerre civile, voire avant dans quelques-unes de leurs provinces, ont attendu les années 1970 pour que l' $I'g$ passe en dessous de 0.4, et elles conservent encore aujourd'hui une fécondité légitime plus élevée que dans le reste du pays.

En conclusion, l'histoire de la baisse de la fécondité légitime dans les régions espagnoles pourrait se résumer ainsi: deux grands ensembles régionaux (le triangle nord-est et le quart nord-ouest) où la baisse aura été rapide mais s'est accomplie pour le premier surtout dans une période centrée sur la première guerre mondiale, et pour le second pendant les décennies de la guerre civile et de l'après guerre; le reste de l'Espagne (la moitié sud à l'exception des provinces situées le plus à l'est) où la baisse fut lente et diffuse, commençant en 1930 au plus tard et se poursuivant jusqu'à 1981 au moins.

Il est finalement intéressant de constater à la carte 35 que les régions espagnoles, portugaises, italiennes et françaises où la baisse de la fécondité légitime a commencé le plus tard, c'est à dire dans les trois premiers pays après 1930, sont aussi les régions qui avaient la plus faible nuptialité et la plus forte émigration. En effet, les zones du nord-ouest de l'Espagne peuvent être rapprochées du nord du Portugal à faible nuptialité et à forte émigration vers l'outremer, de la Bretagne, du Massif Central et des Hautes-Alpes à faible nuptialité et à forte émigration vers la région parisienne, du sud de l'Italie et de ses îles à forte émigration vers l'outremer, mais avec cette fois-ci une nuptialité plus intense.

2.2.4.- Vue d'ensemble sur l'évolution de la fécondité légitime

Il paraît clair que dans l'intervalle qui va des années 1870

aux années 1930, tous les pays d'Europe occidentale ont expérimenté un déclin substantiel de leur fécondité légitime. L'interprétation traditionnelle de ce phénomène dans le cadre de la théorie de la transition a été tout d'abord d'expliquer cette baisse comme un ajustement nécessaire en réponse à une baisse de la mortalité antérieure, selon une séquence propre à chaque pays. Dans la version plus récente de la théorie de la transition, celle utilisée dans le cadre de l'enquête de Princeton, la baisse de la fécondité légitime est considérée comme étant l'essence même du phénomène de la transition, ce qu'il faut expliquer à l'aide de données accompagnantes exprimant l'état de développement socio-économique. Le premier type d'interprétation conçoit la suite d'événements composants la transition comme une séquence propre à chaque pays, et la seconde voit dans la baisse de la fécondité légitime l'unique événement réellement digne d'attention. Face à ces conceptions, il nous semble qu'un examen tranquille des données, dénué de préconceptions, comme celui que nous avons essayé de mener, doit conduire à la conclusion que la baisse de la fécondité légitime s'est produite dans tous les pays dans une grande mesure indépendamment de leur situation démographique antérieure, mais que d'autre part cette baisse ne s'est pas produite exactement dans la même période partout, parce que dans certains pays ou régions la baisse de la nuptialité ou les migrations ont pu jouer comme un substitut pour limiter la

croissance de la population⁴⁴. Autrement dit, selon nous, la baisse de la fécondité légitime n'est pas venue "à son heure" dans chaque région, et elle n'est pas non plus l'évènement central de l'ensemble des transformations démographiques qui constituent la transition.

Dans cette perspective, il nous semble que, dans la recherche des explications du déclin soutenu de la fécondité légitime, on doit tenir compte du fait qu'elle s'est produite dans une période historique particulière et pas une autre, et de plus qu'elle est intervenue d'une façon générale au travers de toute l'Europe. La question de savoir pourquoi la fécondité légitime a pu décliner dans telle ou telle région est donc, à notre avis, trop réduite, car elle ne permet pas d'appréhender le fait que le phénomène était général à toute l'Europe et que ce sont donc les éléments alors commun de la situation démographique, économique et sociale qu'il faut savoir dégager et utiliser pour le dessin d'un modèle. Mais d'autre part, on doit tenir compte aussi, dans l'explication de ce phénomène, du fait que le déclin de la fécondité légitime n'a pas commencé partout immédiatement après 1870. En effet, les pays du nord et surtout du sud de l'Europe ont tardé dans la réduction de leur fécondité légitime. D'après ce que nous avons pu voir antérieurement, ces pays ont connu, pendant les dernières décennies du XIXe siècle et les premières du XXe, une plus forte réduction de leur nuptialité

⁴⁴Ainsi on a pu noter qu'en France la baisse de la nuptialité a pu parfois agir comme un substitut de celle de la fécondité légitime, et inversement: "Those départements with an early decline of fertility also showed a drop in the age at marriage, whereas the areas where marital fertility maintained high levels were also those where the age at marriage went up." VAN DE WALLE, E. 1979a, p. 131.

que dans le reste de l'Europe. On peut penser que ces deux faits sont associés.

Cette dernière observation nous paraît particulièrement appropriée au cas des régions espagnoles. Dans celles-ci, le déclin de la fécondité légitime s'est retardé le plus, jusqu'après 1910, voire 1930, là où la nuptialité était la plus faible ou là où elle s'était le plus réduit. On doit remarquer cependant que cette hypothèse selon laquelle l'adoption de réponses démographiques autres que la baisse de la fécondité légitime a pu retarder celle-ci ne vaut pas partout. En effet, les régions du sud de l'Espagne ont tardé tout autant que celles du nord-ouest dans le déclin de la fécondité légitime, mais leur nuptialité n'est jamais devenue aussi faible et l'émigration les a affecté beaucoup moins pendant cette période. Ces régions du sud semblent par conséquent avoir adopté des freins beaucoup moins stricts à leur croissance démographique, au moins jusqu'au milieu du XXe siècle, car même à partir du moment où la fécondité légitime a commencé à décliner, elle ne l'a fait que de façon beaucoup plus lente que dans le nord-ouest.

Après 1940, les niveaux de la fécondité légitime des pays et régions européennes tendent à converger, car là où ils étaient relativement élevés, elle continue à décliner, quoiqu'à un rythme plus lent, et là où ils étaient très faibles à la fin des années 1930, en particulier dans les régions plus urbanisées et industrialisées, elle entreprend une récupération qui ne s'arrêtera que dans les années 1960, période à partir de laquelle la fécondité légitime décline partout.

L'hypothèse selon laquelle la fécondité légitime se maintiendrait stable avant et après son déclin séculaire doit,

selon nous, être également remise en cause, car elle semble contredire les observations actuellement disponibles sur l'évolution de la fécondité avant et après la période 1870-1940. Il est évident qu'après cette période les fluctuations de la fécondité légitime ont été importantes et différentes selon les populations et les groupes sociaux. Mais avant cette période, quoique les données manquent, on a des indices permettant de penser que cela n'a pas été non plus le cas. La France est le seul pays pour lequel on dispose de données longues de fécondité légitime. L'expérience de ce pays est généralement considérée comme étant exceptionnelle, et la non-stabilité de sa fécondité légitime et son bas niveau avant 1870 sont considérés comme étant seulement un phénomène de précocité. Mais considérer la cas de la France comme une exception nous semble discutable.

D'une part les données dont l'on dispose actuellement ne sont pas suffisantes pour démontrer la stabilité de la fécondité légitime en Europe (sans la France) avant le milieu du XIXe siècle, et, au contraire, on dispose d'indices sérieux permettant de penser que la fécondité légitime a enregistré des variations significatives dans certaines régions espagnoles avant 1870, ce qui est pratiquement sûr dans le cas de la Catalogne, et reste à prouver pour un grand nombre d'autres régions.

D'autre part, les données relatives à la France ont montré jusqu'à quel point pouvaient être erronés certains présupposés qu'on faisait sur l'évolution de la fécondité légitime.

En premier lieu, le plus surprenant du cas français est que ce soit dans ce pays relativement moins urbanisé et industrialisé que l'Angleterre que la fécondité légitime ait diminué en premier de façon très significative. L'analyse de ce déclin par

départements confirme et amplifie cette impression:

"Curieusement, en tenant compte du rôle généralement attribué à l'urbanisation et à l'industrialisation dans les théories de la transition démographique, les citadins ne furent pas les premiers à adopter la limitation des familles. Il est vrai que Paris avait atteint un niveau très bas de fécondité légitime à l'époque du premier recensement qui ait été publié: un Ig de 0.392 en 1817. Mais dans un grand nombre des autres grandes villes, en particulier les centres industriels en croissance rapide, le niveau de la fécondité se maintenait exceptionnellement élevé. Les régions minières et les centres manufacturiers textiles, y compris des pôles de la Révolution Industrielle en France tel que le département du Nord, l'Alsace ou la Loire, étaient en retard sous cet aspect par rapport à des zones agricoles comme la Normandie ou l'Aquitaine."⁴⁵

En second lieu, le déclin de la fécondité légitime, qui de façon plus ou moins intense a touché toutes les régions françaises entre 1770 et 1850, s'est interrompu pendant les années 1850-1870, et même pour la moitié environ des départements s'est transformé en une nette récupération à laquelle différents auteurs se réfèrent comme à un vrai "baby boom" (E. Van de Walle, 1974 et 1979). Or rien n'interdit de penser que ce phénomène de reprise de la fécondité ait pu se produire ailleurs qu'en France avant 1850:

"Ce "saut de ski", comme on pourrait l'appeler, semble être caractéristique du déclin de la fécondité légitime dans plusieurs provinces européennes, et même hors de l'Europe. Son existence (plutôt que celle d'un plateau prétransitionnel de la fécondité) nous fait nous interroger sur la nature des mécanismes en jeu, et suggère que des

⁴⁵ "Strangely enough, in view of the role generally attributed to urbanisation and industrialisation in theories of the demographic transition, the people in cities were not the first to adopt family limitation. It is true that Paris had attained low marital fertility by the time of its first published census: Ig was 0.392 in 1817. But many of the other large cities, in particular the fast growing industrial centres, were maintaining exceptionally high levels of fertility. The mining regions and the centres of textile manufacture, including such poles of the Industrial Revolution in France as the Nord département, Alsace or Loire, were lagging in this respect behind the agricultural areas of Normandy or Aquitaine." VAN DE WALLE, E. 1979, pp. 130-131.

déclins similaires, suivis par des hausses, ont pu se produire dans le passé. Malheureusement, les données disponibles ne permettent pas de répondre à ces questions..."⁴⁶

Il nous semble par conséquent qu'il est aventureux à ce stade de penser, comme on l'a fait généralement jusqu'ici, que les déclin de la fécondité légitime qui ont pu se produire avant 1850 sont de même nature ou annonciateurs de celui qui s'est produit partout en Europe après 1870. Plutôt que de chercher une explication globale pour l'évolution de la fécondité pendant les deux dernières siècles pour chaque pays, il nous semble plus approprié d'étudier sous un angle comparatif l'évolution après 1870 en Europe, car les similitudes et les différences que l'on observe nous semblent plus significatives et révélatrices du caractère de ce processus.

Nous croyons que ces observations peuvent être utiles pour l'orientation des recherches futures sur l'évolution de la fécondité légitime en Espagne. En premier lieu nous voudrions suggérer la nécessité d'étudier plus à fond la période comprise entre la fin du XVIIIe et la fin du XIXe siècle, non seulement en Catalogne, mais aussi dans d'autres régions où les données aujourd'hui disponibles semblent indiquer qu'il s'est produit des variations significatives de la fécondité légitime. Le cas de la France nous enseigne en effet qu'il ne faut pas négliger la possibilité que dans certaines régions il ait pu se produire des

⁴⁶ "This "sky jump" trend, as we might call it, seems to characterize the decline of marital fertility in several provinces of Europe, and even elsewhere. Its existence (rather than that of a plateau of predecline fertility) raises the question of the mechanism involved and suggests that similar declines, followed by rises, could have occurred in earlier times. Unfortunately, the data available do not provide answers to these questions..." VAN DE WALLE, E. 1974, p. 179.

déclins suivis de récupérations ou bien de longs paliers dans l'évolution de la fécondité légitime. Pour la période postérieure à 1870, on devrait, croyons nous, chercher à mettre en évidence comme se sont manifestées en Espagne les forces qui ont déterminé le déroulement des phases d'évolution successives de la fécondité légitime de façon relativement similaire à celles du reste des pays d'Europe occidentale: le déclin de 1870 à 1940, le déclin plus lent ou la reprise des années 1940-1960 et le déclin rapide des années 1970 et du début des années 1980.

2.3.- La fécondité générale

2.3.1.- L'évolution de la fécondité générale et de ses composantes principales en Espagne et dans les pays d'Europe occidentale

Aux graphiques 7a à 7e sont présentées les séries de l'indice de fécondité générale, I_f^{47} , de onze pays d'Europe occidentale. Nous allons premièrement en commenter l'évolution après 1850, et nous les analyserons en prêtant attention à l'évolution des deux composantes principales de la fécondité générale, la nuptialité et la fécondité légitime. Nous discuterons ensuite des données plus fragmentaires pour la période antérieure à 1850.

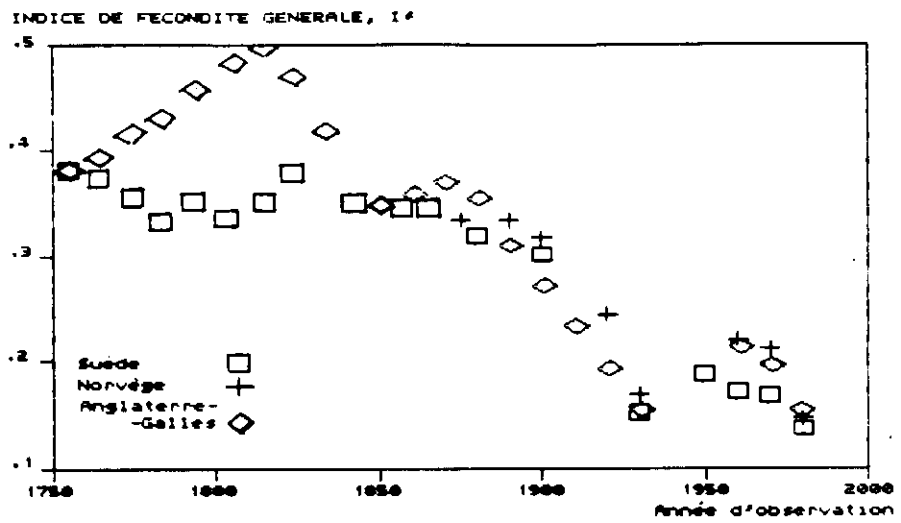
Afin de systématiser et de rendre plus claire notre exposition, nous distinguerons quatre étapes depuis 1850 dans l'évolution de la fécondité générale des pays d'Europe occidentale:

1. Une première étape qui va de 1850 à 1870 environ, pour laquelle manquent encore les données détaillées en Espagne, mais pour ce que nous savons de l'évolution dans d'autres pays, s'est caractérisée par la hausse ou pour le moins la stabilité de la fécondité générale. Malheureusement nous connaissons encore mal l'amplitude et les causes de ces hausses, mais, pour ce que nous avons déjà observé dans les sections précédentes, la nuptialité et la fécondité légitime semblent également avoir augmenté toutes deux ou s'être maintenues stables pendant cette période. On ne

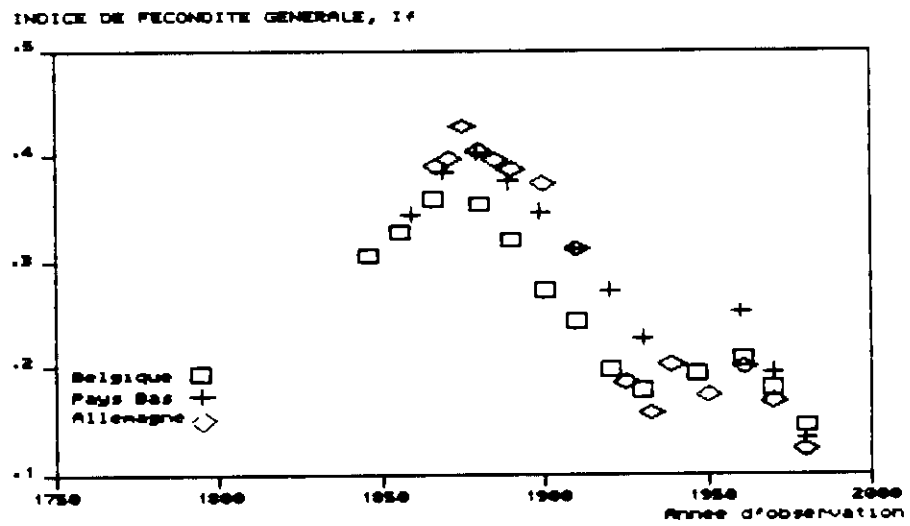
⁴⁷Pour la définition et la forme de calcul de cet indice, voir annexe II.2.1.

GRAPHIQUE 7: VOIR AU VERSO

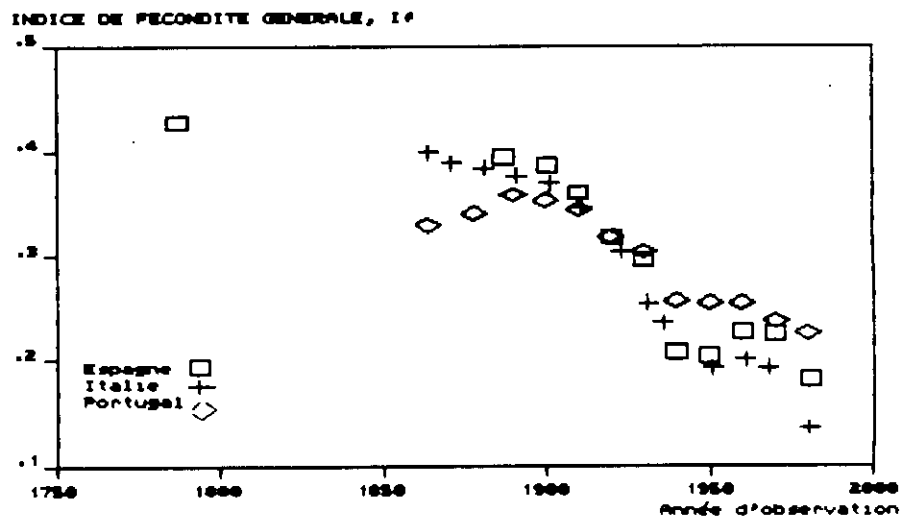
7c)



7d)



7e)



Sources: données du tableau 39.

peut pas manquer de signaler à ce propos que dans un nombre considérable de pays aujourd'hui en voie de développement, on a pu aussi observer une hausse conjoncturelle de la fécondité générale avant que celle-ci n'entame son déclin séculaire⁴⁰.

2. Les années 1870 marqueraient clairement le début d'une seconde étape caractérisée par le déclin soutenu et généralisé de la fécondité générale. C'est ainsi que vers 1870 les niveaux de If variaient selon les pays d'un peu moins de 0.3 en France et en Irlande à un peu plus de 0.4 en Allemagne et en Italie, alors qu'en 1930 If était généralement passé en dessous de 0.2. (cf graphiques 7a à 7e). Dans les pays du sud de l'Europe, la baisse de la fécondité générale commença à un rythme un peu plus lent, et bien que la diminution fut très rapide pendant les années 1910 et 1930, elle s'arrêta vers 1940 en Espagne et au Portugal, et vers 1950 en Italie, à des niveaux un peu plus élevés que dans les autres pays d'Europe occidentale.

3. A partir des années 1940, et jusqu'à la fin des années 1960, il s'est produit une remontée de la fécondité dans tous les pays d'Europe occidentale, remontée qui fut cependant plus modérée dans les pays du sud de l'Europe.

4. Finalement, à partir de la fin des années 1960, et surtout à partir des années 1970, la fécondité entreprend une

⁴⁰ Sur cette question voir tout particulièrement DYSON, T. et MURPHY, M. 1985. Ces auteurs suggèrent que dans les cas des populations européennes du passé, ces hausses ont pu résulter d'une augmentation de la fécondité légitime, mais que: "en général, une cause plus importante semble avoir été l'accroissement de la proportion de femmes mariées". Leur argumentation est que "le potentiel d'un tel mécanisme pour conduire à un accroissement de la fécondité sera plus fort dans des populations dans lesquelles la proportion de femmes non-mariées est comparativement grande. Nous savons que tel a été le cas en Europe occidentale."

chute rapide qui conduit les If de tous ces pays (à la seule exception de l'Irlande) à des niveaux actuels proches de 0.1, c'est à dire à des niveaux plus faibles encore que ceux des années 1930.

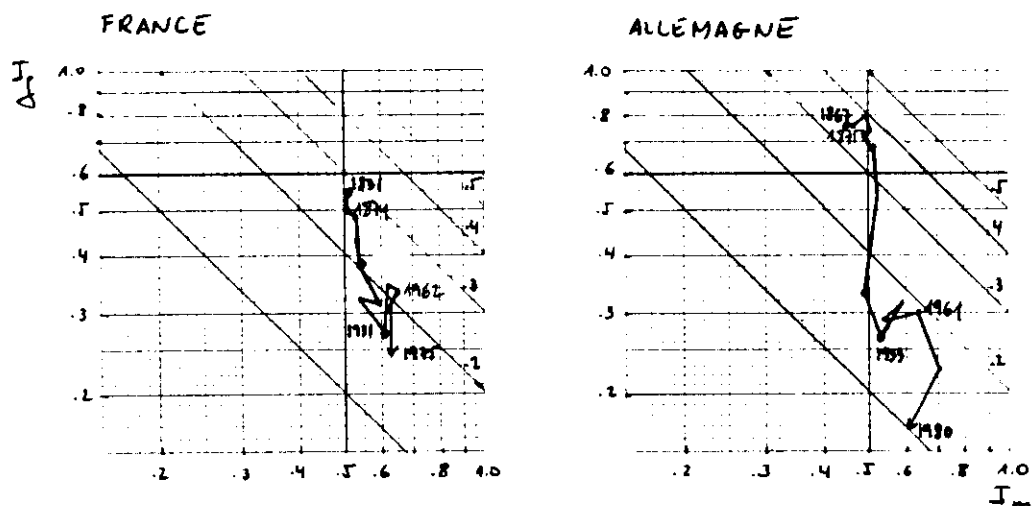
Pour analyser maintenant la part qu'ont eu la nuptialité et la fécondité légitime dans l'évolution de la fécondité générale de ces pays, nous utiliserons les graphiques 8a à 8c, sur lesquels nous avons reporté sur les axes, en échelle logarithmique, les indices I_m et I_g , et sur les diagonales les combinaisons de ces deux indices qui mènent à un niveau déterminé de I_f , dans l'hypothèse où la fécondité illégitime serait nulle. Nous avons vu précédemment que dans tous ces pays (à l'exception significative de l'Irlande) la fécondité générale est passée d'entre 0.3 à 0.4 à moins de 0.2 des années 1870 à 1930. Afin de faciliter l'analyse de cette baisse, nous avons classé les pays en trois groupes selon le niveau et l'évolution de la nuptialité dans la période 1870-1930:

- le premier, qui ne comprend que des pays atlantiques, dans lesquels la nuptialité était relativement basse vers 1870 (I_m inférieur à 0.5) et s'est maintenue basse durant tout le processus de déclin de la fécondité légitime ou bien a simplement augmenté dans la dernière phase, au moment où I_f se rapprocha de 0.2⁴⁹; dans ces pays la baisse séculaire de la fécondité légitime s'est produite soit après une forte réduction de la nuptialité, soit dans une situation de restriction des mariages déjà très intense;

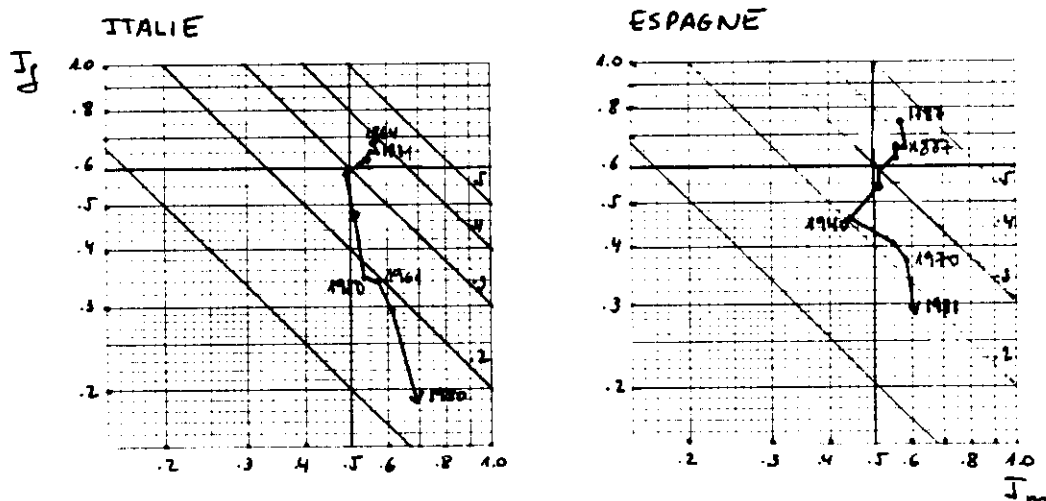
⁴⁹On pourrait ajouter à ce groupe de pays la Norvège, le Danemark, l'Ecosse et la Suisse, pays dans lesquels la nuptialité s'est également maintenue relativement basse pendant le passage de I_f de 0.3 à 0.2.

GRAPHIQUE 8: VOIR AU VERSO

Graphique 8b . Pays dans lesquels la nuptialité s'est maintenue haute pendant la baisse de la fécondité légitime



Graphique 8c . Pays dans lesquels la baisse de la nuptialité a accompagné celle de la fécondité légitime



Notes: si on suppose que la fécondité illégitime est nulle, chaque diagonale perpendiculaire à la première bissectrice donne un niveau déterminé de la fécondité générale auquel conduisent différentes combinaisons de la nuptialité et de la fécondité légitime.

Sources: pour les I_g , données du tableau 38.
pour les I_m , données du tableau 36.

- le second groupe est constitué de pays, comme la France et l'Allemagne, dans lesquels le déclin de la fécondité légitime postérieur à 1870 s'est effectué alors même que la nuptialité se maintenait constante et plus élevée que dans les pays du groupe antérieur (Im supérieur à 0.5);

- le troisième groupe est formé de pays qui, comme l'Italie et l'Espagne, avaient le niveau de nuptialité le plus élevé vers 1870, mais où elle a diminué ensuite, accompagnant le déclin de la fécondité légitime jusqu'aux années 1930. Dans ces pays, la baisse séculaire de la fécondité légitime s'est produite de façon concomitante à l'adoption de plus grandes restrictions aux mariages.

Les pays de ces trois groupes ont connu une hausse de la nuptialité à partir des années 1940 qui s'est accompagnée dans des pays comme l'Angleterre, la France où la Belgique d'une remontée de cette dernière.

A partir des années 1960 la fécondité générale a de nouveau baissé partout, phénomène dû principalement à une retombée de la fécondité légitime, qui dans quelques cas a été aussi accompagnée d'une réduction de la nuptialité.

Pour résumer les observations faites jusqu'ici sur l'évolution de la fécondité générale et de ses composantes principales dans les pays d'Europe occidentale depuis 1850, on peut alors dire que:

1. Entre 1850 et 1870 environ, période pour laquelle on dispose de données pour un nombre plus réduit de pays (parmi lesquels ne se trouve pas l'Espagne), la nuptialité, la fécondité légitime et générale se sont maintenues stables ou ont augmenté.

2. Des années 1870 à 1930, la nuptialité diminue ou se

maintient stable, et la fécondité légitime et générale diminuent.

3. Des années 1940 à la fin des années 1960, la nuptialité et la fécondité générale augmentent, la fécondité légitime augmentant dans certains pays, diminuant dans d'autres, quoiqu'à un rythme plus lent que pendant la période antérieure.

4. Finalement, après les années 1960, la nuptialité stagne ou diminue, et la fécondité légitime et générale diminuent.

A ce schéma global d'évolution pour la période 1850 à 1980, on peut ajouter les nuances suivantes concernant le rôle de la nuptialité, à savoir que ses variations ont été plus grandes dans les pays atlantiques et nordiques que dans les pays méditerranéens, et plus grandes dans ces derniers que dans les pays du centre de l'Europe comme la France et l'Allemagne (cf graphiques 8a, 8c et 8b respectivement). Les variations de la nuptialité ont aussi eu une amplitude quasiment comparable à celle de la fécondité légitime dans les pays atlantiques, alors que dans le reste de l'Europe, les variations de la nuptialité ont joué un rôle moins important relativement à celles de la fécondité légitime.

Il serait intéressant de savoir si ces deux types d'évolution par grandes zones en Europe sont nouveaux, ou si, au contraire, ils ne font que prolonger des types existants depuis plus longtemps. Mais avant de discuter de cette question, nous voudrions en préalable traiter deux thèmes connexes, à savoir si la fécondité s'est maintenue stable avant 1850 et, dans le cas où elle variait, si ces variations montraient une synchronie analogue entre pays à celle observée après cette date. On pourra alors remonter des éventuelles variations observées à leur cause directe (variation de la nuptialité ou de la fécondité légitime)

pour aborder alors la question primitive sur l'existence ou non avant 1850 des deux grands types d'évolution de la fécondité générale en Europe occidentale.

Des séries débutant avant 1850, les plus longues et complètes sont celles de la France, de l'Angleterre et de la Suède (cf graphiques 7a et 7c). Or ces séries montrent non seulement des variations importantes dans les niveaux de la fécondité, mais aussi que son évolution avant 1850 est très différenciée. En effet, c'est seulement en Suède que la fécondité se maintient relativement stable entre 1750 et 1850; en France elle diminue de façon ininterrompue de 1750 jusqu'à 1850 environ; en Angleterre, elle augmente de 1750 à 1820 -et de façon très significative, car le niveau atteint en 1820 est inédit pour ce que l'on connaît de l'histoire démographique européenne-, puis décline entre 1820 et 1850 pour retrouver alors un niveau plus faible que celui de 1750.

Ces données n'invitent pas à croire à l'existence d'une sorte de plateau pré-transitionnel de la fécondité. Seule la Suède semble présenter une évolution en accord avec les canons de la théorie de la transition, les courbes de fécondité de l'Angleterre et de la France, de par leur forme aussi extrême, semblent pouvoir encadrer celles que l'on pourrait reconstruire pour les autres pays européens, car il est probable que ces autres pays n'ont pas connu dans la période 1750 à 1850 des niveaux aussi élevés de la fécondité générale que l'Angleterre, et aussi faibles que la France.

Finalement pour ce qui est des facteurs qui ont produit les variations de la fécondité générale avant 1850, on doit noter qu'en Angleterre elles semblent avoir été déterminées par celles

de la nuptialité⁵⁰, alors qu'en France ce sont les variations de la fécondité légitime qui ont été déterminantes⁵¹.

Les exemples de ces deux pays ne permettent évidemment pas d'établir des généralisations, mais ils invitent à conserver l'hypothèse selon laquelle les pays atlantiques ont pu connaître aussi avant le XIXe siècle des fluctuations plus grandes de la nuptialité que ceux du centre et du sud de l'Europe, où, par contre, les variations de la fécondité légitime auraient pu être plus grandes. Dans ce sens, il est intéressant de rappeler que, entre la fin du XVIIIe et le milieu du XIXe siècles, la fécondité générale semble avoir diminué dans un nombre important de régions espagnoles, dans celles de l'est et du sud, par une réduction de la fécondité légitime, et dans celles de la côte atlantique, par une réduction de la nuptialité.

Pour finir, on peut dire que seule la reconstruction des séries de la fécondité générale et de ses composantes pour d'autres régions et pays nous permettra de savoir jusqu'à quel point les questions que nous posent les séries pour la période 1750-1850 de la France, l'Angleterre et la Suède sont ou non pertinentes pour d'autres zones de l'Europe.

⁵⁰ Selon WRIGLEY, E.A. et SCHOFIELD, R.S. 1981, l'augmentation de la fécondité générale qui s'est produite en Angleterre entre 1750 et 1820 s'explique par l'augmentation de la nuptialité et en particulier par la réduction de l'âge moyen au premier mariage des femmes.

⁵¹ La fécondité générale française a tout d'abord diminué du fait de la baisse de la nuptialité: l'âge moyen au premier mariage des femmes et la fréquence du célibat définitif ont augmenté pour les générations nées vers 1670 jusqu'à celles nées vers 1785. Le déclin de la fécondité légitime qui a commencé pendant le troisième quart du XVIIIe siècle est devenu la principale cause du déclin de la fécondité générale à partir de la fin du XVIIIe siècle.

2.3.2.- Chronologie et trajectoires régionales de la baisse de la fécondité générale en Espagne

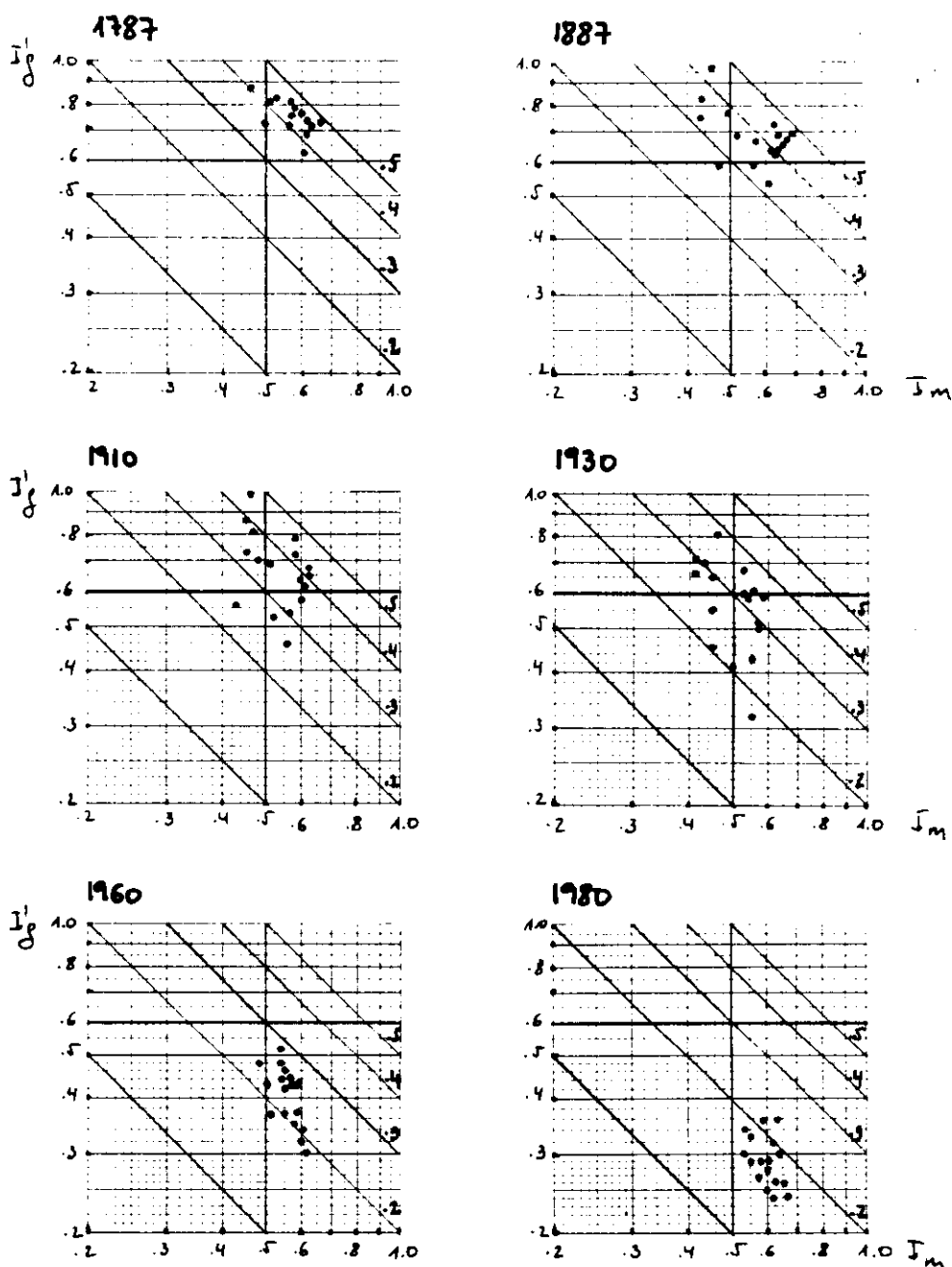
De la même façon que nous l'avons fait pour les pays d'Europe occidentale, nous allons nous occuper maintenant de préciser pour les régions espagnoles quelle a été la chronologie de la baisse de la fécondité générale ainsi que les différents types de trajectoires de cette baisse en termes de variations de la nuptialité et de la fécondité légitime.

Comme on peut l'observer au graphique 9, la fécondité générale, mesurée par If, se situait en 1787 entre 0.4 et 0.5 dans les différentes régions espagnoles⁵². Deux cent ans plus tard, en 1981, If était dans toutes les régions proche ou inférieur à 0.2. Mais dans cet intervalle de temps, la baisse de la fécondité générale ne s'est pas produite dans toutes les régions en même temps, ce qui s'est traduit, comme on le voit au graphique 9 et surtout au tableau 10, par l'élargissement des différences régionales de If, celui-ci étant maximum en 1930⁵³.

⁵² Les deux seules régions qui en 1787 se situent sur le graphique au dessous de la diagonale de If égal à 0.4 sont la Galice et Castilla-la-Nueva. En fait, les données de ce graphique ignorent l'effet de la fécondité illégitime. Or c'est précisément dans ces deux régions que la fécondité illégitime était la plus élevée, ce qui fait que leur fécondité générale "réelle" se situe en fait juste au dessus de 0.4.

⁵³ Dans les autres pays d'Europe occidentale, comme on peut le voir dans le tableau en annexe, les disparités régionales dans la chronologie de la baisse de la fécondité ont conduit également à une augmentation des différences régionales de If. Il est frappant de constater que le maximum de ces disparités est généralement atteint, comme en Espagne, vers 1930, ce qui confirme l'idée plusieurs fois avancée ici selon laquelle l'évolution démographique en Europe occidentale s'est déroulée plus de façon similaire depuis 1870 que selon des schémas propres à chaque pays, comme le voudrait la théorie de la transition.

Graphique 9. Nuptialité, fécondité légitime et fécondité générale des régions espagnoles, pour différentes dates entre 1787 et 1980



Notes: si on suppose que la fécondité illégitime est nulle, chaque diagonale perpendiculaire à la première bissectrice donne un niveau déterminé de la fécondité générale auquel conduisent différentes combinaisons de la nuptialité et de la fécondité légitime.

Sources: pour les I'_g , données du tableau 45 et 47.
pour les I_m , données du tableau 45 et 46.

Tableau 4D. Distribution des régions et des provinces espagnoles suivant la valeur de l'indice de fécondité générale (If) aux différentes dates, 1787-1981

Valeurs d'If	Recensements:											
	1787	1887	1887	1900	1910	1920	1930	1940	1950	1960	1970	1981
.100-.149	-	-	-	-	-	-	-	4	3	-	1	3
.150-.199	-	-	-	-	-	-	3	12	14	9	19	36
.200-.249	-	-	-	1	5	6	6	17	26	26	20	10
.250-.299	-	-	1	2	4	10	9	15	6	14	8	-
.300-.349	-	3	7	7	10	11	16	1	-	-	1	-
.350-.399	-	4	11	13	16	17	12	-	-	-	-	-
.400-.449	4	5	19	19	16	6	3	-	-	-	-	-
.450-.499	7	2	10	7	2	-	-	-	-	-	-	-
.500-.549	3	-	1	1	-	-	-	-	-	-	-	-
Nombre de régions	14		49	49	49	49	49	49	49	49	49	49
provinces		14										
Moyenne d'If	0.456	0.393	0.410	0.400	0.374	0.333	0.310	0.219	0.211	0.230	0.213	0.180
Ecart-type	0.022	0.046	0.052	0.054	0.054	0.058	0.061	0.049	0.035	0.030	0.038	0.025
Coef. de variation	0.048	0.118	0.127	0.135	0.145	0.174	0.195	0.225	0.167	0.132	0.177	0.139

Sources: calculs réalisés à partir des données du tableau 4J et 6A.

Le graphique 9 nous montre non seulement que la chronologie et la vitesse du déclin séculaire de la fécondité générale ont été différentes selon les régions, mais aussi que les régions pionnières se différencient entre elles selon le rôle joué par les variations de la nuptialité et de la fécondité légitime dans ce déclin, ce qui n'est pas le cas dans d'autres pays⁵⁴.

Afin d'examiner de façon plus détaillée ces deux caractéristiques du déclin de la fécondité générale dans les régions espagnoles, nous avons reproduit aux graphiques 10a à 10c les trajectoires de la nuptialité, de la fécondité légitime et générale suivies par chaque région depuis 1787. Nous avons classé les régions sur ces graphiques selon l'évolution de la nuptialité

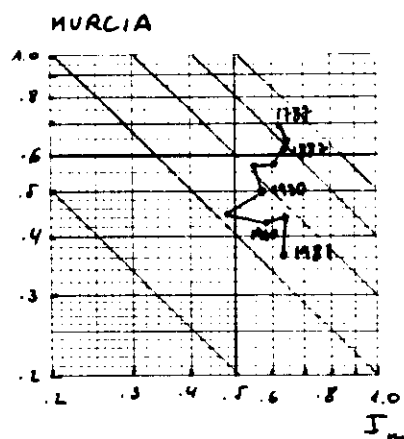
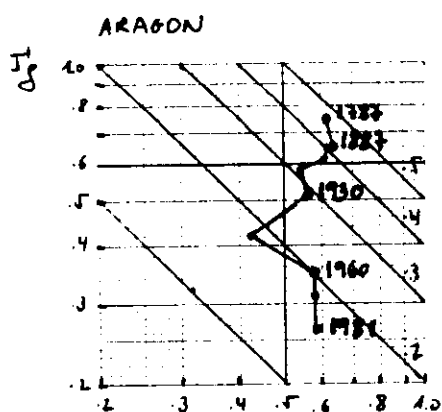
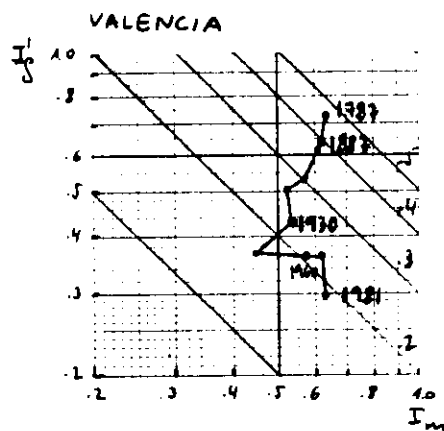
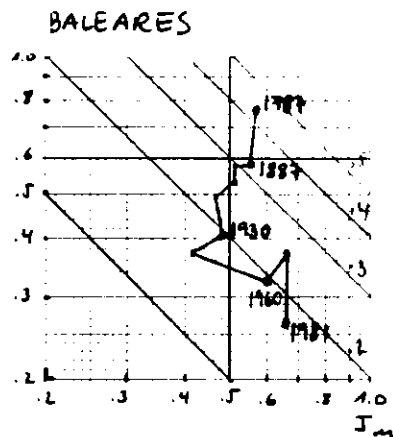
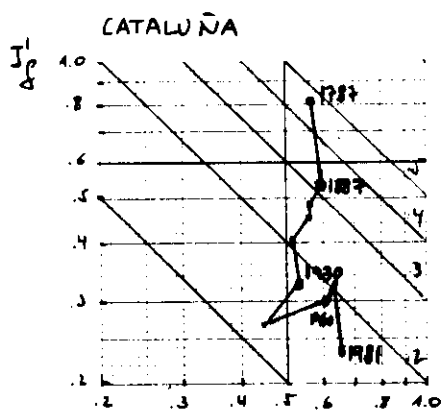
⁵⁴Rappelons qu'entre 1887 et 1930, les différences régionales de la nuptialité espagnole étaient parmi les plus élevées des pays d'Europe occidentale (voir section 2.1.2). Ces différences étaient aussi très élevées en France, mais elles étaient compensées par des différences similaires de la fécondité légitime, ce qui faisait que les niveaux de la fécondité générale était relativement plus homogènes dans ce pays: "The relationship between marital fertility (I_g) and the proportion married (I_m) in the "départements" results consistently in a zero order correlation coefficient close to -0.8 during the period between 1831 and 1901." VAN DE WALLE, E. 1979a, p. 131. En Espagne, par contre, les coefficients de corrélation entre les valeurs provinciales de I_m et de I_g (ou I'_g) aux différents recensements sont, comme on peut le voir au tableau suivant, toujours négatifs, mais nettement moins élevées qu'en France au XIXe siècle.

Coefficients de corrélation entre les valeurs de I_m et I_g (ou I'_g) des 49 provinces de l'Espagne aux différents recensements

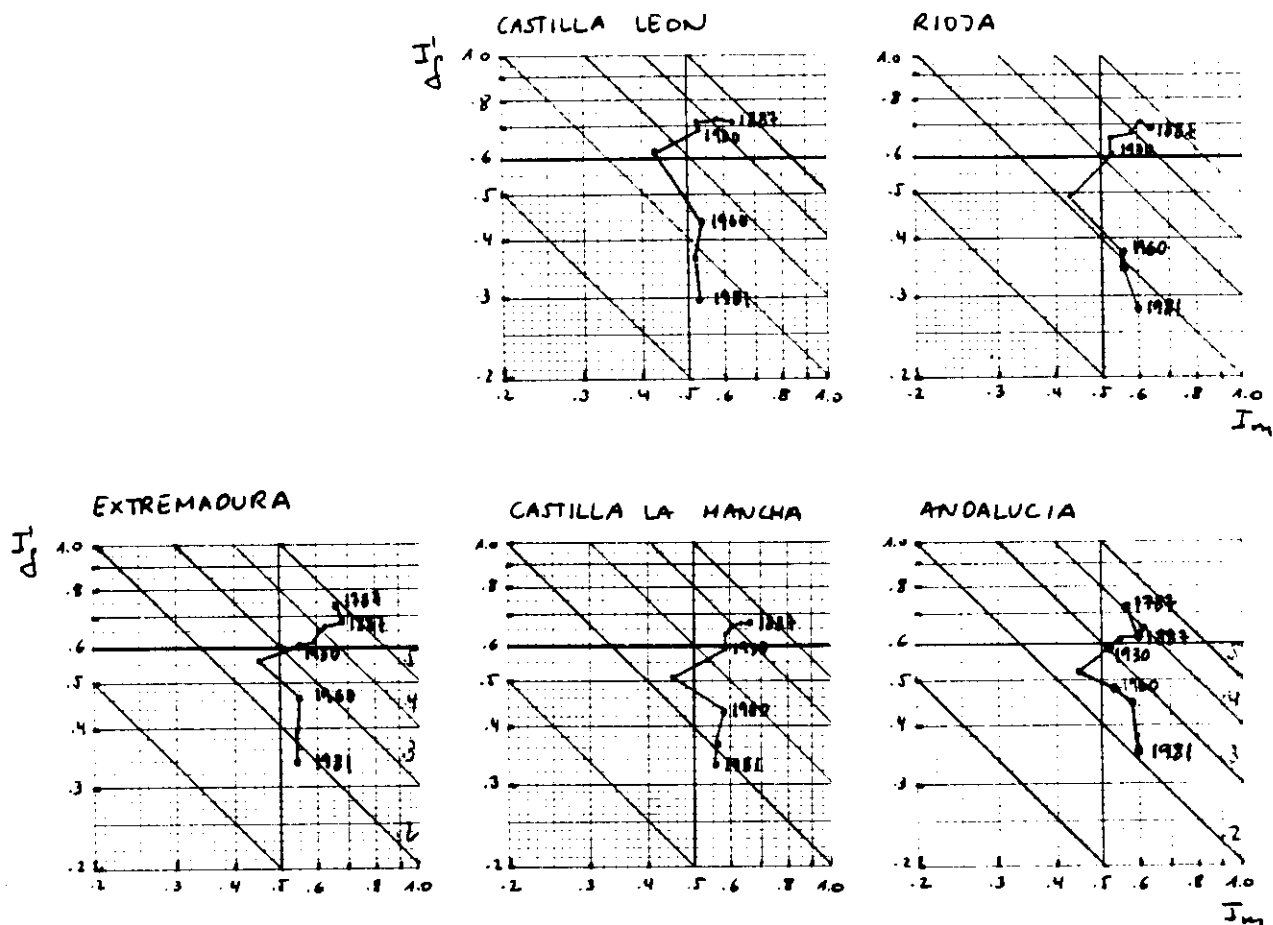
	I _m I _g	I _m I' _g
1887	-.337	-.432
1900	-.230	-.414
1910	-.294	-.363
1920	-.188	-.338
1930	-.288	-.354
1940	-.151	-.148
1960	-.578	-.589
1970	.002	-.002
1981	-.304	-.306

GRAPHIQUE 10: VOIR AU VERSO

Graphique 105. Régions dans lesquelles la nuptialité s'est maintenue haute pendant la baisse de la fécondité légitime



Graphique 10c . Régions dans lesquelles la baisse de la nuptialité a accompagné celle de la fécondité légitime



Notes: si on suppose que la fécondité illégitime est nulle, chaque diagonale perpendiculaire à la première bissectrice donne un niveau déterminé de la fécondité générale auquel conduisent différentes combinaisons de la nuptialité et de la fécondité légitime.

Sources: pour les I'_g , données du tableau 45 et 49.
pour les I_m , données du tableau 45 et 46.

(indice I_m) au cours de la période de baisse de la fécondité générale (indice I_f)⁵⁵. Nous aboutissons à un classement des régions en trois groupes, identique à celui que nous avons obtenu précédemment pour les pays d'Europe occidentale:

A.- le premier groupe (graphique 10a) comprend les régions qui se sont caractérisées par le maintien de la nuptialité à des niveaux très faibles tout au long de la baisse de la fécondité légitime; les régions concernées sont celles de la côte cantabrique et atlantique ainsi que les Canaries et Madrid;

B.- on trouve dans le second groupe (graphique 10b) toutes les régions de l'est de la péninsule où la nuptialité s'était maintenue élevée pendant la baisse de la fécondité légitime;

C.- dans le troisième groupe sont réunies les régions dans lesquelles la nuptialité a accompagné la fécondité légitime dans la première phase de baisse, essentiellement des régions du centre et du sud: les deux Castilles, l'Estrémadure et l'Andalousie.

Il est donc intéressant de constater que les trois types identifiés pour l'ensemble de l'Europe sont tous présents au niveau régional en Espagne, et que de plus ces types permettent de distinguer trois ensemble de régions contiguës: les régions atlantiques rappellent l'Europe du nord et atlantique, les régions de l'est se rapprochent de la France et de l'Europe centrale, et les trajectoires des pays méditerranéens comme l'Italie se retrouvent dans le centre et le sud du pays.

A partir des cartes 36 et 37 qui donnent une représentation

⁵⁵ Plus précisément nous avons classé les régions suivant le niveau qu'avait I_m au moment où I_f est passé en dessous de 0.3, puis en dessous de 0.2.





visuelle "en coupe" des trajectoires et de la chronologie du déclin de la fécondité générale en Espagne pour, respectivement, le point de passage de I_f en dessous de 0.3 et en dessous de 0.2, on peut résumer l'évolution de la fécondité dans les régions espagnoles dans les deux derniers siècles en distinguant trois grandes zones: les deux premières, la côte cantabrique et l'est, où la diminution a été très significative avant 1940, et s'explique en grande partie par les restrictions apportées aux mariages dans les régions cantabres, et à la fécondité légitime à l'est; la troisième zone, formée du centre et du sud, dans laquelle la réduction de la fécondité à des niveaux sans équivoques "post-transitionnels" est postérieure à la guerre civile, cette réduction étant due à la nuptialité autant qu'à la fécondité légitime avant 1950, et à cette dernière seule après.

CARTE 36: VOIR AU VERSO

Carte 37 . Chronologie de la baisse de la fécondité générale dans les régions



Groupe / période

	I	/	1887-1930
	II	/	1900-1940
	III	/	1930-1940
	IV	/	1930-1970
	V	/	1930-1980
	VI	/	1930-après 1980

Note: Période pendant laquelle l'indice de fécondité générale If a diminué de plus de 0.3 à moins 0.2. Cette période débute avec la dernière date pour laquelle If est supérieur à 0.3 et se termine avec la première date pour laquelle If est inférieur à 0.2. Après avoir déterminé cette période pour chaque région, on les a regroupées tel qu'indiqué au tableau M.

Sources: voir tableau M, page suivante.

Tableau 11 . Chronologie de la baisse de la fécondité générale dans les régions

	Dernière date pour laquelle If > 0.3	Première date pour laquelle If < 0.2	Groupe
Galicia	1910	1950	II
Asturias	1930	1940	III
Castilla León	1930	1970	IV
Cantabria	1930	1940	III
Rioja	1930	1970	IV
País Vasco	1920	1940	II
Navarra	1930	1940	III
Aragón	1930	1940	III
Cataluña	1887	1930	I
Baleares	1900	1940	II
Valencia	1910	1940	II
Andalucía	1930	après 1980	VI
Extremadura	1930	1980	V
Castilla la Mancha	1930	1980	V
Madrid	1887	1940	II
Murcia	1920	après 1980	VI
Canarias	1940	après 1980	VI
ESPAGNE	1920	1970	

Note: on a regroupé les régions selon que la période se terminait avant, pendant ou après la décennie de la guerre civile. Comme critère secondaire, on a considéré la longueur de cette période. Les groupes résultants sont ainsi: I, 1887-1930; II, 1900-1940; III, 1930-1940; IV, 1930-1970; V, 1930-1980; et VI, 1930-après 1980. Trois régions ne s'ajustaient pas exactement à cette périodisation: Madrid, 1887-1940; Galicia, 1910-1950 et Murcia, 1920-après 1980, et on les a incluses aux groupes les plus proches.

Sources: d'après les données du tableau 61 .

CHAPITRE 3.- L'EVOLUTION DE LA MORTALITÉ ET DE LA CROISSANCE NATURELLE DEPUIS LE XVIIIe SIECLE

Les premiers auteurs du modèle de la transition pensaient que la baisse de la mortalité avait été la seule cause de l'accélération de la croissance des populations européennes au XVIIIe et au XIXe siècles. Ces affirmations se fondaient sur l'observation de séries plus courtes et plus incomplètes que celles dont on dispose actuellement.

Dans la première partie de ce chapitre, on examinera, au vu des séries actuelles, la forme et la chronologie de la baisse de la mortalité dans les pays d'Europe occidentale. On disposera ainsi d'une perspective pour discuter des données plus fragmentaires dont on dispose pour l'Espagne et ses régions. Dans la seconde partie, nous verrons quelle a été la contribution de la mortalité dans l'évolution de la croissance de la population de quelques pays européens et en quoi les observations que l'on peut faire confirment ou sortent du schéma traditionnel de la transition. Et finalement, nous présenterons quelques éléments de discussion sur l'évolution de la croissance naturelle et de ses composantes en Espagne ainsi que dans ses régions.

3.1.- La mortalité

3.1.1.- La baisse de la mortalité dans les pays d'Europe occidentale

Les séries dont on dispose aujourd'hui sur l'évolution des indices les plus significatifs de la mortalité, comme l'espérance de vie à la naissance, ne commencent malheureusement, pour un

grand nombre de pays européens, qu'au milieu du XIXe siècle. Les séries de la Suède, de l'Angleterre et de la France sont des exemples exceptionnels, car, comme on peut le voir aux graphiques 11a et 11c, elles remontent au XVIIIe siècle.

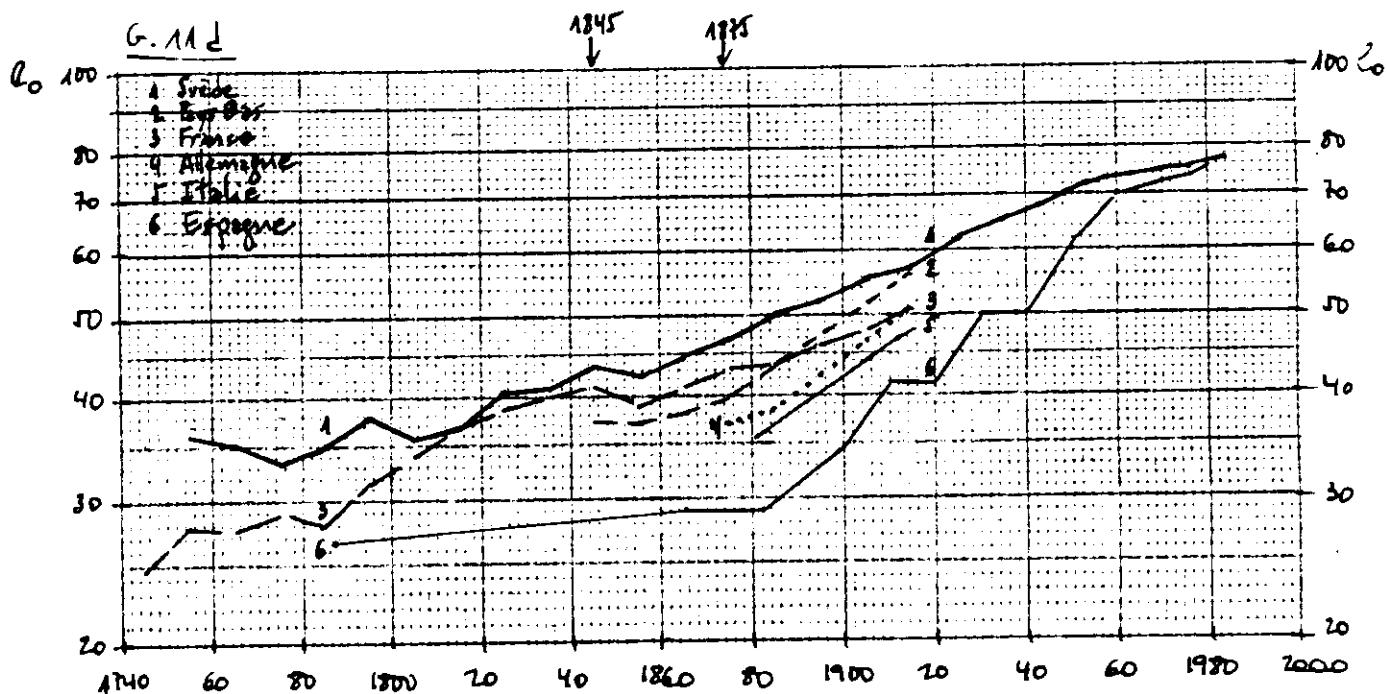
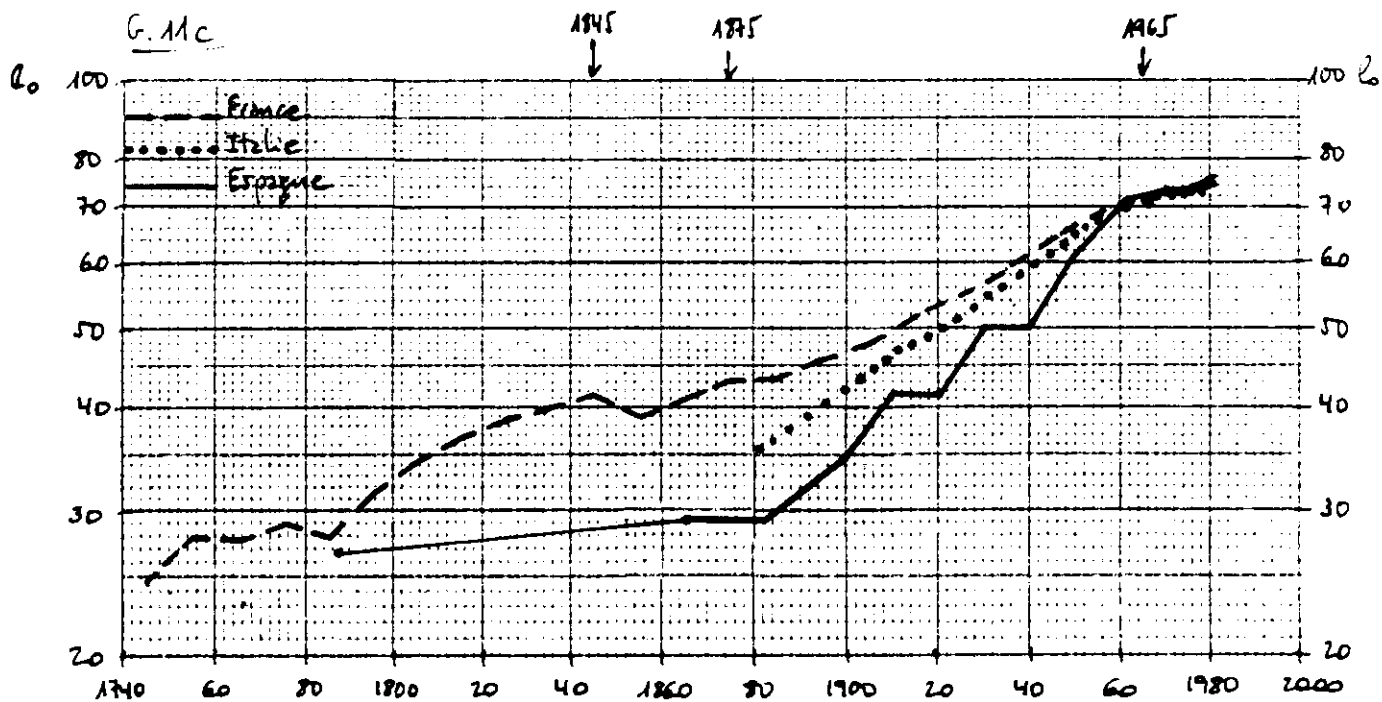
Les séries représentées, et en particulier les plus longues, montrent que l'augmentation de l'espérance de vie n'a pas été un processus régulier pendant les 200 dernières années. Les séries suédoises, anglaises et françaises révèlent une augmentation marquée de l'espérance de vie pendant la fin du XVIIIe et le début du XIXe siècle. Ce mouvement de hausse s'achève vers 1840 et l'espérance de vie n'augmente à nouveau de façon significative qu'après 1870. Les séries du Danemark et des Pays-bas qui commencent vers 1840 présentent également un plateau du niveau de la mortalité pendant 30 ans environ, ce qui paraît confirmer que les décennies centrales du XIXe n'auront pas été favorables à une amélioration des conditions de la mortalité dans de nombreuses régions européennes.

A partir des années 1870, l'espérance de vie entreprend un mouvement de hausse très rapide et générale dans toute l'Europe occidentale, comme le montrent les séries disponibles cette fois pour tous les pays. Ce mouvement se poursuit avec la même force jusqu'aux années 1940 dans les pays du nord et du centre de l'Europe (cf graphique 11a et 11b) et jusqu'aux années 1960 dans les pays du sud (Espagne, France et Italie au graphique 11c). Cette montée amène les espérances de vie de ces pays d'une plage de 30 à 50 ans environ dans les années 1870, vers des niveaux compris entre 70 et 75 ans dans les années 1960.

Il est intéressant de noter ici que ces grandes différences dans les niveaux de la mortalité que l'on peut observer dans les

GRAPHIQUE 11: VOIR AU VERSO

Graphique M . Espérance de vie à la naissance, sexes réunis, pour différents pays, 1740-1984 (suite)
(en années)



Notes: données généralement décennales jusqu'à 1940 et quinquennales après.

Sources: tableau 43.

années 1870 (voir graphique 11d) paraissent en fait être en grande partie le résultat de l'évolution depuis la fin du XVIIIe siècle. Autrement dit, le mouvement de hausse de l'espérance de vie dans la période 1790-1840 aurait accru les différences entre pays, alors que l'augmentation à partir de 1870 était générale et d'autant plus intense que le niveau de départ était bas, éliminant presque les différences entre pays.

Si l'on en juge par les données disponibles vers 1790, les différences de niveau de la mortalité étaient alors relativement importantes: une espérance de vie à la naissance autour de 27 ans en Espagne et en France contre environ 35 ans en Suède et en Angleterre¹. La France paraît avoir éliminé la distance qui la séparait des pays du nord entre 1790 et 1840, alors que les données de l'Espagne, mais aussi celles de l'Italie et de l'Allemagne, vers 1870 permettent d'avancer que les progrès de

¹Les données relatives à la mortalité infantile du tableau suivant obtenues d'après des registres paroissiaux montrent aussi à la fin du XVIIIe siècle une considérable variabilité entre pays (entre 120 et 250 pour mille environ).

taux de mortalité infantile, par période:
(nombre de décès de moins d'un an pour mille naissances vivantes, et entre parenthèses, le nombre de paroisses)

Pays ¹	Avant 1750	1740-1790	1780-1820
Angleterre	187 (101)	161 (8)	122 (31)
Suède	-	225 ² (28)	187 (28)
France	252 (96)	213 (160)	195 (65)
Finlande	-	225 (T)	210 (T)
Danemark	206 (T)	225 (26)	-
Espagne	281 (2)	273 (2)	220 (3)
Allemagne	154 (8)	388 (2)	236 (11)
Suisse	283 (6)	237 (6)	255 (7)

Notes: (1) Les pays sont classés en ordre croissant selon le niveau de la mortalité infantile dans la période 1780-1820.

(2) Données 1756-1775. (T) signifie tout le pays.

Sources: FLINN, M, 1981, table 10, pp. 132-137.

l'espérance de vie dans ces pays avaient été beaucoup plus modestes depuis la fin du XVIIIe siècle.

La conclusion que l'on peut donc tirer des séries du graphique 11 est que le déclin séculaire de la mortalité a commencé à partir de niveaux différents selon les régions et qu'il s'est produit en plusieurs étapes. Certains auteurs² pensent que les facteurs qui sont intervenus dans ces phases et qui ont permis l'augmentation de l'espérance de vie ont été probablement de nature bien différente. De manière plus précise, R.S. Schofield, nous met en garde contre:

"la tentation de considérer les diminutions plus modestes intervenues dans la période 1750-1850 comme un premier pas dans la transition des niveaux "pré-industriels" vers les niveaux modernes de la mortalité. Cette interprétation repose sur le présupposé que les niveaux de la mortalité du début du XVIIIe siècle étaient typiques du monde pré-industriel"³.

Pour lui, l'exemple de l'Angleterre nous montre que l'on peut se tromper si l'on fait ce présupposé, car dans l'Angleterre pré-transitionnelle se produisit des fluctuations séculaires dans le niveau de la mortalité d'amplitude semblable à l'augmentation qui s'est produite entre 1790 et 1840, et de plus, le niveau atteint en 1840 n'est pas sans précédent historique dans ce pays. En conséquence:

"dans une perspective de long terme, la réduction de la

²Voir par exemple les contributions au "symposium international sur la baisse de la mortalité et les mouvements à court terme de la population" édité par BENGTSSON, J et alii, 1984, et en particulier celles de SCHOFIELD, R.S. et PERRENOUD, A.

³"there is a temptation to regard the more modest falls that occurred in the period 1750-1850 as a first step in the transition from 'pre-industrial' to modern levels of mortality. Such a view presupposes that the levels of mortality obtaining in the early eighteenth century were typical of the pre-industrial world." SCHOFIELD, R.S., 1984, p. 34.

mortalité dans la période 1750-1850 ne semble pas être partie intégrante de la baisse définitive et massive qui s'est produite dans l'Europe entière dans les cent dernières années"⁴.

Tenant compte de cette observation, nous nous occuperons dans les lignes qui suivent de trois questions qui nous paraissent importantes:

- en premier lieu, présenter quelques éléments du débat sur les causes de la baisse de la mortalité dans les pays du nord et du nord-ouest de l'Europe entre 1780 et 1840;

- en second lieu, faire un état de la question sur ce que l'on sait des différences de mortalité en Europe avant le début de sa baisse massive à partir des années 1870;

- finalement, examiner quelques travaux qui ont essayé de prouver jusqu'à quel point il existait ou non à partir des années 1870 une synchronisation entre la baisse de la mortalité et de la fécondité dans les régions et pays européens.

La baisse de la mortalité dans les pays du nord et du nord-ouest de l'Europe entre 1780 et 1840

La recherche des facteurs de la baisse de la mortalité dans ces pays avant 1850 passe nécessairement par l'examen de l'évolution des différentes maladies. Comme il est difficile d'étudier directement l'évolution de la mortalité par causes de décès, les chercheurs ont analysé l'évolution de la mortalité par groupe d'âge de façon à déterminer lesquels ont le plus bénéficié

⁴"In a long-term perspective, therefore, the improvement in mortality in the period 1750-1850 scarcely seems to be an integral part of the decisive and massive fall in the level of mortality that has occurred throughout Europe within the last hundred years.", SCHOFIELD, R.S. 1984, p. 35.

de l'amélioration de la mortalité et approximer de cette manière les causes de sa baisse. Dans tous les pays étudiés, on a pu ainsi voir que cette baisse de la mortalité avait été relativement plus importante aux jeunes âges. En France et en Suède, par exemple, l'augmentation de l'espérance de vie qui s'est produite entre 1790 et 1840 était due principalement à la diminution de la mortalité avant 10 ans et tout particulièrement de 1 à 4 ans⁵. Pour ce que l'on sait sur les causes de mortalité à cet âge et à cette époque, l'attention doit se porter principalement sur l'évolution et les déterminants de deux groupes de maladies: la variole et la rougeole d'une part, et le complexe pneumonie-diarrhées d'autre part.

De fait, les premières explications sur cette baisse de la mortalité ont mis l'accent sur le premier groupe de maladies, et en particulier la variole qui était, pour donner un ordre de grandeur, la cause de près de 30% des décès de 1 à 4 ans en Suède et à Genève avant 1789⁶. On pensait que la diminution de la mortalité par cette cause était due à la généralisation de la vaccination découverte par Jenner en 1795. Ce fait, quoiqu'important, ne peut pas cependant tout expliquer, car on sait maintenant que la diminution de la mortalité aux jeunes âges a commencé surtout en milieu rural avant que ne se généralise la vaccination. D'autres facteurs que la vaccination ont donc contribué à la réduction de la mortalité des jeunes enfants. Le débat sur le jeu possible de ces autres facteurs est

⁵ Pour l'évolution des taux de mortalité par âge dans cette période et dans ces pays, voir BOURGEOIS PICHAT, J. 1951; BLAYO, Y. 1975; PERRENOUD, A. 1985a; FRIDLIZIUS, G. 1984.

⁶ Pour la Suède, FRIDLIZIUS, G. 1984, p. 104; pour Genève, BOURGEOIS-PICHAT, J. 1951, p. 651.

actuellement très vif, le livre de J. Bengtsson et alii (1984) réunit une série de travaux qui présentent le pour et le contre de différentes hypothèses. Certains auteurs mettent l'accent sur l'amélioration de l'alimentation et des conditions hygiéniques, et dans ce contexte ils attribuent une grande importance aux habitudes alimentaires des enfants et aux soins et à l'attention qui leurs sont dédiés. D'autres auteurs pensent par contre que des facteurs moins contrôlables comme l'évolution climatique, les changements dans la biologie des micro-organismes ou encore l'immunisation acquise par les populations peuvent à eux-seuls expliquer le déclin de la mortalité qui s'est produit avant 1850. L'explication de S.J. Kunitz (1983), nous semble particulièrement intéressante, car elle incorpore plusieurs de ces facteurs et tente de les articuler:

- d'une part, il explique que la mortalité par variole a diminué avant que ne se généralise la vaccination, à cause d'un changement de la forme selon laquelle cette maladie affectait la population. Selon lui, l'accroissement de la taille des populations et leur moindre isolement ont fait que la variole, ainsi que la rougeole se transforment de maladies épidémiques en maladies endémiques au cours du XVIIIe siècle. A elle seule, cette transformation aurait pu rendre moins sévères les effets de ces maladies, car, quand elles deviennent endémiques, les enfants sont protégés par les anticorps de leurs mères durant les premiers mois de leur vie et leur premier contact avec la maladie a des effets moins sévères, et leur permet d'acquérir une immunité qui peut durer toute la vie;

- d'autre part, Kunitz suggère que la mortalité par le second groupe de maladies, qualifié de "complexe pneumonie-

diarrhées", a aussi diminué à partir du XVIIIe siècle dans les pays du nord et du nord-ouest de l'Europe. Bien que cette observation soit difficile à prouver, elle semble cohérente avec les données des statistiques de décès par cause de la fin du XIXe siècle. En effet, ces statistiques montrent que les décès par diarrhée étaient alors beaucoup moins fréquents dans ces pays que dans ceux du sud et de l'est de l'Europe.

Ce qui fait l'intérêt de l'argumentation de Kunitz, est qu'elle explique la baisse de la mortalité comme un changement de maladies prédominantes et à la fois rend compte du fait que ce changement n'a pas eu les mêmes effets pour toutes les populations européennes.

En premier lieu, la variole et la rougeole qui étaient deux causes de décès très importantes au XVIIIe siècle sont devenues des maladies endémiques et infantiles. Comme nous l'avons indiqué leurs effets sont devenus alors plus bénins, mais plus dépendants aussi, indique Kunitz, des conditions de santé des enfants avant la maladie ainsi que des soins qui leurs étaient dédiés durant celle-ci. Ces facteurs pouvaient maintenant, étant donnée les nouvelles caractéristiques de ces maladies, faire augmenter sensiblement les possibilités de guérison. En second lieu, l'autre groupe de maladies, le complexe pneumonie-diarrhées, qui est devenu une cause de décès très importante chez les jeunes enfants au XIXe siècle, est encore plus associé que l'antérieur aux conditions hygiéniques et alimentaires. Ce groupe de maladies est mal défini étiologiquement, mais on sait qu'elles affectent surtout les enfants pendant la période de sevrage: les carences en calories et en protéines qui peuvent en résulter et les mauvaises conditions hygiéniques de l'eau et des aliments étant

les principaux facteurs de risque.

Kunitz pense que c'est ainsi, dans le changement du cadre des maladies prédominantes au XVIIIe et XIXe siècles, que les conditions de vie et les facteurs socio-économiques ont pris une plus grande importance dans la détermination et l'évolution du niveau de la mortalité. De fait, c'est à partir du XVIIIe siècle que la mortalité différentielle par classe sociale s'est accrue de façon notable⁷.

Pour revenir aux différences de mortalité entre régions, Kunitz soutient que l'explication de pourquoi la mortalité, et en particulier la mortalité infantile et des jeunes enfants, a diminué avant et jusqu'à des niveaux relativement plus faibles dans les pays du nord et du nord-ouest de l'Europe doit être recherchée dans le type d'agriculture dominant dans ces régions et les relativement meilleures conditions de vie des paysans. Plus concrètement, les pays où la mortalité a diminué significativement avant le milieu du XIXe siècle (l'Angleterre, les pays scandinaves, les Pays-bas, certaines parties de la France et le nord-ouest de l'Allemagne) se caractérisaient alors par une agriculture plus intensive, plus diversifiée et par la présence importante de l'élevage (et en particulier de vaches laitières, très importantes pour l'amélioration de l'alimentation infantile). La prédominance dans ces pays d'exploitations agricoles d'une taille moyenne de 20 à 50

⁷Ainsi, au XVIIIe siècle en Angleterre, la mortalité infantile a diminué plus rapidement dans l'aristocratie que dans le reste de la population, et l'espérance de vie à la naissance de ce groupe s'est pour la première fois éloignée de façon significative de celle du reste de la population (KUNITZ, S.J. 1983, p. 355).

hectares en contraste avec la prédominance de grandes exploitations ou d'exploitations excessivement petites dans les régions du sud et du centre-est de l'Europe aurait aussi été un facteur important à l'origine des différences observées dans les niveaux de vie des paysans de ces grandes zones de l'Europe. La plus grande dispersion de la population paysanne dans les régions humides du nord de l'Europe aurait pu, finalement, être un autre facteur favorable par rapport aux régions les plus chaudes où la concentration de la population paysanne en grandes agglomérations contribuait à aggraver les conditions sanitaires. A ce propos, la carte 38 illustre bien les différents types de peuplement traditionnels de la population européenne, car bien que cette carte soit faite à partir de données autour de 1950, est considérée uniquement la distribution de la population agricole par taille des villages⁸.

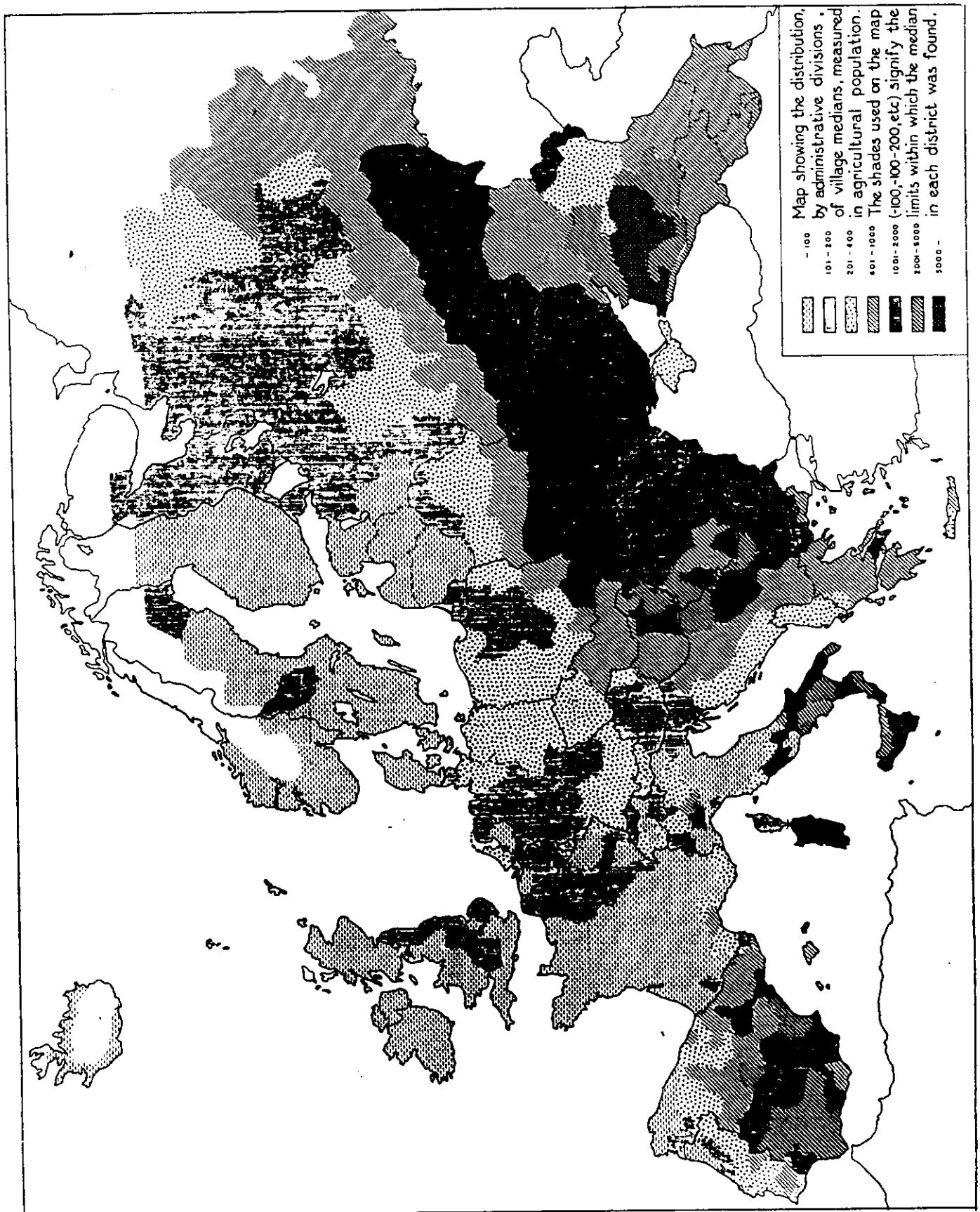
L'explication de Kunitz met l'accent sur les conditions de vie paysanne et elle nous paraît juste du fait que le déclin de la mortalité avant le milieu du XIXe siècle a été, comme nous allons le voir, un phénomène essentiellement rural.

Les différences de la mortalité en Europe au XIXe siècle

Un fait qui semble aujourd'hui prouvé est que, avant la fin du XIXe siècle, la baisse de la mortalité a trouvé dans les villes plus d'obstacles. En Angleterre et Galles, par exemple, les différences territoriales de la mortalité étaient extrêmes

⁸Cette carte représente la taille médiane des villages de la province, mesurée à partir de la population agricole. Par exemple, une taille médiane de 500 indique que la moitié de la population agricole de la province habite dans des villages de moins de 500 actifs agricoles.

Carte 38. Types de peuplement de la population paysanne en Europe vers 1950



Source: DOVRING, K. 1965, *op. cit.*

dans la seconde moitié du XIXe siècle⁹ et, selon R. Woods (1982) et D. Friedlander et alii (1985), la variable apparemment la plus importante pour expliquer ces différences était la densité de la population¹⁰. Par ailleurs, le degré élevé d'urbanisation de l'Angleterre pourrait peut-être expliquer sa plus faible espérance de vie comparativement à d'autres pays d'Europe du nord, peu urbanisés, comme la Suède et la Norvège.

Comme nous le verrons dans la suite, les différences observées dans la mortalité européenne au cours du XIXe siècle, entre villes et campagnes et entre les pays du nord et du nord-ouest, et le reste de l'Europe, semblent être dues surtout à des différences très marquées dans la mortalité des jeunes enfants dues à l'incidence plus ou moins forte des maladies infectieuses de l'appareil digestif.

L'étude de S.H. Preston et E. Van de Walle (1978) sur l'évolution de la mortalité pendant le XIXe siècle des trois départements urbains englobants les villes de Paris, Lyon et

⁹ "Those living in many rural districts in 1861 were already experiencing life expectancies that would only be reached by the "average person" in the 1920s; even in 1931, twenty of the 84 county boroughs in England and Wales had male life expectancies at birth in the low 50s, a figure which inhabitants in several rural areas had attained some seventy years previously", WOODS, R. 1982, pp. 391-392. Un autre exemple qui montre l'amplitude des différences de la mortalité est celui de la ville de Manchester qui en 1880 avait un espérance de vie de 28.8 ans, égale à celle de l'Espagne dans ces mêmes années, en contraste avec les 51.5 ans de l'ensemble de l'Angleterre et Galles (KUNITZ, S.J. 1983, p. 359).

¹⁰ VAN DE WALLE, E. 1973, est arrivé auparavant à une conclusion similaire pour la France. Il a examiné au niveau de 83 départements les relations existant au milieu du XIXe siècle entre l'espérance de vie à la naissance et des indicateurs du niveau d'instruction, de l'implantation médicale, du revenu par tête et de l'urbanisation. Il arrive à la conclusion que les deux derniers facteurs sont ceux qui exerçaient le plus d'influence.

Marseille nous paraît ici particulièrement intéressante. L'analyse qu'ils font des courbes des taux de mortalité par âge montre que la surmortalité dans ces trois départements par rapport au reste de la France est très marquée chez les enfants de 1 à 4 ans¹¹. La mortalité à cet âge suit à partir du milieu du XIXe siècle, une évolution différente dans les trois villes, et la date à laquelle la mortalité des jeunes enfants ainsi que la mortalité générale commencent à décliner de façon soutenue n'est pas la même. Cette date coïncide dans chacune de ces villes avec l'installation du tout-à-l'égout et des systèmes d'approvisionnement d'eau. La mortalité de 1 à 4 ans, et tout particulièrement dans la seconde année de la vie, quand les enfants commencent à avoir des contacts chaque fois plus fréquents avec de l'eau et d'autres aliments que le lait maternel, est présenté dans ce travail comme un indicateur très fin des conditions alimentaires et sanitaires¹².

Pour les pays du sud et du centre-est de l'Europe, comme on l'a vu pour les graphiques 11a à 11c, les données de mortalité ne commencent à être abondantes qu'à partir de la fin du XIXe siècle. On peut dire cependant, au vu de leur niveau, que la

¹¹ La surmortalité des enfants de 1 à 4 ans est la principale caractéristique des tables-types de mortalité, modèle sud, de Coale et Demeny qui ont été construites à partir de différentes tables de mortalité de l'Italie, de l'Espagne et du Portugal, essentiellement pour la période 1875-1940. Cette caractéristique a été aussi observée pour la ville de New York en 1890 (KUNITZ, S.J. 1983, p. 352), et actuellement dans les pays aujourd'hui peu développés.

¹² "En tous cas, la mortalité de 1 à 4 ans paraît un meilleur indice des conditions sanitaires que celle du premier âge; les coutumes régissant l'allaitement paraissent un facteur prépondérant en dessous d'un an, tandis que l'enfant est encore protégé des maladies infectieuses par les immunités de sa mère." VAN DE WALLE, E. et PRESTON, S.H. 1974, p. 102.

mortalité n'a guère pu y diminuer avant la fin du XIXe siècle. A ce moment là, la structure par cause de la mortalité différait de façon considérable entre ces pays d'une part, et ceux de l'Europe du nord-ouest d'autre part. Dans le premier groupe de pays, les maladies infectieuses de l'appareil digestif avaient une plus grande importance et expliquaient la plus haute mortalité dans l'enfance¹³.

J.N. Biraben et L. Henry (1958) se sont intéressés à ce fait et ils ont analysé de façon détaillée les données relatives à la mortalité des jeunes enfants de différents pays méditerranéens, en particulier l'Italie, pendant des années 1940-50. Ils ont constaté que, dans ces pays, la mortalité des jeunes enfants, et tout particulièrement de 3 mois à 4 ans, était plus élevée que dans les pays du nord et du nord-ouest de l'Europe¹⁴, et que la mortalité infantile présentait encore une pointe d'été, alors que celle-ci avait pratiquement disparue dans les pays du nord et du nord-ouest. Cette surmortalité provenait selon ces auteurs du:

¹³ S.H. Preston qui prolonge l'analyse de la structure par âge et par cause de décès et la typologie en 4 réseaux de COALE, A.J. et DEMENY, P. 1983 (première édition en 1966) démontre que: "that interpopulation differences in recorded age-patterns of mortality, holding mortality level constant, can for the most part be attributed to variation in the cause-of-death structures to which those populations are subject. (We) illustrate this by showing that age-pattern differences among representatives of different mortality "families" previously identified by Coale and Demeny can be reliably predicted from knowledge of their cause-of-death patterns." PRESTON, S.H. 1976, pp. 8-9.

¹⁴ En particulier, pour la mortalité avant un an, ce qu'ont constaté ces auteurs est que: "la répartition suivant l'âge des décès de moins d'un an s'écarte, souvent de manière sensible, de la loi de Bourgeois-Pichat très bien vérifiée au nord et au nord-ouest de l'Europe: à valeur égale de la mortalité dans les tous premiers mois, les pays méditerranéens ont plus de décès dans le reste de la première année." BIRABEN, J.N. et HENRY, L. 1958, p. 615.

"péril alimentaire qui n'apparaît qu'au bout de quelques mois d'âge, se manifeste essentiellement pendant la saison chaude et s'ajoute à la surmortalité que ces pays peuvent déjà avoir pour d'autres causes"¹⁵.

L'explication de cette surmortalité des jeunes enfants qui a été observée dans les pays du sud de l'Europe depuis la fin du XIXe siècle jusqu'au milieu du XXe, mais aussi dans les pays du centre-est à la fin du XIXe, doit donc être recherchée dans des traits distinctifs de ces zones par rapport aux pays du nord et du nord-ouest de l'Europe. Plus concrètement, ces facteurs doivent se référer aux conditions alimentaires et hygiéniques dans lesquelles étaient élevés les enfants, en particulier pendant la période de sevrage, ainsi qu'aux types de soins qu'il était coutume de leur donner. D'après Kunitz, ces facteurs dépendaient en grande partie du type d'agriculture dominant dans chaque région de l'Europe, des conditions de vie et des formes d'habitat des populations paysannes. Finalement, le facteur climatique a pu être aussi jusqu'à très récemment un désavantage comparatif pour les pays du sud de l'Europe, car comme le suggèrent Biraben et Henry:

"Si nous devons avancer une explication de la surmortalité qui frappe les jeunes enfants de 3 à 23 mois dans les régions méditerranéennes, nous serions tentés de la rechercher parmi les facteurs climatiques, toutes les régions en cause, en effet, sont dans des pays chauds où les règles de l'hygiène, spécialement la préparation et la conservation des aliments doivent être très strictement observées pour être efficaces."¹⁶

Arrivés à ce point, on peut donc faire les observations suivantes:

1.- Certains pays, essentiellement de l'Europe du nord et du

¹⁵ BIRABEN, J.N. et HENRY, L. 1956, p. 641.

¹⁶ BIRABEN, J.N. et HENRY, L. 1956, p. 644.

nord-ouest (la Suède, l'Angleterre et la France) ont vu leur mortalité décliner dans la période 1780-1840 alors que ce que l'on sait de la mortalité des pays de l'Europe du sud (Italie, Espagne, Portugal) et du centre-est (Belgique, Suisse, Allemagne), permet de penser qu'elle est restée stable dans ces régions. A partir de 1870, à différence de ce qui s'était produit dans la période antérieure, la mortalité a diminué pratiquement partout.

2.- Ce sont les enfants de 1 à 4 ans qui se sont le plus bénéficié de la diminution de la mortalité de 1780 à 1840 dans les pays du nord et du nord-ouest et de l'Europe, grâce à la baisse de la mortalité par variole et par rougeole ainsi qu'à la baisse de la mortalité des suites de diarrhée et de pneumonie. On sait très peu sur l'évolution de ces maladies dans les pays du sud et du centre-est avant 1870, mais on peut supposer, au vu de la distribution par cause de décès à partir de cette date, que la variole et la rougeole s'y sont probablement atténués, mais que par contre la diarrhée est devenue une composante fondamentale de la mortalité des jeunes enfants. Il est même probable que, dans ces derniers pays, la mortalité par cette dernière cause ait augmenté et compensé le déclin de la mortalité par variole et rougeole.

3.- La baisse de la mortalité qui s'est produite entre 1780 et 1840 dans quelques pays ne semble plus, pour de nombreux auteurs, avoir été le prélude de celle qui s'est produite après 1880. Ainsi, la baisse entre 1780 et 1840 n'est pas vu aujourd'hui comme "un fait nouveau et singulier lié à la nouvelle

société industrielle"¹⁷. Cette baisse s'est produit du fait de la transformation de certaines maladies infectieuses. Les conditions socio-économiques ont alors déterminé le rythme auquel a diminué, et le niveau auquel s'est stabilisé, la mortalité avant 1850. Par contre, la baisse d'après 1880 est le début d'une étape caractérisée par l'éradication des maladies infectieuses. Cette éradication a été rendue possible par un ensemble de mesures visant à lutter de façon directe contre les causes de ces maladies. L'amélioration des conditions d'hygiène, surtout dans les villes, et l'application des nouvelles connaissances médicales ont permis une augmentation de l'espérance de vie soutenue dans l'ensemble de l'Europe.

La synchronisation entre la baisse de la mortalité et de la fécondité dans les régions et pays européens à partir des années 1870

Nos connaissances actuelles sur la baisse séculaire de la mortalité sont encore très imprécises par rapport à ce que l'on sait sur le déclin de la fécondité. En effet on dispose maintenant, grâce au projet de Princeton, de séries d'indices de la fécondité pour toutes les régions européennes, alors que les indices de mortalité se réfèrent rarement à un niveau territorial autre que celui des pays. Cependant, certains auteurs de monographies du projet de Princeton ont tenté de préciser la

¹⁷"In a direct confrontation with those who see in the early decline in mortality something new and unique connected with the new industrial community, we have previously argued that the decline in mortality should be associated with an old pre-industrial pattern. It was rather the end of something old than the beginning of something new." FRIDLIZIUS, G. 1984, p. 109

chronologie régionale de la baisse de la mortalité afin d'étudier les rapports entre l'évolution de cette variable et celle de la fécondité¹⁸. Mais le manque d'autres données les a obligé à se limiter à l'observation de la mortalité infantile. Ils ont ainsi montré que le déclenchement du déclin de la fécondité s'est produit dans des conditions très diverses de mortalité et même que, dans un grand nombre de régions européennes, il s'est produit avant celui de la mortalité. Ces observations ont conduit à la remise en question d'un des postulats essentiels de la théorie de la transition, qui est le caractère préalable du déclin de la mortalité par rapport à celui de la fécondité. D'autres auteurs pensent que cette remise en question n'est pas justifiée, car les séries historiques disponibles sont trop courtes et, d'autre part, elles ne sont pas représentatives de l'évolution générale de la mortalité. P.C. Matthiessen et J.C. McCann (1978) ont discuté en particulier du problème de la représentativité et critiquent le fait que la mortalité infantile soit retenue comme indicateur unique. Car, disent-ils:

"Si la réduction de la fécondité est essentiellement un ajustement des couples aux implications qu'a la baisse de la mortalité sur le remplacement, ce dont il s'agit alors est que les enfants survivent jusqu'à l'adolescence et non pas seulement jusqu'à leur première année. Si les effets sur la fécondité s'exercent au travers de la pression de la population sur les institutions sociales et économiques, c'est la survivance jusqu'à l'âge adulte qui importe. Ainsi, dans les deux cas, la survivance jusqu'à l'adolescence ou l'âge adulte est un meilleur indicateur plus significatif

¹⁸ Parmi les auteurs du projet de Princeton, KNODEL, J. 1974; LESTHAEGHE, R. 1977; et KNODEL, J. et VAN DE WALLE, E. 1979, sont ceux qui ont consacré le plus d'efforts à l'analyse des différences régionales de la mortalité infantile et leurs rapports avec la fécondité. Ces études se réfèrent au cas allemand, français et belge. VAN DE WALLE, F. 1986, tente une généralisation pour toutes les régions européennes.

que la mortalité infantile."¹⁹

Ces auteurs ont ainsi examiné l'évolution des quotients de mortalité par âge de vingt pays européens et ont remarqué que, dans presque tous ces pays, les quotients de mortalité de 1 à 4 ans ainsi que de 5 à 15 ans ont décliné avant que ne le fasse la mortalité infantile (avant 1 an). Leur conclusion est que:

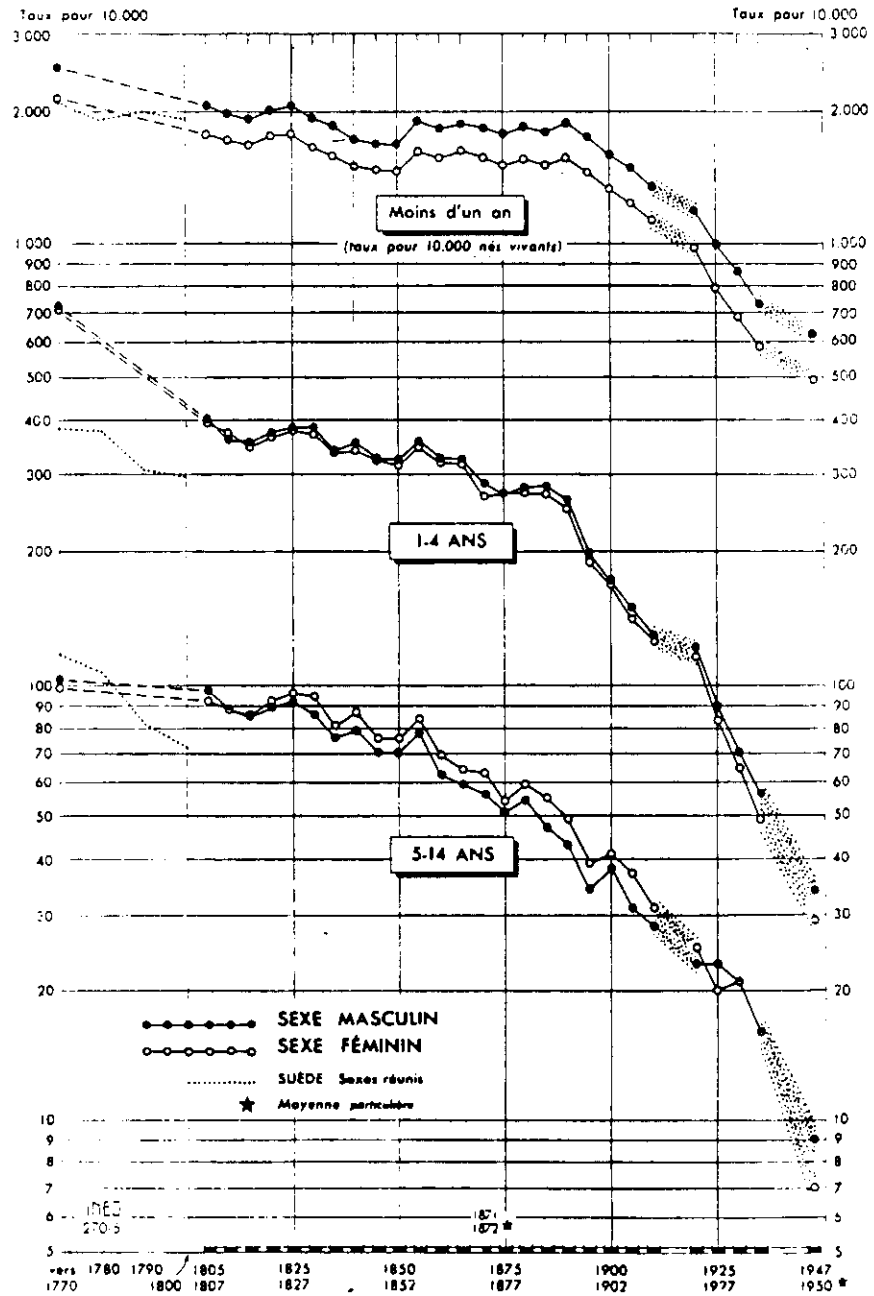
"par rapport à l'usage du taux de mortalité infantile comme indicateur du départ du déclin de la mortalité, l'utilisation des taux aux jeunes âges permet d'en avancer systématiquement la date et, très souvent, d'un grand nombre d'années."²⁰

Si on prend comme exemple le cas de la France et de l'Angleterre pour lesquels on dispose de séries continues depuis au moins 1840 des quotients de mortalité par âge (voir graphiques 12 et 13), on observe effectivement que la mortalité infantile ($1q_0$) n'a commencé à diminuer qu'à partir de 1890 en France et 1900 en Angleterre alors que la mortalité de 1 à 4 ($4q_1$) et de 5 à 14 ($10q_5$) aura décliné de façon substantielle à partir de 1870 au moins, par conséquent un peu avant ou simultanément au départ de la baisse rapide et générale de la fécondité: "si on prend en compte la mortalité jusqu'à 15 ans, le poids de l'évidence est

¹⁹ "if the reduction in fertility is essentially an adjustment by couples to the replacement implications of lower mortality, then what is at stake is survival through childhood and not simply past the first year of life. If the effects on fertility operate through population pressure on social and economic institutions, it is survival to adulthood which is of interest. Thus, under either argument, survival to the age threshold of childhood and adulthood would seem a more reasonable index than infant mortality." MATTHIESSEN, P.C. et McCANN, J.C. 1978, p. 52.

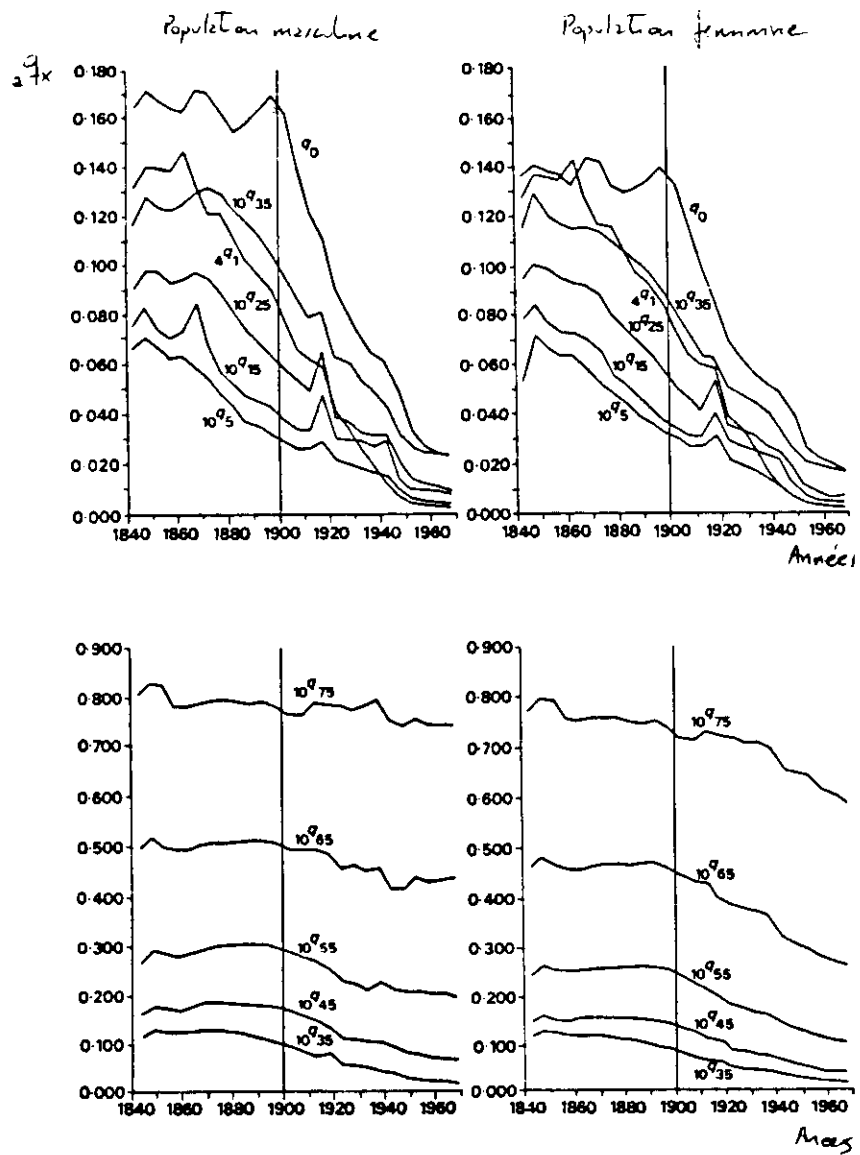
²⁰ "the use of the infant mortality rate to index the onset of the mortality decline in all the youthful ages systematically advances the measured date of the initiation of the mortality decline and that it frequently advances it by a considerable amount of time." MATTHIESSEN, P.C. et McCANN, J.C. 1978, p. 56.

Graphique 12. Evolution du taux de mortalité infantile et des taux de 1 à 14 ans en France, 1805-1950



Sources: BOURGEOIS-PICHAT, J. 1951, p. 648.

Graphique 13. Evolution des quotients de mortalité pour différents groupes d'âge en Angleterre et Galles, 1841-1970



Sources: WOODS, R.I. 1982, p. 375.

en faveur de la description classique de la transition démographique: le déclin de la mortalité commence avant celui de la fécondité."²¹

Le problème qui nous semble finalement le plus intéressant n'est pas tellement celui de démontrer que la baisse séculaire de la fécondité est toujours précédée par celle de la mortalité, sinon celui d'en savoir plus sur les liens qu'ont entretenus ces deux variables et sur comment ceux-ci ont changé à travers le temps. Dans ce sens il semble que, à partir de 1870, la baisse de la mortalité aux jeunes âges est devenu un phénomène généralisé en Europe en même temps que la fécondité diminuait.

3.1.2.- Les différences régionales de la mortalité espagnole, 1860-1980

Il n'existe malheureusement que très peu d'études sur les différences régionales de la mortalité espagnole avant 1960. En annexe III.2 on explique le procédé que nous avons adopté pour obtenir des estimations de l'espérance de vie à la naissance pour 17 régions et pour différentes dates à partir de 1860. Les résultats obtenus sont présentés à la table 12 où on voit que l'espérance de vie moyenne des régions a augmenté d'un pourcentage similaire (environ 30%) entre 1860 et 1900, entre 1900 et 1930 et entre 1930 et 1960. Après cette dernière date, l'accroissement s'est ralenti et l'espérance de vie n'aura augmenté que de 14% entre 1960 et 1980. Les différences

²¹ "Thus if we take account of all youthful mortality, the weight of the evidence is in accordance with the classic description of the demographic transition: the decline in mortality set in prior to the decline in fertility." MATTHIESSEN, P.C. et McCANN, J.C. 1978, p. 56.

Tableau 12. Espérance de vie à la naissance (sexe féminin), par région, 1863-1980 (en années)

Régions	Période:					
	1863-70	1887	1901-02	1930-31	1960-61	1976-80
1 Galicie	34.8	38.5	45.8	53.0	67.0	77.4
2 Asturias	37.2	40.7	47.8	55.5	67.9	77.7
3 Castilla León	25.8	29.6	37.3	45.7	64.6	78.3
4 Cantabria	36.1	37.7	40.9	52.6	68.0	78.5
5 Rioja	26.9	29.5	34.8	48.4	65.8	77.5
6 País Vasco	33.9	38.2	46.9	56.9	69.8	78.1
7 Navarra	29.6	34.2	43.3	53.5	68.0	78.1
8 Aragón	25.5	29.4	37.1	51.3	68.5	78.5
9 Catalogña	29.6	35.1	46.2	60.1	71.0	78.5
10 Balears	41.7	45.8	54.0	61.7	70.9	77.9
11 Valencia	29.0	33.2	41.7	55.6	69.6	76.8
12 Andalucía	30.6	31.9	34.4	51.1	69.0	76.7
13 Extremadura	27.4	28.3	30.1	45.1	65.5	77.2
14 Castilla la Mancha	28.8	30.9	35.1	47.9	66.2	77.4
15 Madrid	23.5	27.3	34.8	51.6	69.4	79.0
16 Murcia	32.4	33.2	34.9	52.7	69.1	76.9
17 Canarias	-	-	35.6	46.9	67.2	76.7
ESPAGNE	29.8	32.7	38.6	51.3	68.4	77.7
moyenne	30.8	34.0	40.0	52.3	68.1	77.7
écart type	4.7	4.9	6.2	4.6	1.8	0.7
coef. variation	0.154	0.146	0.156	0.087	0.026	0.009
coef. asymétrie	0.602	1.149	0.519	0.293	-0.212	0.038

Sources: -1863-70, DOPICO, F., 1987, p. 178.

-1887-1961, cf annexe III, 2.

-1976-80, d'après les données provinciales de DEVOLDER, D., 1987, p. 21.

régionales (mesurées par les coefficients de variation) étaient très importantes en 1860 et n'ont commencé à diminuer qu'à partir de 1900, et surtout après 1930.

Il serait extrêmement intéressant de savoir si ces différences régionales de mortalité pendant la seconde moitié du XIXe siècle existaient déjà au XVIIIe, ou bien si, au contraire, elles se sont en grande partie configurées après. Les données paroissiales dont on dispose ne permettent pas de répondre à cette question²². Cependant l'observation des niveaux et de la

²² Les données relatives à la mortalité infantile dont on dispose pour le XVIIIe et première moitié du XIXe siècle se limitent à un nombre très réduit de paroisses (cf tableau suivant). Les deux seules paroisses pour lesquelles il est possible de suivre de façon continue l'évolution de la mortalité de 1750 à 1850 environ sont une paroisse catalane (Palamós) et une basque (Plencia). Les niveaux de ces deux paroisses après 1820 sont sensiblement inférieurs à ceux des paroisses des régions intérieures de l'Espagne. Ce fait pourrait s'interpréter soit comme le signe de ce que la mortalité n'avait pas diminué dans l'Espagne intérieure, soit comme un trait de continuité des différences déjà existantes au XVIIIe siècle.

Années	Taux de mortalité infantile (pour 1000 naissances)										
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
1740-49	308	203		276							
1750-59	253	225		203							
1760-69	250	241		213							
1770-79	197	244		237							
1780-89	124	198			210						
1790-99	152	223		239							} 317
1800-09	62	167		204		240			282		
1810-19	121		176	145							} 162
1820-29	90			116							
1830-39	121		135	101							} 274 231
1840-49	104										

Notes : 1, 2 et 3: Plencia, Durango et Tolosa au Pays Basque; 4: Palamós en Catalogne; 5 et 6: huit paroisses et Longares de l'Aragón; 7 et 8: Valdeolibas et Mantiel de Castilla la Mancha; 9: Hervás en Extremadure; 10 et 11: Villacastín et Otero de Herreros en Castilla et León.

Sources : 1 et 2, FERNANDEZ DE PINEDO, E. 1974; 4, NADAL, J. 1956-59, p. 285; 5, ARTETA DE MONTESEGURO, A. 1801; 3 et 6 à 11, PEREZ MOREDA, V. 1984.

géographie de la mortalité pendant la seconde moitié du XIXe siècle peuvent nous fournir quelques pistes.

En effet, si on compare les niveaux de l'espérance de vie à la naissance des régions espagnoles vers 1860 avec ce que l'on sait de la mortalité européenne à la fin du XVIIIe siècle, on peut dire que les 26 ans environ enregistrés dans l'intérieur de l'Espagne (Castilla-León, La Rioja, l'Aragon) constituent un minimum dont on ne pouvait pas s'être éloigné trop dans le passé. Par contre, les niveaux des régions de la côte cantabrique, compris entre 36 et 40 ans, suggèrent une amélioration récente des conditions de la mortalité, car dans le cas contraire, l'espérance de vie de ces zones à la fin du XVIIIe siècle aurait été plus élevée qu'en Angleterre et en Suède, ce qui semble peu probable. On peut donc penser que l'augmentation très modeste de l'espérance de vie qui s'est produite en Espagne entre 1787 et 1860 (de 27 à 29 ans environ) aurait été un phénomène limité à quelques régions: celles de la côte cantabrique et les Baléares, et peut-être aussi quelques autres régions méditerranéennes. Ce qui nous semble par conséquent le plus probable est que les différences régionales de la mortalité espagnole aient augmenté depuis la fin du XVIIIe et pendant la première moitié du XIXe

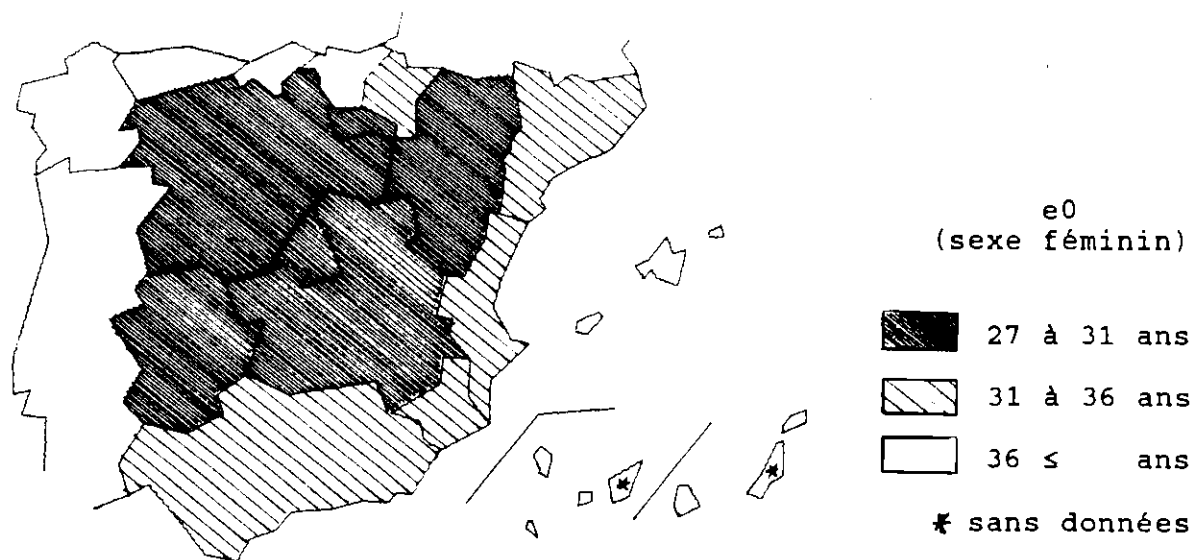
siècle²³.

Afin d'analyser de manière plus précise la géographie de la mortalité espagnole, nous avons dessiné les cartes régionales de l'espérance de vie à la naissance pour 1887 et 1930 (voir cartes 39 et 40). Ces dates encadrent une période pendant laquelle les différences régionales de mortalité, mais aussi de toutes les autres variables démographiques, étaient les plus extrêmes enregistrées pendant les deux derniers siècles.

La carte de 1887 montre l'existence d'un contraste très marqué entre les régions de la côte cantabrique et celles de l'intérieur de l'Espagne, les différences atteignant alors parfois 10 ans d'espérance de vie, ce qui correspond à la différence entre l'espérance de vie de l'ensemble de l'Espagne de 1860 et celle de 1900. La frange méditerranéenne et l'Andalousie enregistrent des valeurs de l'espérance de vie intermédiaires, entre 31 et 36 ans pour les femmes. Sur cette carte se dessinent trois grands ensembles régionaux: d'une part l'opposition nette entre les régions de l'intérieur de plus haute mortalité et les

²³ Les études sur la mortalité et ses crises sont les plus fréquents parmi les études réalisées en Espagne à partir de séries paroissiales. L'étude de PEREZ MOREDA, V. 1980 sur l'évolution et les fluctuations de la mortalité dans 50 paroisses de l'Espagne rurale intérieure est sans doute la plus complète du genre. Les indices qu'il utilise lui permettent de voir que les crises du XVIIIe et des premières années du XIXe siècles ont été dans ces régions intérieures d'une intensité comparable à celles du XVIIe siècle. Et c'est à partir de la crise des années 1803-1805 -qui eut une diffusion géographique supérieure à toutes celles qui l'ont précédé durant les deux siècles intérieurs- que les crises ont commencé à se faire plus localisées, bien que la fréquence des décès continua à être élevée dans les populations touchées. L'Espagne intérieure a dû attendre le début du XXe siècle pour voir diminuer l'incidence des crises de mortalité sur leur capacité à croître. Les régions périphériques, selon cet auteur, ont gagné d'avantage dans la lutte contre la mortalité catastrophique tout au long du XVIIIe siècle.

Carte 39 . Espérance de vie à la naissance, par régions, en 1887



Sources: données du tableau 12 .

Carte 40 . Espérance de vie à la naissance, par régions, en 1930



Sources: données du tableau 12 .

régions maritimes, et d'autre part une différence entre les régions maritimes, celles de la côte cantabrique et atlantique qui présentent une moindre mortalité que celles de la méditerranée.

Ce que l'on sait de la géographie de la mortalité en Espagne ainsi qu'en France confirme et élargit les observations que l'on a pu faire sur les différences de mortalité par grandes zones en Europe. E. Van de Walle a observé qu'en France "en 1811-1820, on pouvait déjà remarquer une bande d'espérance de vie à la naissance relativement élevée dans l'ouest de la France, de la Normandie à la Garonne et peut être aux Pyrénées. La Bretagne et le sud-est du pays ont par contre gardé à travers le siècle une mortalité supérieure à la moyenne"²⁴. L'Espagne est aussi un autre exemple de la supériorité des régions atlantiques par rapport aux zones plus méridionales²⁵.

Dans cette perspective, il serait intéressant de voir si se vérifient dans le cas espagnol certaines observations faites dans d'autres pays, à savoir l'importance qu'ont eu la mortalité aux jeunes âges et les maladies infectieuses de l'appareil digestif dans la détermination des différences régionales de mortalité. D'autre part, par ses contrastes climatiques, ses types d'agriculture et ses formes de peuplement, l'Espagne paraît être un bon cadre pour tester les hypothèses de Kunitz. On peut penser, par exemple, que l'agriculture des régions humides de la

²⁴ VAN DE WALLE, E. 1973,

²⁵ L'espérance de vie des régions atlantiques de l'Espagne était cependant à la fin du XIXe siècle nettement inférieure à celle des pays scandinaves ou de l'Angleterre et Galles, c'est à dire inférieure à 40 ans pour près de 50 ans dans ces derniers pays.

frange cantabrique permettait de donner une alimentation plus adéquate aux jeunes enfants, en leur assurant en particulier une consommation plus élevée et régulière de lait²⁶. De plus, le type de peuplement de ces régions, très dispersé par rapport au reste du pays, pouvait avoir été un autre facteur favorable, car à cette époque, les risques de contagion augmentaient rapidement avec le degré de concentration de la population. Ces régions présentent donc certaines des caractéristiques signalées par Kunitz pour les zones de basse mortalité en Europe au milieu du XIXe siècle. Il existe cependant une différence notable, la taille moyenne des exploitations agricoles étant nettement inférieure dans le nord-ouest de l'Espagne à ce qu'elle était au nord de l'Europe, ce qui faisait que les conditions de vie des paysans de ces régions espagnoles étaient relativement moins favorables.

Les déterminants de la mortalité changent aussi au cours du temps, et la preuve en est que la carte de 1930 (carte 40) s'est modifiée par rapport à celle de 1887:

- la zone intérieure de plus haute mortalité s'est rétrécie du fait du détachement de l'Aragon et elle n'occupe plus que le centre de la péninsule. D'autre part, Madrid se distingue maintenant par une mortalité plus faible que celle des régions environnantes. Plus généralement, on observe que le caractère urbain n'est plus un facteur défavorable, car les régions qui contiennent de grandes villes, comme la Catalogne, Madrid et le

²⁶ En 1878, HAUSER, P.H. signalait déjà que la plus forte mortalité infantile des régions de l'intérieur, comme les deux Castilles et l'Estrémadure, par rapport aux régions de la Galice, des Asturies et du Pays basque se devait en grande partie à la moindre quantité de lait incorporé au régime alimentaire des enfants.

Pays basque, ont en 1930 une mortalité plus faible que les régions voisines. L'amélioration de l'infrastructure urbaine, et en particulier l'installation de systèmes de tout-à-l'égout et d'approvisionnement en eau, semble avoir joué le même rôle pour effacer la surmortalité urbaine que dans les villes de Lyon, Marseille et Paris étudiées par Preston et Van de Walle. Mais cela reste encore un thème à étudier;

- la différence entre la côte cantabrique et la côte méditerranéenne que l'on avait noté en 1887 est maintenant moins nette. Dans l'une comme dans l'autre, on trouve maintenant des régions à mortalité faible ou moyenne. Cependant, si on doit identifier une zone de plus faible mortalité, on la trouverait plutôt en Catalogne, aux Baléares et à Valence. Le fait que ces régions soient aussi celles de plus basse fécondité pendant les années 1930 ne doit pas nous échapper et nous traiterons de cette question dans la section suivante de ce chapitre, quand nous commenterons nos estimations des taux de croissance intrinsèque de ces populations.

3.2.- La croissance naturelle

Jusqu'ici, nous avons analysé l'évolution de la fécondité et de la mortalité de façon séparée. Les indices que nous avons utilisé comme celui de fécondité générale et l'espérance de vie à la naissance ont comme principal avantage par rapport aux taux bruts de ne pas être affectés par la structure par âge de la population, et par conséquent de dépendre uniquement des risques de fécondité et de mortalité du moment. Le problème que nous nous posons maintenant est d'analyser comment l'évolution de ces deux variables ont déterminé celle de la croissance naturelle. Nous sommes donc à la recherche d'un indice de la croissance qui résulte de la combinaison des deux antérieurs et qui présente les mêmes avantages de comparabilité et d'interprétation. Cet indice peut être obtenu par le recours au modèle des populations stables.

Les populations stables sont des populations fermées (sans mouvements migratoires) avec une structure par âge de la mortalité et de la fécondité fixes et qui, par conséquent, ont une composition par âge et un taux d'accroissement de la population constants. Ce taux appelé "taux de croissance intrinsèque" dépend uniquement, comme dit Lotka, de "the equilibrium outrun of the existing risks of bearing and dying" et il peut être estimé facilement, comme on l'explique en annexe III.3, à partir de l'espérance de vie et le taux brut de reproduction (ou l'indice de fécondité générale).

En définitive, les populations stables sont des populations théoriques simplifiées du fait de leurs conditions fort restrictives. Ces modèles s'éloignent souvent considérablement de la réalité, mais, par contre, ils permettent de mieux explorer

les rapports entre la mortalité, la fécondité et la croissance naturelle. En particulier, ces modèles vont nous servir à déterminer quel serait le taux de croissance naturelle d'une population qui serait soumise aux conditions de mortalité et de fécondité observées et à mesurer quel effet avaient les changements de chacune de ces variables sur le taux d'accroissement.

Pour présenter les résultats de cette section, nous nous servirons d'un graphique construit par Wrigley et Schofield²⁷ qui permet de représenter l'évolution des trois indices à la fois: l'espérance de vie à la naissance (e_0)²⁸, le taux brut de reproduction (R)²⁹ et le taux de croissance intrinsèque (r)³⁰. Pour construire ce graphique (graphique 14), on reporte e_0 et R sur les deux axes en échelles logarithmiques, ici respectivement

²⁷WRIGLEY, E.A et SCHOFIELD, R.S. 1981, p. 237.

²⁸A partir d'une table de mortalité décrivant les probabilités de mourir à chaque âge, on peut calculer un indice synthétique qui est l'espérance de vie à la naissance (e_0). Il indique le nombre d'années vécues en moyenne par un individu qui serait soumis sa vie durant au niveau de mortalité défini par la table. e_0 est lié directement à la probabilité de survie des femmes à l'âge moyen à la maternité, $p(\bar{m})$, qui est utilisé dans le calcul du taux de croissance intrinsèque.

²⁹Le taux brut de reproduction (R) donne le nombre de filles qu'aurait une génération de femmes qui, en l'absence de mortalité expérimenterait au cours de leur vie fertile les conditions de fécondité d'une année déterminée. Ce taux s'exprime par le nombre moyen de filles par femme correspondant à cette hypothèse.

³⁰Rappelons que r indique le pourcentage annuel d'accroissement d'une population fermée qui serait soumise pendant une longue période de temps (plus de cent ans) aux probabilités de décès et de fécondité du moment. Comme on le développe en détail en annexe III.3, la formule utilisée pour calculer r est:

$$r = \frac{\ln R + \ln p(\bar{m})}{30.5}$$

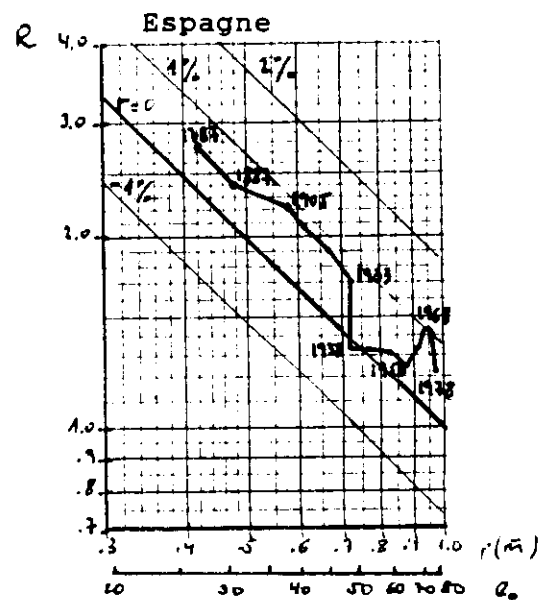
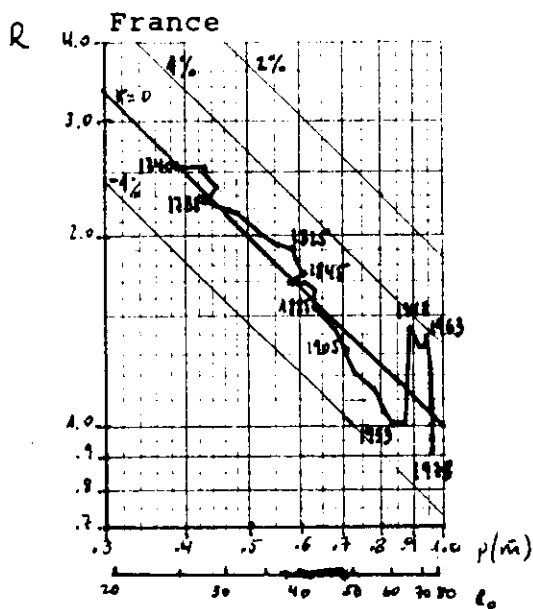
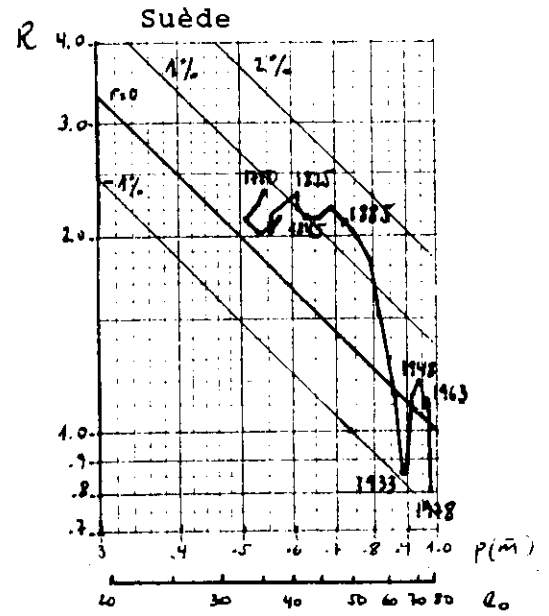
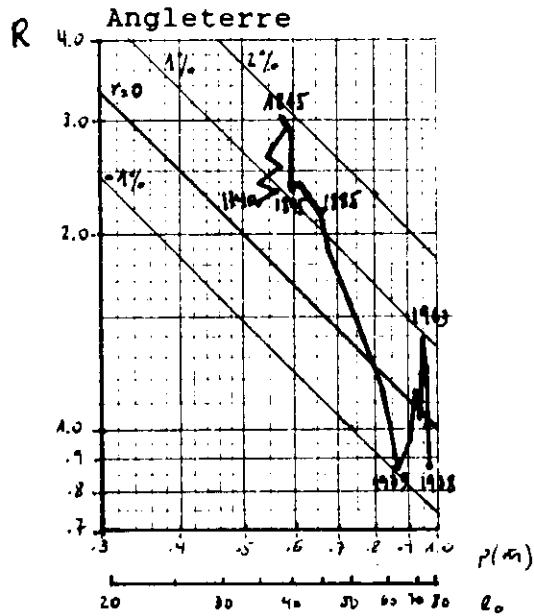
en abscisse et en ordonnée. Toutes les combinaisons de e_0 et de R qui conduisent à un taux de croissance intrinsèque r de niveau déterminé se trouvent sur une droite coupant les deux axes. Les différents niveaux de r (... , -1% , 0 , +1% , ...) sont représentés par un réseau de droites équidistantes.

Ce graphique montre de façon très parlante l'influence respective des variations de la mortalité et de la fécondité sur l'accroissement naturel de la population: un déplacement vertical représente un changement de la fécondité et un déplacement horizontal un changement de la mortalité. Comme les changements relatifs de ces deux variables ont le même poids dans les variations du taux de croissance, l'importance relative d'un déplacement dans une ou autre direction nous permet de pondérer les changements de la fécondité et de la mortalité selon leur influence respective sur la croissance.

3.2.1.- Evolution depuis le XVIIIe siècle de la croissance naturelle et de ses composantes dans quelques pays européens et discussion du modèle de la transition

Le graphique 14, dont le mode de construction a été expliqué précédemment, présente l'évolution du taux de croissance intrinsèque et de ses deux composantes (la mortalité et la fécondité) pour l'Angleterre, la Suède et la France. Nous avons ajouté les données de l'Espagne, mais comme elles sont relativement incomplètes, nous les commenterons après. De fait, les trois premiers pays sont les seuls pour lesquels on dispose aujourd'hui de séries longues et continues des principales

Graphique 14. Evolution du taux brut de reproduction (R), de l'espérance de vie à la naissance (e0) et du taux intrinsèque de croissance dans différents pays entre 1740 et 1980



Notes: données décennales jusqu'à 1930 et quinquennales après.
Sources: tableau 13.

Tableau 43. Taux brut de reproduction (R)¹, espérance de vie à la naissance (e0)²
en Angleterre, Suède, France et Espagne, 1740-1980

Périodes	Angleterre ³		Suède		France		Espagne	
	R	e0	R	e0	R	e0	R	e0
1740-1749	2.27	35.3	-	-	2.53	24.7		
1750-1759	2.32	37.3	2.33	36.0	2.56	27.9		
1760-1769	2.39	35.0	2.26	35.0	2.48	27.7		
1770-1779	2.53	38.2	2.15	33.3	2.38	28.9		
1780-1789	2.62	35.9	2.02	35.2	2.28	27.8	2.73	26.8
1790-1799	2.76	36.8	2.16	37.9	2.19	31.3		
1800-1809	2.93	38.7	2.04	35.8	2.00	34.1		
1810-1819	3.06	37.9	2.14	37.0	1.94	36.7		
1820-1829	2.86	39.9	2.31	40.8	1.91	38.8		
1830-1839	2.53	40.2	2.20	41.0	1.84	39.9		
1840-1849	2.35	39.6	2.14	43.8	1.77	41.3		
1850-1859	2.34	40.4	2.15	42.4	1.70	38.9		
1860-1869	2.39	40.3	2.15	44.6	1.71	41.0		
1870-1879	2.31	42.8	2.19	46.9	1.65	43.1		
1880-1889	2.16	45.2	2.10	50.0	1.56	43.3	2.40	31.0
1890-1899	1.88	46.4	1.99	52.3	1.43	46.1		
1900-1909	1.60	50.1	1.87	55.7	1.32	48.2	2.24	38.3
1910-1919	1.41	53.1	1.52	57.0	1.20	51.5	2.08	41.5
1920-1929	1.14	58.8	1.14	62.0	1.15	54.8	1.90	45.6
1931-1935	0.87	61.7	0.86	64.3	1.05	57.8	1.71	50.0
1936-1940	0.87	63.8	0.89	66.2	1.01	60.3	1.35	50.0
1941-1945	0.97	65.9	1.15	68.4	1.03	62.7	1.33	53.7
1946-1950	1.17	68.0	1.20	70.3	1.45	65.3	1.31	59.7
1951-1955	1.07	69.7	1.09	72.0	1.33	67.7	1.24	64.4
1956-1960	1.22	70.8	1.09	73.0	1.32	69.7	1.35	68.3
1961-1965	1.38	71.4	1.14	73.7	1.39	71.0	1.42	70.7
1966-1970	1.24	71.6	1.03	74.3	1.27	71.9	1.42	71.9
1971-1975	1.01	72.4	0.92	74.8	1.09	72.7	1.39	72.9
1976-1980	0.87	73.4	0.81	75.5	0.91	73.7	1.22	74.7

Notes: (1) nombre de filles qu'aurait une génération de femmes qui, en l'absence de mortalité, expérimenterait au cours de leur vie fertile les conditions de fécondité de la période. Ce taux indique le nombre moyen de filles par femme correspondant à cette hypothèse.

(2) nombre d'années vécues en moyenne par un individu qui serait soumis sa vie durant aux conditions de mortalité de la période. On a pris ici e0 sexes réunis, car on ne dispose pas de séries aussi longues de e0 féminine.

(3) à partir de 1931 Angleterre et Galles.

Sources: Angleterre. R: 1740-1929, WRIGLEY, E.A., 1985a, p. 37. 1931-1975, FESTY P., 1979a, p. 263. 1976-1980, MUÑOZ PEREZ, F., 1982, p. 485. e0: 1740-1929, WRIGLEY, E.A., 1985a, p. 35. 1931-1980, interpolé à partir des données du tableau 43.

Suède, idem, sauf FESTY, P., 1979a, p. 256.

France, idem, sauf FESTY, P., 1979a, p. 268.

Espagne. R: 1787 et 1887 estimé d'après If, tableau 45. 1901-1929, interpolé d'après SAEZ, A., 1979, p. 1008. 1931-1970, FESTY, P., 1979a, p. 280. 1971-1980, MUÑOZ PEREZ, F., 1982, p. 485. e0: tiré du tableau 43.

variables démographiques depuis 1750³¹. Les séries de ces trois pays ont été analysées sous une perspective comparative à différentes reprises par Wrigley et Schofield³². Ces auteurs ont pu montrer ainsi que l'histoire de la population de ces trois pays différait significativement avant 1850. En effet, comme on peut le voir au graphique 14, l'évolution de la croissance a été très différente au cours de la période 1750-1850: l'espérance de vie à la naissance a augmenté dans les trois pays, mais le taux brut de reproduction a suivi une évolution différente et a été un facteur tout aussi déterminant de l'évolution de la croissance:

- la Suède est le seul pays pour lequel on observe la succession des phases décrites par la théorie de la transition; la fécondité se maintient à des niveaux relativement élevés jusqu'à la seconde moitié du XIXe siècle, et c'est le déclin antérieur et plus rapide de la mortalité qui fut le seul moteur de l'accélération de la croissance démographique;

- en France, par contre, la fécondité diminue depuis le milieu du XVIIIe siècle, de façon simultanée et parallèle au déclin de la mortalité, et bien que ce soit le pays qui enregistre la diminution la plus forte de la mortalité, c'est aussi celui dans lequel se donne la croissance la plus faible;

- en Angleterre, finalement, la fécondité augmente de façon

³¹ Dans le chapitre 1, on a exposé l'intérêt méthodologique de la reconstruction de l'histoire de la population de la France et de l'Angleterre réalisées par l'INED et le Groupe de Cambridge. On a aussi insisté sur le renouvellement que les résultats de ces reconstructions ont eu sur le débat en démographie historique.

³² WRIGLEY, E.A. et SCHOFIELD, R.S. 1981, chapitre 7, en particulier pp. 236 à 248; SCHOFIELD, R.S. 1984; et WRIGLEY, E.A. 1985a.

très significative entre 1750 et 1820, et elle est le déterminant principal de la forte accélération de la croissance démographique du pays; à partir de 1820, le déclin de la mortalité ne sera pas suffisant pour amener le taux de croissance de ce pays aux niveaux atteints avant.

A partir de 1850 environ, et à différence de la période antérieure, on observe beaucoup plus de similitudes dans l'évolution démographique de ces trois pays, la mortalité et la fécondité suivant une évolution pareille, dans laquelle on peut distinguer quelques étapes:

- les années 1850 à 1870, pendant lesquelles les niveaux de mortalité, de fécondité et du taux de croissance de ces trois pays semblent stagner;

- les années 1870 à 1930, pendant lesquelles la fécondité décline, et à un rythme plus rapide que la mortalité, de façon telle que les taux de croissance intrinsèque de ces trois pays se réduisent et deviennent négatifs dans les années 1930;

- les années 1940 à la fin des années 1960 quand l'augmentation de la fécondité en premier lieu et la réduction de la mortalité ensuite font augmenter les taux de croissance intrinsèque;

- et finalement depuis la fin des années 1960, le déclin rapide de la fécondité produit une baisse importante de la croissance intrinsèque.

Cet ensemble d'observations permet d'avancer que, face à la théorie de la transition qui soutient que l'histoire des populations européennes pendant les trois derniers siècles peut-être rendue intelligible à partir d'un modèle unique, défini de façon intemporelle et dans lequel les différences les plus

significatives sont celles de la chronologie des phases, nous constatons plutôt l'existence de différents modèles régionaux ou schémas de l'évolution démographique qui évoluent vers une synchronie croissante. Cette synchronie se manifeste clairement non seulement dans le sens de l'évolution des différentes variables, mais aussi, et surtout, dans l'existence de moments historiques bien déterminés pendant lesquels se produisent des changements dans le rythme et la direction de l'évolution démographique de tous ces pays, quelque soit la "phase de la transition" où ils étaient sensés se trouver alors.

Dans cette perspective, le seul événement commun remarquable dans l'histoire démographique de ces trois pays avant 1850 est la baisse importante de la mortalité qui s'est produite pendant les dernières décennies du XVIIIe et le début du XIXe siècles. Cette baisse, comme nous l'avons discuté auparavant, semble s'être produite du fait de la transformation de certaines maladies et d'un changement du contexte épidémiologique. Ce changement, principalement la rémission de la variole et de la rougeole, se serait produit pour toute l'Europe, mais aurait bénéficié plus aux régions rurales atlantiques et d'Europe du Nord. Le climat, la géographie, les types d'agriculture et les meilleures conditions de vie paysanne de ces régions les auraient placé dans une situation plus favorable face aux nouvelles maladies infectieuses prédominantes en Europe au XIXe siècle, plus particulièrement celles du système digestif. Que cette interprétation soit ou non correcte, le fait est que dans ces trois pays la mortalité a décliné alors plus que dans d'autres zones de l'Europe. Les conséquences de ce déclin sur le système démographique de chacun de ces pays n'ont pourtant pas été les

mêmes: en France, la diminution de la nuptialité suivie de celle de la fécondité légitime ont neutralisé les effets positifs que le déclin de la mortalité aurait pu avoir sur la croissance; en Angleterre, à l'opposé, la montée de la nuptialité et de la fécondité générale ont dupliqué les effets de la baisse de la mortalité. Il semble donc que c'est dans l'évolution de la fécondité que se sont manifestées les caractéristiques socio-économiques de ces pays et leurs différentes évolutions économiques: la densité relativement élevée de la population rurale française et les possibilités limitées d'expansion de la surface cultivée³³ combinées avec la faible croissance industrielle avant 1850 s'opposent à l'expansion territoriale de l'agriculture qui se produit dans la première moitié du XIXe siècle dans les régions peu peuplées du nord de la Suède, et à la forte croissance de la demande de travail et du niveau d'occupation industrielle en Angleterre.

Pour revenir à l'ensemble de l'Europe, et d'après les données plus fragmentaires dont l'on dispose pour la période antérieure à 1850, on observe que la configuration du système démographique préindustriel variat de façon considérable de région à région, ceci se manifestant par la gamme ouverte des niveaux et des évolutions de la mortalité, mais aussi de la nuptialité, de la fécondité légitime, et des mouvements migratoires. Pourtant, à partir du milieu du XIXe siècle, on observe une croissante synchronie dans l'évolution démographique des régions et pays européens. La mortalité commence à décliner dans les années 1870, et à la fin du siècle, sa baisse devient massive. Ce déclin qui commence dans les années

³³ cf NEWELL, W.H. 1977 et WEIR, D.R. 1984a.

1870, à différence du déclin antérieur, peut être sans aucun doute qualifié de moderne ou transitionnel, de par son caractère continu, qui se produit grâce à la rémission de toutes les maladies infectieuses, et du fait qu'il se produit de façon généralisée, même dans les villes où il était le plus difficile de combattre ces maladies.

Les années 1870 marquent le début du déclin moderne de la mortalité, mais aussi la mise en marche d'un processus de réajustement démographique qui affectera de façon simultanée la grande majorité des régions et des pays: la fécondité générale diminue partout, du fait du déclin de la nuptialité ou de la fécondité légitime, ou encore des deux à la fois, et les mouvements migratoires vers les zones urbaines et industrialisées ou vers l'outremer s'intensifient. Un des principaux résultats de ce processus est qu'à partir du milieu du XIXe siècle la croissance de la population rurale stagne, voire devient négative dans un grand nombre de pays en même temps que la population urbaine continue à s'accroître à un rythme rapide et soutenu.

Ce processus de réajustement démographique ne s'est pas produit selon la même forme dans toutes les régions européennes. D'une part, les moyens adoptés à cette époque pour limiter la croissance rurale ont été multiples et c'est le choix de telle ou telle réponse, ou leur combinaison, à l'accroissement de la population qui font alors l'originalité de l'évolution démographique des régions ou des pays. Quelques-unes de ces évolutions sont bien connues. La France, par exemple, est le pays où la croissance de la population rurale fut la plus faible en Europe au XIXe siècle et où la force première de cette dépopulation fut la baisse de la fécondité légitime, et seulement

après, pendant la seconde moitié du XIXe, les migrations internes³⁴. Un cas bien différent de la France est celui de l'Irlande où les niveaux de la fécondité légitime ne changèrent que très peu avant le XIXe siècle, mais où se modifièrent drastiquement d'autres comportements démographiques dès le second quart du XIXe siècle, à la recherche d'une limitation de la croissance (retard du mariage, augmentation très intense du célibat définitif et accroissement de l'émigration extérieure). L'Angleterre est encore un cas différent, la fécondité légitime n'ayant diminué qu'à la fin du XIXe, et l'émigration extérieure étant relativement peu intense, c'est surtout par l'intensification des mouvements migratoires internes que sa population rurale décrût en chiffre absolu dès le milieu du XIXe siècle.

D'autre part, dans les régions périphériques et en particulier du sud de l'Europe, ces changements démographiques se sont produits de façon plus lente, et cela a fait que la population rurale ait continué à s'accroître pendant la seconde moitié du XIXe siècle, au moment même où la dépopulation rurale affectait fortement la plus grande partie de l'Europe occidentale.

Dans la section suivante, nous essaierons de voir comment se situe l'évolution de la croissance naturelle de la population de l'Espagne et de ses régions, pour laquelle nous ne disposons que de données fragmentaires, dans le cadre plus complet que nous avons pu tracer pour des pays comme la France, l'Angleterre et la

³⁴ Selon E. Van de Walle (1979), la population masculine active dans l'agriculture a atteint son maximum historique en 1876, et après elle décline de façon continue.

Suède.

3.2.2.- Esquisse de l'évolution de la croissance naturelle et de ses composantes en Espagne et ses régions pendant le XIXe et le XXe siècles.

A la fin du XIXe siècle, les niveaux de la mortalité et de la fécondité espagnoles n'étaient qu'un peu inférieurs seulement à ceux de la fin du XVIIIe siècle, et ils assuraient un taux de croissance similaire, autour de 0.5% par an (cf graphique 14). La stabilité et la faiblesse de ce taux n'est pas sans rappeler le cas français, bien qu'en Espagne cela soit le résultat de la conservation de la mortalité et de la fécondité à des niveaux nettement plus élevés.

Le déclin très significatif en termes relatifs de la mortalité en Espagne entre la fin du XIXe siècle et 1930, ne réussit à élever le taux de croissance intrinsèque que très peu au dessus de ces 0.5% par an. Par contre, les niveaux de la mortalité et de la fécondité dans les années 1930 et 1940 auraient conduit l'Espagne à une croissance négative s'ils s'étaient prolongés. La récupération qui se produit à partir de la fin des années 1950 et pendant les années 1960 fut le résultat combiné de l'amélioration de l'espérance de vie et surtout d'une augmentation nette du taux brut de reproduction (voir graphique 14).

En résumé, la mortalité et la fécondité espagnoles semblent avoir évolué depuis la fin du XVIIIe siècle de façon parallèle, assurant un taux de croissance faible et relativement constante de la population jusqu'à 1930. Après les années de la guerre

civile et les 15 années de l'après guerre, l'Espagne semble retrouver les niveaux de mortalité des autres pays européens, et expérimenter les mêmes fluctuations de la fécondité et de la croissance.

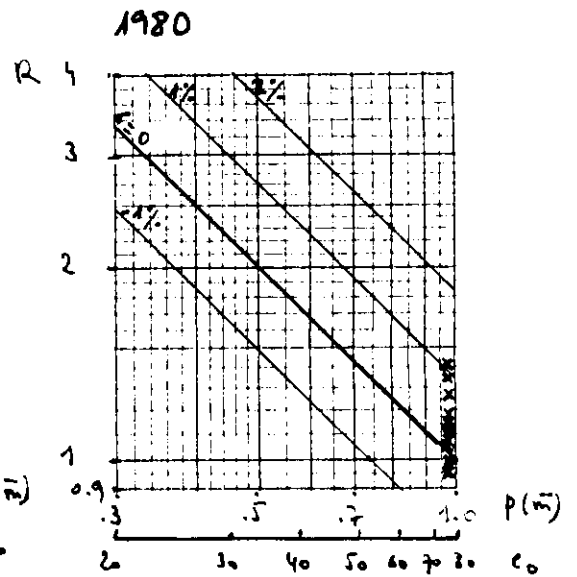
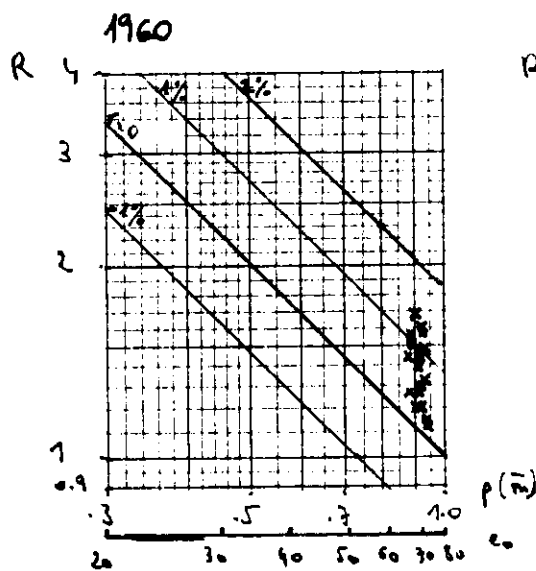
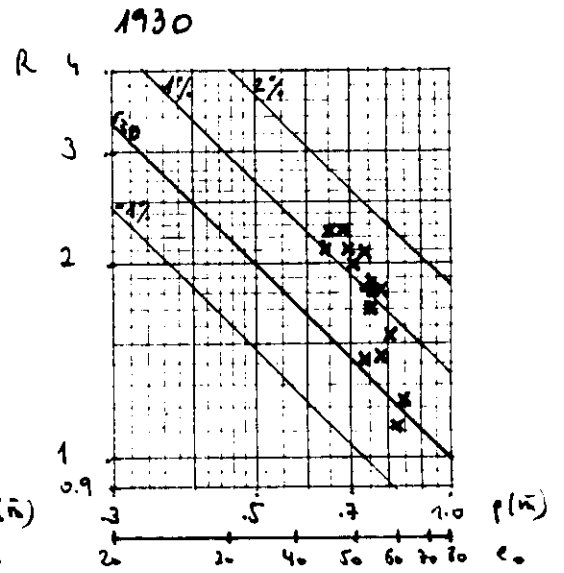
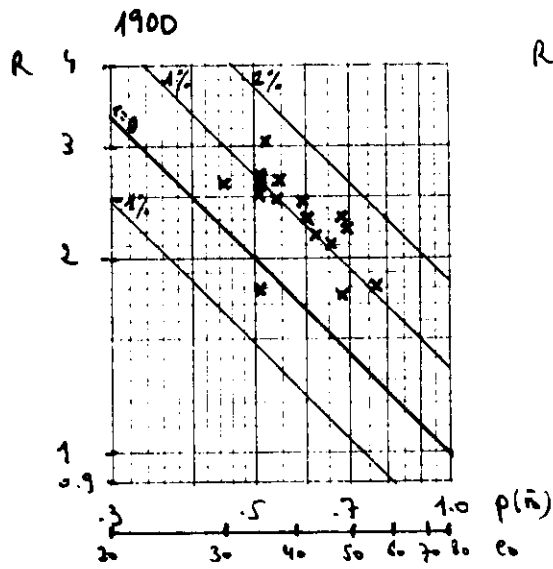
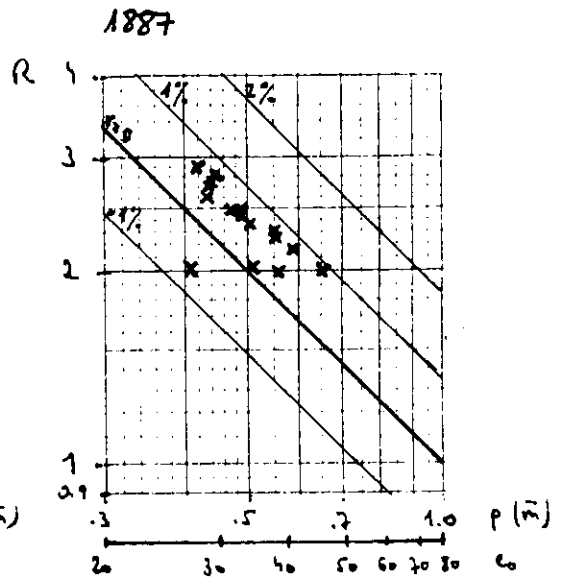
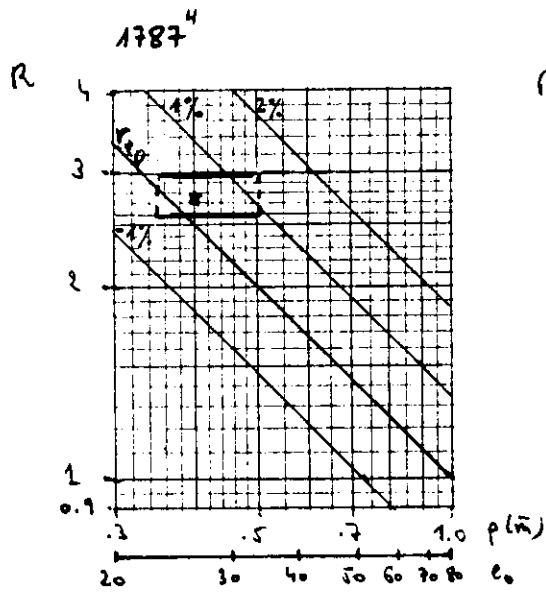
La question que nous nous poserons maintenant est de savoir si cette trajectoire de la croissance est ou non représentative de celle des régions. Malheureusement, les courbes de croissance intrinsèque que nous pouvons tracer pour les régions sont plus incomplètes, car nous ne disposons d'estimations conjointes de la fécondité et de la mortalité régionales que pour 1887, 1900, 1930, 1960 et 1980³⁵. Plutôt que de suivre l'évolution dans le temps de la croissance intrinsèque (on trouvera pourtant les évolutions temporelles au graphique 27 en annexe), il nous paraît donc plus raisonnable d'examiner seulement à ces dates comment se manifestent les différences régionales. Nous nous servons pour cela du graphique 15 où nous avons représenté les niveaux régionaux de e_0 , R et r pour toutes ces dates. Nous avons jugé bon également de représenter pour 1787 les marges de variations probables de la mortalité à cette époque pour chaque région, tenant compte du niveau de l'ensemble de l'Espagne à cette date et du niveau régional des années 1860. Ces marges sont mises en rapport avec le niveau de R dans la région pour 1787. On obtient ainsi un rectangle dans lequel s'inscrivait probablement à cette date le nuage de points représentant les combinaisons de e_0 et

³⁵ Il y a également des estimations régionales de la fécondité pour 1787 et de la mortalité pour les années 1860.

Graphique 15. Taux brut de reproduction (R)¹, espérance de vie à la naissance (e0)² et taux intrinsèque de croissance (r)³ des régions espagnoles aux différentes dates, 1787⁴-1980

(voir page suivante)

- Notes:
- (1) nombre de filles qu'aurait une génération de femmes qui, en l'absence de mortalité, expérimenterait au cours de leur vie fertile les conditions de fécondité de la période. Ce taux indique le nombre moyen de filles par femmes correspondant à cette hypothèse.
 - (2) nombre d'années vécues en moyenne par une génération de femmes qui serait soumise sa vie durant aux conditions de la mortalité de la période.
 - (3) taux d'accroissement annuel de la population stable associée à la table de fécondité et à la table de mortalité résumées par R et e0 (exprimé en %).
 - (4) pour 1787, faute de données régionales sur la mortalité, on a dessiné l'univers probable du nuage de points en fixant une marge de variation hypothétique de e0 et en donnant à R les marges réelles de 1787.
- Sources: 1787: valeurs minimum, maximum et pour l'Espagne de R, calculés d'après les données du tableau 45; le mode de calcul est exposé à l'annexe II.2.1. Pour les valeurs minimum et maximum de e0, voir note 4, et pour e0 pour l'Espagne, voir tableau 43.
- 1887-1980: données du tableau 52.



R³⁶. Si on compare ce rectangle avec le nuage de points de 1887, on constate qu'un groupe important de régions se maintient dans le même univers des niveaux de la fécondité et de la mortalité qu'en 1787, mais que par contre, un nombre plus réduit de régions avaient en 1887 une fécondité et une mortalité significativement inférieures à celles de 1787 (rappelons qu'il s'agit essentiellement des régions du littoral nord et nord-est de la péninsule).

Le principal mystère qu'offre donc la démographie régionale au XIXe siècle est le trajet qu'ont pu effectuer ces dernières régions pour passer de l'univers des valeurs de 1787 à la position qu'elles occupaient en 1887. Or l'expérience anglaise, française et suédoise, a montré que ces trajets pouvaient être bien divers. C'est seulement par l'exploitation des registres d'échantillons de paroisses que l'on pourra un jour apporter -par l'agrégation de leur chiffres- des indices plus précis permettant de reconstituer l'évolution de la croissance démographique et de ses composantes, pour l'Espagne et ses régions avant la fin du XIXe siècle, quand les statistiques du mouvement naturel commencent à pouvoir être utilisées. Ainsi, V. Perez Moreda (1984) et J. Nadal (1988) ont récemment réuni les séries de baptêmes pour environ 200 paroisses appartenant aux différentes régions espagnoles. Ces séries qui couvrent l'ensemble du XVIIIe siècle et seulement les premières années du XIXe ont été agrégées

³⁶Ce rectangle encadrant le nuage de points probable de 1787 est construit ainsi: les marges extrêmes de la fécondité sont connues, car on dispose de l'estimation de R faite par LIVI BACCI, M. 1968, ce qui nous permet de fixer la position des deux côtés horizontaux. Le minimum de la mortalité est fixé à 23 ans. Le maximum de la mortalité correspond à peu près au niveau de la mortalité en Suède à cette date.

par régions et analysées par ces auteurs. Ils ont ainsi pu constater que pendant le XVIIIe siècle le nombre de baptêmes, et probablement aussi l'effectif de la population, s'est accru à un rythme en général plus rapide dans les régions périphériques que dans les régions intérieures, et que le taux d'accroissement le plus élevé correspondait à la Catalogne (où le taux calculé pour l'ensemble du XVIIIe est de 0.8% annuel). Les quinze premières années du XIXe ont été partout marquées par de graves crises démographiques, ces séries de baptêmes paraissant indiquer cependant que leurs effets ont été plus dévastateurs dans les régions intérieures³⁷.

Des études récentes sur l'histoire de la population des régions espagnoles au XVIIIe et au début du XIXe siècles, ont remis en question le rôle prédominant traditionnellement donné à la mortalité pour expliquer la dynamique de ces populations. Les résultats de la reconstruction de la population de la France et de l'Angleterre, ont en effet conduit les historiens à s'intéresser plus à l'étude de l'évolution à moyen terme de la nuptialité, de la fécondité, et chaque fois plus aussi, des migrations. C'est ainsi par exemple, que J. Benavente (1986) a

³⁷La reconstitution des séries de baptêmes et de décès de 45 paroisses catalanes a permis à NADAL, J. 1983 de calculer l'évolution du solde naturel entre 1787 et 1815. Les fluctuations annuelles enregistrées par ces séries sont considérables, mais le taux d'accroissement naturel annuel moyen de la période (calculé sur la population catalane recensée en 1787) est relativement élevé, aux alentours de 0.7%. PLANES, M., dans son mémoire de licence d'histoire présenté en 1985 à l'Université Autonome de Barcelone, a également reconstitué pour le XVIIIe et la première partie du XIXe siècles 10 nouvelles séries du solde naturel de paroisses catalanes de la comarque de l'Alt Emporda -à l'extrême nord-est de la Catalogne. Il a retrouvé la même évolution que celle signalée par les séries de Nadal. Entre 1720 et 1785 le taux d'accroissement annuel du nombre des baptêmes était de 0.7%, et celui du solde naturel de 0.6% entre 1787 et 1857.

avancé que la croissance plus rapide dans cette période de la Catalogne, par rapport au reste des régions, serait due à l'augmentation de la nuptialité, et que ce serait l'évolution de cette variable qui aurait traduit le mieux la croissance de la demande de travail et du niveau d'occupation générés par le développement de l'industrie textile. Pour cet auteur, l'évolution démographique catalane ressemblerait à cette époque fortement à la croissance anglaise, et la seule différence réellement significative serait que la mortalité catalane n'aurait pas diminué avant la fin du XIXe siècle.

Des études réalisées sur des paroisses galiciennes semblent montrer que son évolution était différente de celle de la Catalogne, en grande partie du fait du sort qu'a connu l'industrie textile traditionnelle de cette région. Il semble en effet que les zones où cette industrie rurale était très répandue au XVIIIe siècle et, par là, où la densité de la population était la plus forte, sont celles où s'est produite l'émigration la plus intense au début du XIXe, quand cette industrie n'a pas su faire face à l'industrie moderne catalane. En définitive, bien que la mortalité de cette région semble avoir été plus basse qu'en Catalogne, l'évolution défavorable de la nuptialité et des mouvements migratoires ont fait que sa croissance soit finalement plus faible que la catalane.

Le vrai problème de la démographie historique avant la fin du XIXe siècle est malgré tout que, sans procéder à la reconstruction de l'évolution des effectifs de la population et de sa composition par âge, il est difficile d'arriver à déceler l'importance relative de chacune des composantes de sa croissance. Signalons seulement qu'entre 1787 et 1887, la

mortalité semble avoir décliné dans les régions de la côte cantabrique, et peut-être aussi dans quelques régions méditerranéennes. Il serait important d'arriver à mesurer avec précision les gains dans l'espérance de vie à la naissance pendant ces années, car il ne faut pas oublier que pour petits qu'ils aient été, ils auraient pu avoir des effets significatifs sur la croissance étant donné le bas niveau de départ de l'espérance de vie. Entre ces deux dates, la fécondité a aussi diminué dans ces zones, du fait du déclin de la nuptialité dans la zone de la côte cantabrique et de la fécondité légitime dans le nord-est. Par contraste, les régions intérieures et du sud montrent à la fin du XIXe siècle une grande immobilité par rapport à XVIIIe.

Pour résumer les observations faites sur le graphique 15, nous dirons qu'en 1887, l'espérance de vie variait entre 28 et 42 ans selon les régions, et le taux de reproduction de 2 à 3 filles par femme. Les différences régionales de la mortalité et de la fécondité étaient donc alors d'un ordre de grandeur similaire (de 1 à 1.5). De plus, ces deux variables étaient négativement corrélées: là où l'espérance de vie était élevée, la fécondité était faible, et inversement. Cette compensation faisait que les taux de croissance intrinsèque des régions étaient relativement semblables³⁸. Cette relation inverse a été aussi observée au niveau régional en France et en Angleterre et Galles tout au long

³⁸ On doit noter cependant le cas hors norme de Madrid qui avait au XIXe siècle une fécondité très faible, et en même temps la mortalité la plus élevée de l'Espagne. Le niveau de la croissance naturelle en Catalogne était également alors très bas relativement aux autres régions, sans que la mortalité soit spécialement plus basse.

du XIXe siècle³⁹.

Au début du XXe siècle, les différences de fécondité entre régions se sont accrues, et elles sont encore en 1930, quoique dans une moindre mesure qu'en 1887, compensées par celles de la mortalité. En 1960 et 1980, cette compensation a disparu, les différences de mortalité entre régions étant désormais insignifiantes par rapport à celles de la fécondité.

En conclusion, la fécondité et la mortalité semblent se compenser et diminuer au même rythme jusqu'à 1930 environ, assurant une croissance naturelle semblable dans les régions espagnoles. Par contre, après cette date, les différences dans la croissance intrinsèque des régions deviennent considérables, causées surtout par les disparités dans la fécondité.

³⁹ Essayant de mesurer la contribution de quelques facteurs aux différences de mortalité des départements français au XIXe siècle, E. Van de Walle découvre que: "la relation la plus frappante relevée par les corrélations départementales est l'association négative entre l'espérance de vie et la natalité. C'est dans les départements où la fécondité générale est basse que l'espérance de vie est haute, et vice-versa, cela depuis le début du siècle. Les coefficients de corrélation atteignent -0.7 durant toute la première moitié du siècle" VAN DE WALLE, E. 1973. Pour l'Angleterre et Galles, voir les observations similaires de FRIEDLANDER, D. et alii, 1985.

CHAPITRE 4.- L'EVOLUTION DES MOUVEMENTS MIGRATOIRES ET DE LA CROISSANCE TOTALE DES REGIONS ESPAGNOLES

4.1.- Les courbes régionales de la croissance totale et de ses composantes

Les disparités régionales dans la croissance démographique espagnole ont augmenté considérablement depuis le milieu du XIXe siècle, et d'une façon que l'on pourrait qualifier d'explosive pendant les années 1950 à 1970. Les valeurs aussi extrêmes qu'ont enregistré les taux de croissance des régions pendant ces deux dernières décennies contrastent avec le différentiel de croissance relativement faible observé pendant les années 1930 et 1940.

La table 14 où sont présentés les taux d'accroissement total des régions, leur moyenne et leur coefficient de variation, pendant les périodes intercensales successives comprises entre 1787 et 1981, sert pour illustrer notre commentaire¹. Les tables 15 et 16 présentent de la même façon les taux d'accroissement naturel et migratoire, mais cette fois seulement pour les années comprises entre 1877 et 1970. Etant donnée la mauvaise qualité des statistiques du mouvement naturel jusqu'au début du XXe siècle, nous étudierons dans la suite les comportements migratoires régionaux pendant cette première période à partir d'une source alternative .

Si on s'en tient pour l'instant à ces tables, on constate

¹ Pour faciliter la comparaison avec la première période de ce tableau, indiquons que le coefficient de variation pour l'ensemble de la période de durée similaire 1858 à 1930 est de 0.56, c'est à dire le double de celui de la période 1787-1857.

Tableau 14. Taux d'accroissement total de la population des régions, 1787-1991

Régions	Périodes intercensales													
	1787-1857 ⁴	1858-77	1878-87	1888-1900	1901-10	1911-20	1921-30	1931-50	1951-60	1961-70	1971-81			
1 Galicie	0.40	0.19	0.25	0.34	0.41	0.29	0.49	0.78	0.00	-0.07	0.34			
2 Asturias	0.59	0.46	0.33	0.40	0.39	0.32	0.63	0.57	1.03	0.55	0.76			
3 Castilla León	0.41	0.11	0.59	0.15	0.26	-0.11	0.58	0.73	-0.05	-0.81	-0.13			
4 Cantabrie		0.45	0.38	0.94	0.94	0.94	0.79	1.06	0.53	0.73	0.93			
5 Rioja		0.02	0.40	0.33	-0.06	0.25	0.55	0.60	0.00	0.25	0.75			
6 País Vasco	0.42	0.42	1.25	1.30	1.11	1.30	1.52	0.87	2.60	3.20	1.30			
7 Navarre	0.38	0.11	0.00	0.09	0.15	0.55	0.47	0.51	0.49	1.44	0.90			
8 Aragón	0.49	0.08	0.19	0.00	0.43	0.46	0.34	0.29	0.10	0.42	0.77			
9 Catalogne	0.89	0.29	0.51	0.50	0.59	1.18	1.76	0.75	1.94	2.70	1.50			
10 Balears	0.55	0.46	0.79	-0.02	0.45	0.39	0.76	0.72	0.49	2.33	1.60			
11 Valencie	0.67	0.48	0.60	0.65	0.71	0.24	0.83	0.98	0.73	2.16	1.70			
12 Andalousie	0.67	0.54	0.44	0.28	0.70	0.97	0.96	0.98	0.50	0.13	0.73			
13 Extrémadure	0.76	0.22	1.06	0.55	1.17	0.62	0.89	0.85	0.10	-1.34	-0.71			
14 Castille la Manche	0.47	0.19	0.57	0.35	1.04	0.69	1.05	0.53	-0.27	-1.45	-0.34			
15 Madrid		1.09	1.40	0.98	1.26	1.26	1.97	2.63	1.67	3.07	3.92	2.11		
16 Murcie	0.83	0.83	0.85	1.26	0.62	0.38	0.11	0.80	0.56	0.39	1.27			
17 Canaries	0.46	0.89	0.37	1.60	2.16	0.30	1.95	1.80	1.76	2.17	1.55			
ESPAGNE	0.56	0.35	0.54	0.45	0.69	0.67	1.01	0.26	0.34	1.34	1.54			
taux moyen	0.55	0.40	0.59	0.57	0.75	0.65	0.98	0.82	0.81	0.95	0.90			
écart-type	0.15	0.30	0.37	0.47	0.50	0.48	0.63	0.38	0.95	1.56	0.74			
coef. de variation	0.27	0.74	0.62	0.82	0.67	0.74	0.65	0.46	1.17	1.63	0.82			

Notes: (1) calculé pour les 14 régions historiques de 1787; le taux est calculé sur la population de début de période.

Sources: d'après les données de ~~Blay~~ ⁵³.

Tableau 15. Taux d'accroissement naturel des régions, 1877-1970

Régions	Périodes intercensales							
	1878-87	1888-1900	1901-10	1911-20	1921-30	1931-50	1951-60	1961-70
1 Galicia	0.33	0.61	1.03	0.66	0.95	0.97	0.97	0.76
2 Asturias	0.35	0.58	1.07	0.67	1.06	0.52	1.06	0.36
3 Castilla León	0.73	0.53	1.06	0.71	1.18	1.06	1.04	0.88
4 Cantabria	0.59	0.89	1.46	1.19	1.42	0.85	1.28	1.10
5 Rioja	0.26	0.42	1.00	0.73	1.14	0.82	0.92	0.78
6 País Vasco	0.73	0.82	1.20	1.02	1.21	0.68	1.32	1.58
7 Navarre	0.62	0.57	1.00	0.94	1.09	0.88	1.02	1.04
8 Aragón	0.41	0.40	0.85	0.61	0.92	0.44	0.69	0.73
9 Cataluña	0.31	0.26	0.42	0.16	0.49	0.20	0.61	1.08
10 Balears	0.75	0.58	0.88	0.60	0.62	0.40	0.43	0.83
11 Valencia	0.55	0.92	0.96	0.46	0.72	0.68	0.41	1.06
12 Andalous	0.32	0.35	0.93	0.71	1.20	1.12	1.49	1.54
13 Extremadura	0.74	0.59	1.16	0.76	1.15	1.05	1.35	1.14
14 Castilla la Mancha	0.61	0.53	1.07	0.93	1.38	0.98	1.17	1.02
15 Madrid	-0.09	0.03	0.38	0.33	0.80	0.49	1.21	1.61
16 Murcie	0.28	0.60	0.78	0.45	1.35	1.21	1.47	1.63
17 Canarias	1.18	0.97	1.16	0.91	1.23	1.82	1.83	1.99
ESPAGNE	0.46	0.52	0.92	0.63	1.02	0.84	1.08	1.21
taux moyen	0.51	0.57	0.97	0.70	1.05	0.83	1.07	1.15
écart-type	0.28	0.24	0.26	0.25	0.26	0.37	0.38	0.36
coef. de variation	0.54	0.41	0.26	0.36	0.25	0.45	0.35	0.32

Note: le taux est calculé sur la population de début de période.

Sources: d'après les données du mouvement naturel.

Tableau A6. Taux d'accroissement migratoire des régions, 1877-1970

Régions	Périodes intercensales							
	1878-97	1888-1900	1901-10	1911-20	1921-30	1931-50	1951-60	1961-70
1 Galicie	-0.08	-0.27	-0.62	-0.37	-0.46	-0.19	-0.57	-0.82
2 Asturias	-0.02	-0.18	-0.18	0.15	-0.63	0.05	0.02	-0.31
3 Castilla León	-0.14	-0.38	-0.78	-0.82	-0.60	-0.33	-1.05	-1.70
4 Cantabria	-0.21	0.05	-0.52	-0.40	-0.36	-0.32	-0.63	-0.32
5 Rioja	0.14	-0.09	-1.06	-0.48	-0.59	-0.22	-0.92	-0.53
6 País Vasco	0.52	0.68	-0.09	0.23	0.31	0.19	1.28	1.62
7 Navarra	-0.62	-0.48	-0.85	-0.39	-0.62	-0.37	-0.53	0.42
8 Aragón	-0.22	-0.40	-0.42	-0.15	-0.58	-0.15	-0.59	-0.31
9 Cataluña	0.20	0.24	0.17	1.02	1.27	0.55	1.33	1.62
10 Balears	0.04	-0.60	-0.43	-0.21	0.14	0.32	0.06	1.50
11 Valencia	0.05	-0.27	-0.27	-0.22	0.11	0.30	0.32	1.10
12 Andalucía	0.12	-0.07	-0.23	0.26	-0.24	-0.14	-0.99	-1.41
13 Extremadura	0.32	-0.04	0.01	-0.14	-0.26	-0.20	-1.25	-2.98
14 Castilla la Mancha	-0.04	-0.18	-0.03	-0.24	-0.33	-0.45	-1.44	-2.17
15 Madrid	1.49	0.95	0.88	1.64	1.83	1.18	1.86	2.21
16 Murcie	0.57	0.66	-0.16	-0.07	-1.24	-0.41	-0.91	-1.24
17 Canarias	-0.81	0.63	1.00	-0.61	0.72	-0.02	-0.07	0.18
ESPAGNE	0.08	-0.07	-0.23	0.04	-0.01	0.02	-0.24	-0.15
taux moyen	0.06	0.00	-0.21	-0.04	-0.08	-0.01	-0.26	-0.20
écart-type	0.49	0.43	0.53	0.58	0.74	0.41	0.94	1.45
coef. de variation	6.34	146.25	-2.50	-13.22	-9.42	-32.91	-3.62	-7.15

Note: le taux est calculé sur la population de début de période.

Sources: calculé d'après les données des tableaux et .

que la variabilité dans les taux de croissance naturelle est très inférieure à celle des taux de croissance migratoire, et que ces derniers sont le facteur principal de la divergence croissante dans l'accroissement total des régions. Cela apparaît plus clairement dans la série des graphiques 16a à 16h où l'on a représenté pour chaque période les taux d'accroissement total des régions en fonction de ses deux composantes.

Le mode de construction de ces graphiques met en évidence que la période 1931-1950 est la seule pour laquelle la croissance totale s'est vue plus déterminée par la croissance naturelle. En effet, dans les années de la grande dépression, de la guerre civile et de l'après guerre, les mouvements migratoires se sont réduits en même temps qu'augmentait la disparité dans la croissance naturelle des régions.

On peut noter aussi que, mis à part l'intervalle 1930-50, les mouvements migratoires affectent chaque fois un nombre plus grand de régions, et de façon chaque fois plus intense.

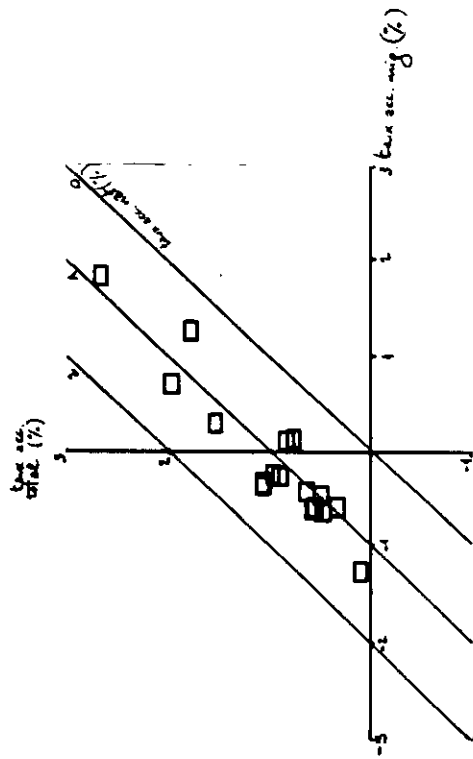
Une autre remarque à faire est que la croissance naturelle des régions se maintient dans des intervalles relativement étroits, cela pouvant s'expliquer jusqu'à 1930 environ par la relation inverse existant entre les espérances de vie et les taux brut de reproduction régionaux, relation que nous avons signalée dans le chapitre précédent. Par contre après 1950, quand cette relation disparaît, ce sont les effets de structure par âge de la population qui compensent les différentiels régionaux dans la croissance intrinsèque.

Si on réorganise maintenant l'information contenue dans ces graphiques, de façon à voir l'évolution dans le temps de la

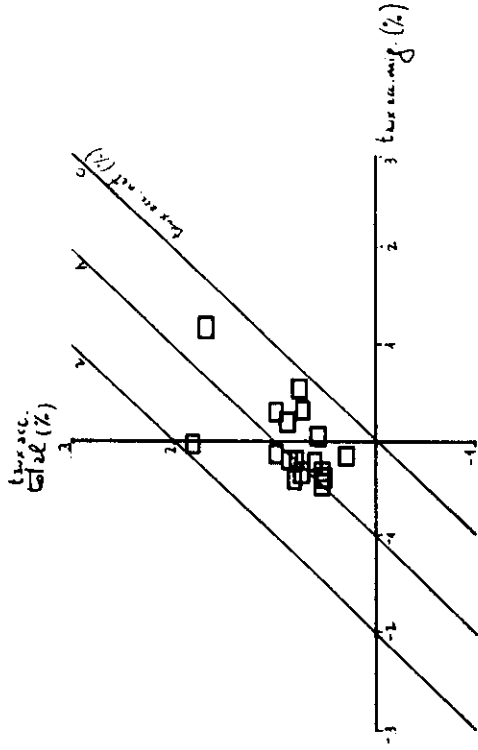
Graphiques 16 a à 16 h. Taux d'accroissement naturel, total et migratoire des régions espagnoles durant les périodes intercensales comprises entre 1877 et 1970

Sources: données des tableaux 14, 15 et 16.

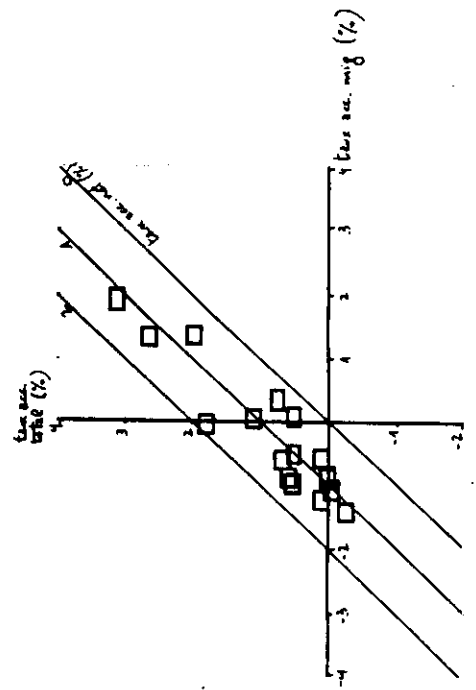
16 e. Période 1921-30



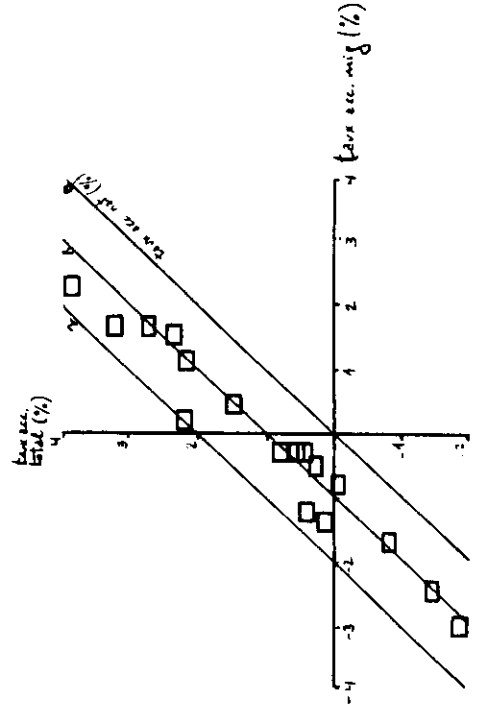
16 f. Période 1931-50



16 g. Période 1951-60



16 h. Période 1961-70



croissance totale et migratoire pour chaque région (cf graphiques 17a et 17b), on observe que:

- avant 1930, les régions les plus fortement affectées par les migrations, et par là celles qui ont eu les taux de croissance les plus extrêmes, appartiennent toutes à la moitié nord de la péninsule;

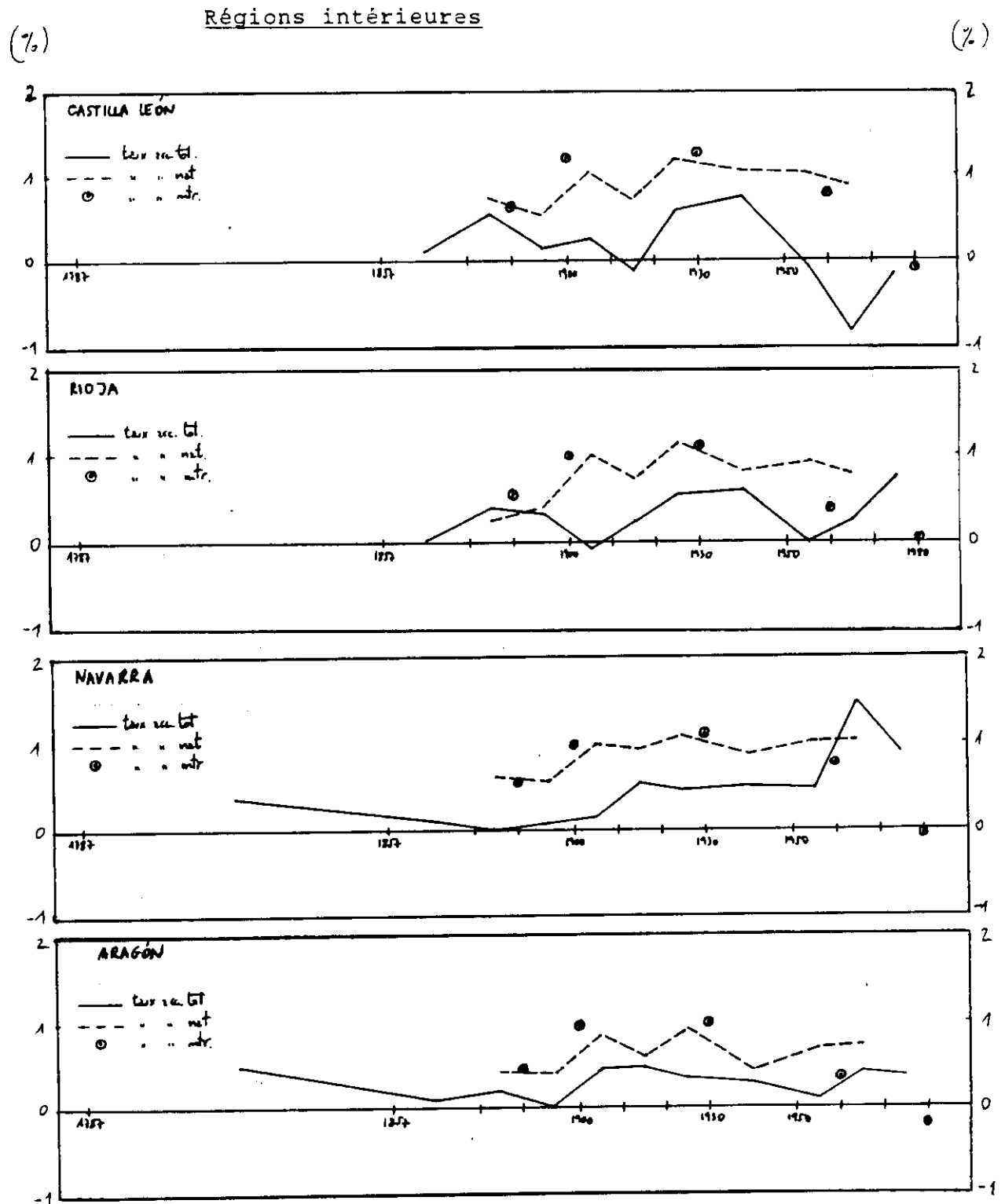
- après 1950, les régions du sud de la péninsule deviennent à leur tour fortement émigratoires et leur croissance diminue très significativement, et se fait même négative.

On remarque de plus que la grande majorité des régions de la moitié nord sont émigratoires pendant toute la période, et les seules régions qui reçoivent un fort apport immigratoire au XIXe et XXe siècles sont Madrid, la Catalogne et le Pays Basque.

Sans entrer plus dans le détail de ces courbes, nous allons nous occuper maintenant d'éprouver et de préciser l'observation précédente sur la notablement plus grande mobilité de la population de la moitié nord de la péninsule avant 1930.

Graphique 17. Courbes de taux d'accroissement total et naturel des régions espagnoles au XIXe et au XXe siècles

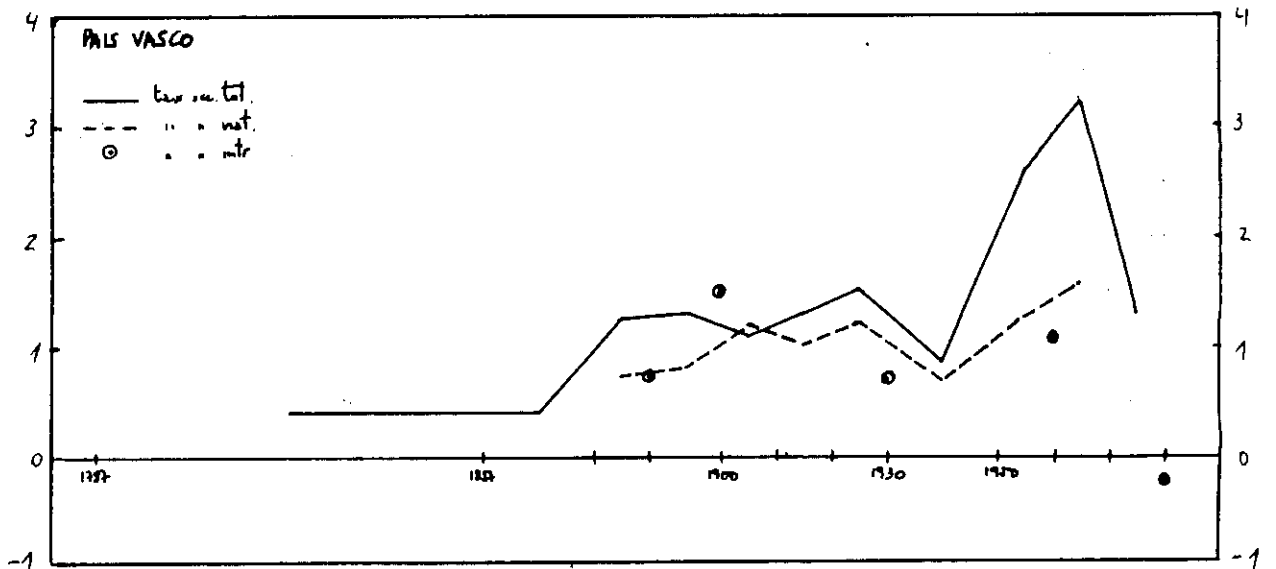
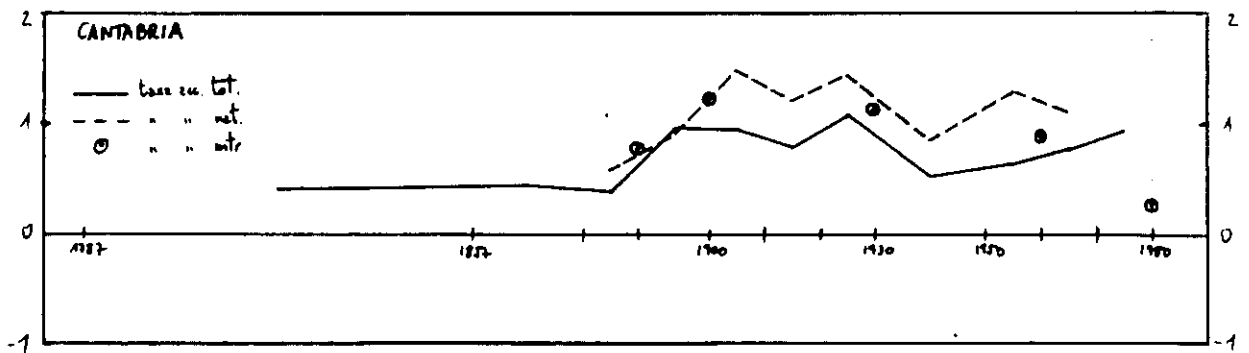
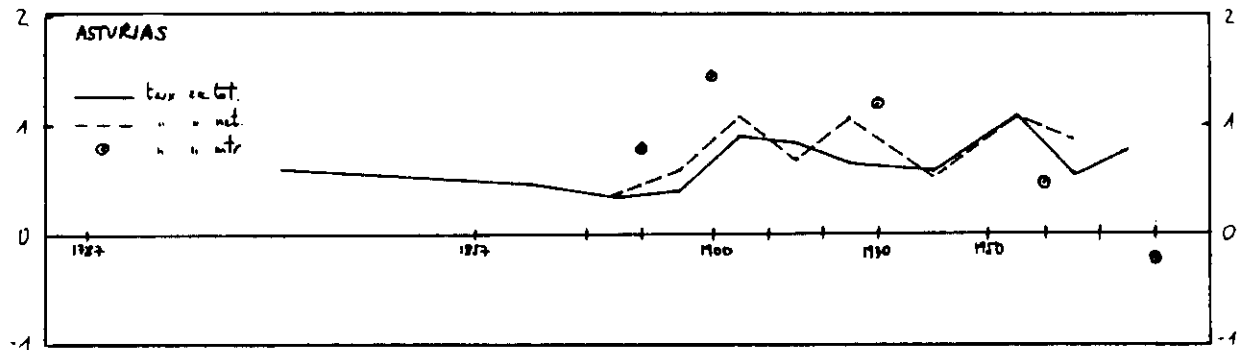
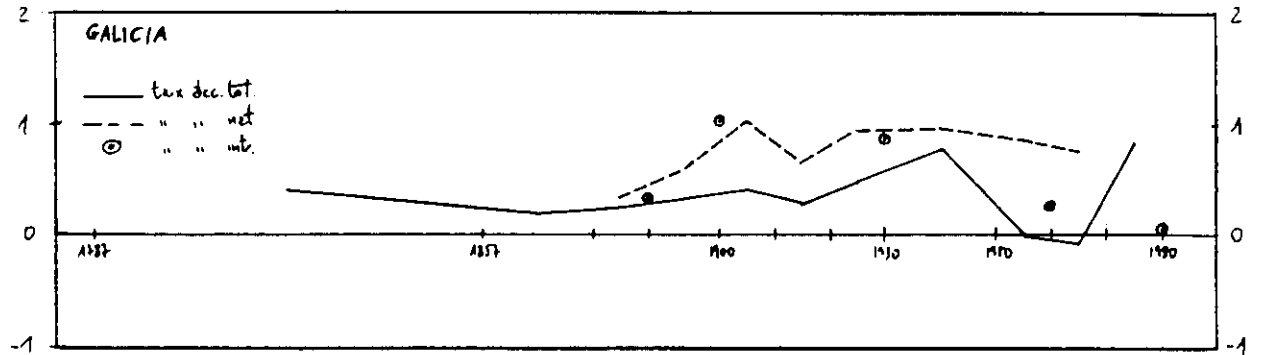
Graphique 17a. Régions de la moitié nord



Régions du littoral atlantique

(%)

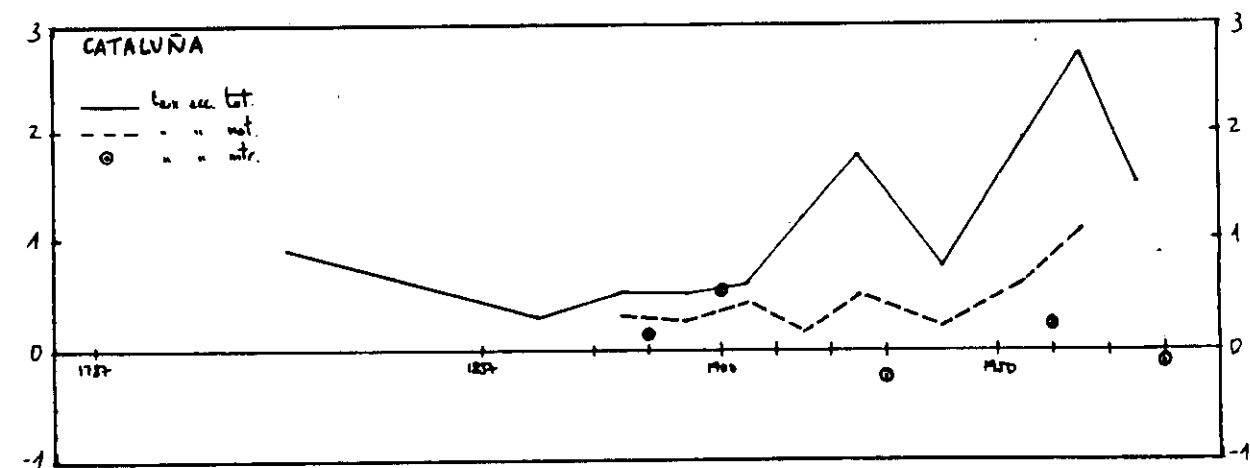
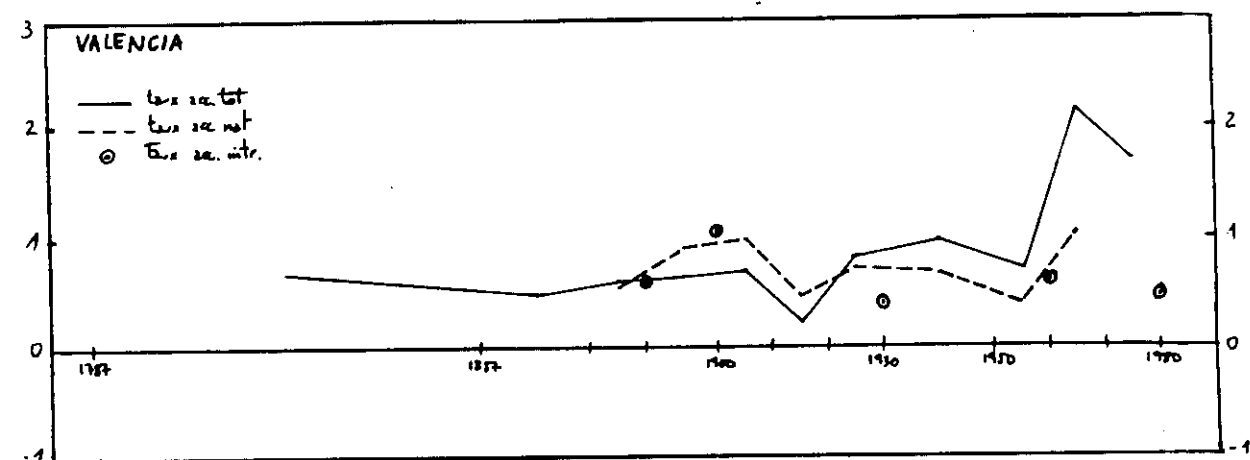
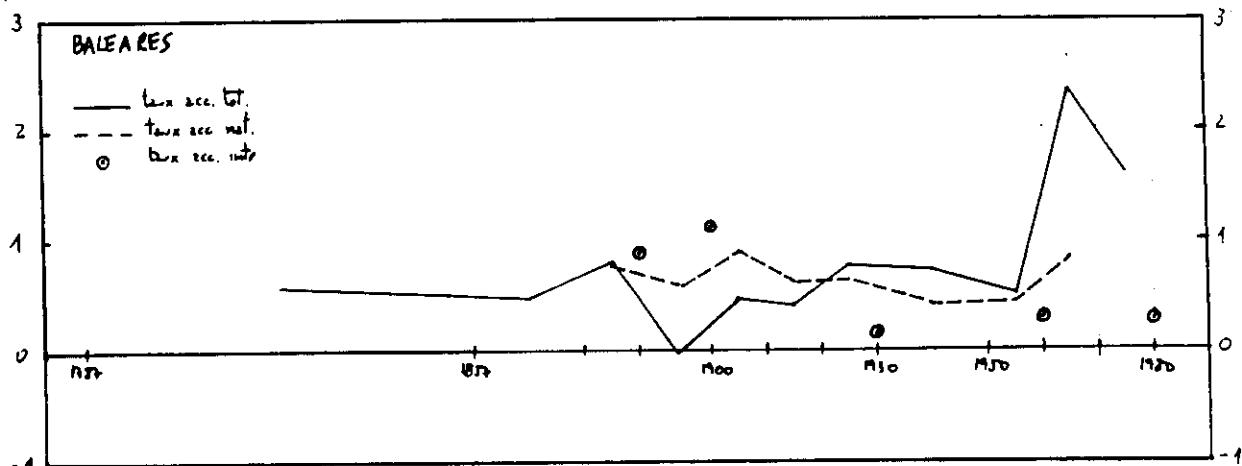
(%)



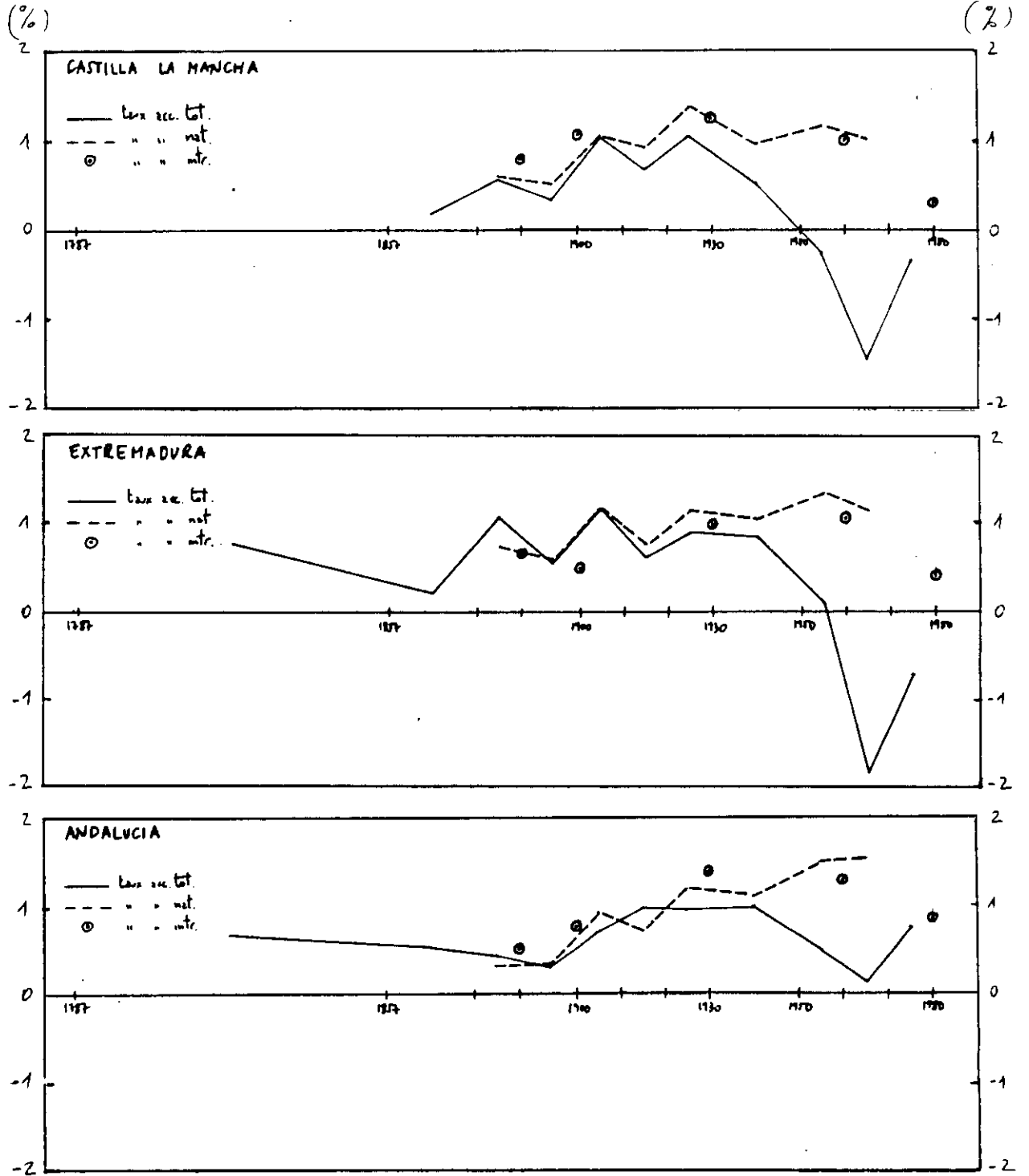
Régions du littoral méditerranéen

(%)

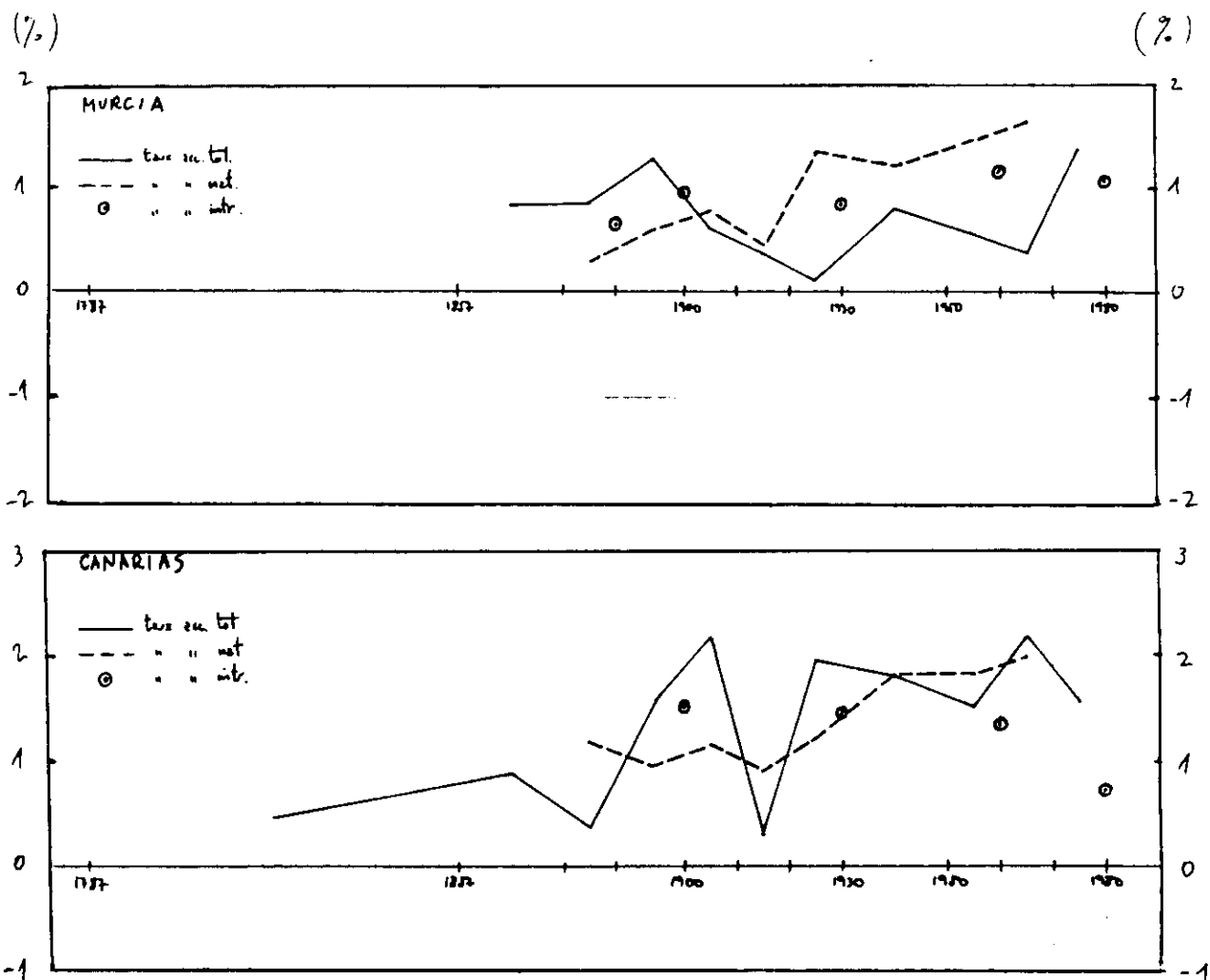
(%)



Graphique 17b. Régions de la moitié sud



Régions de la moitié sud (suite)



Sources: données des tableaux 14, 15 et tableau 12 en annexe.

4.2.- Etude des comportements migratoires pendant la fin du XIXe siècle et les premières décennies du XXe

Dans la section antérieure, nous avons essayé d'évaluer le poids de la composante migratoire dans l'évolution de la croissance des régions espagnoles pendant les cent dernières années. Les résultats auxquels nous sommes arrivés ne sont pas exempts de critiques, en particulier sur l'unité géographique que nous avons adopté et sur la méthode des soldes dont les résultats peuvent être sujets à caution étant donnée les problèmes de fiabilité très sérieux que présentent les statistiques du mouvement naturel jusqu'au second quart du XXe siècle. Plus concrètement, on peut juger que les régions sont des unités géographiques parfois trop grandes pour analyser les mouvements migratoires à cette époque, ceux-ci pouvant se produire à l'intérieur des régions et, d'autre part, on peut mettre en question nos résultats étant donnée la marge d'erreur plus importante qui affecte les estimations des soldes migratoires dans la première partie de la période.

Pour faire face à ces deux objections et afin de pouvoir étudier plus en détail les comportements migratoires régionaux à la fin du XIXe et au début du XXe siècle, nous avons cherché un procédé pour estimer l'intensité des migrations sans recourir aux statistiques du mouvement naturel. Nous avons utilisé pour cela une tabulation du recensement de 1920 qui est le premier à présenter une classification des résidents selon la province de naissance. Cette table permet d'étudier l'intensité et la direction des mouvements migratoires interprovinciaux ainsi que, par une méthode indirecte expliquée à l'annexe IV, d'évaluer le nombre d'espagnols résidants à cette date à l'étranger, classés

par province de naissance. L'estimation d'un total de 1.7 millions d'Espagnols résidants à l'étranger en 1920 à laquelle nous parvenons par notre méthode indirecte, correspond au chiffre que l'on obtient en sommant les Espagnols recensés par les principaux pays d'accueil à cette époque. Cette estimation nous permet de compléter la table du recensement de 1920 et de disposer maintenant d'une classification de la population selon sa province de naissance et son lieu de résidence à cette date: dans la même province, dans une autre province ou bien encore à l'étranger. Cette nouvelle table nous a permis de calculer deux indices:

- la proportion de la population native de chaque province qui réside dans sa province de naissance; le complément à 1 de cette proportion donne l'intensité de l'émigration dans chaque province dans les décennies qui ont précédées le recensement de 1920;

- le rapport entre la population résidante et la population native de la province, quelque soit pour cette dernière son lieu de résidence en 1920; ce chiffre indique dans quelle mesure l'immigration aura compensé les vides laissés par les natifs qui ont émigré.

Le premier indice, représenté à la carte 41, permet de tracer une ligne horizontale nette passant en dessous de Madrid et qui divise l'Espagne en une moitié septentrionale où la mobilité géographique de la population est beaucoup plus grande que celle de la moitié méridionale. Les provinces qui en 1920 conservent seulement moins de 80% de leur population native appartiennent presque toutes à la moitié nord du pays; au sud du pays, on trouve seulement les cas isolés de Almería et des

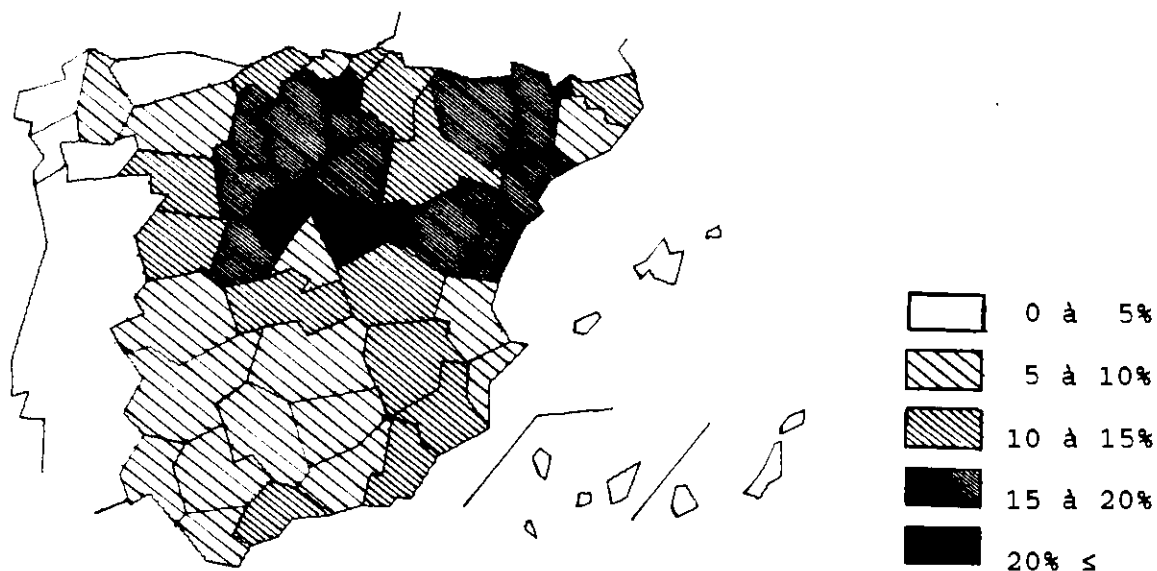
Canaries. Le contraste est important avec les provinces de l'Estrémadure et de l'intérieur de l'Andalousie qui retenaient alors plus de 90% de leur population native. Ces données confirment donc et amplifient l'impression laissée par l'examen des soldes migratoires: à l'exception des provinces du sud-est, la moitié méridionale de la péninsule a retenu plus sa population sur place que la moitié nord dont la mobilité a été significativement plus forte dans les décennies qui précèdent le recensement de 1920.

Le second indice, présenté à la carte 42, fait ressortir les principales zones d'attraction, essentiellement les provinces où se trouvent les villes de Madrid, Barcelone et Bilbao. C'est dans ces seules provinces que le rapport des résidents aux natifs (présents ou non dans la province) était nettement supérieur à 100, respectivement de 144, 129 et 112 pour 100. On constate aussi que le contraste nord-sud trouvé sur la carte précédente sort encore renforcé, ce qui indique qu'il est probable que les mouvements migratoires moins fréquents des méridionaux restaient de plus confinés à cette zone.

En complément à l'analyse précédente, les cartes 43 et 44 présentent pour chaque province les proportions de la population native qui en 1920 réside hors de celle-ci: dans une autre province de l'Espagne (carte 43), et à l'étranger (carte 44). On remarque que les provinces les plus intérieures de la moitié nord du pays avaient plus de 15% de leur population résidant dans d'autres provinces espagnoles, fondamentalement Madrid et Vizcaya. On retrouve les mêmes proportions au nord-est, mais cette fois-ci la province d'accueil était surtout Barcelone. Cette proportion est par contre remarquablement faible dans les

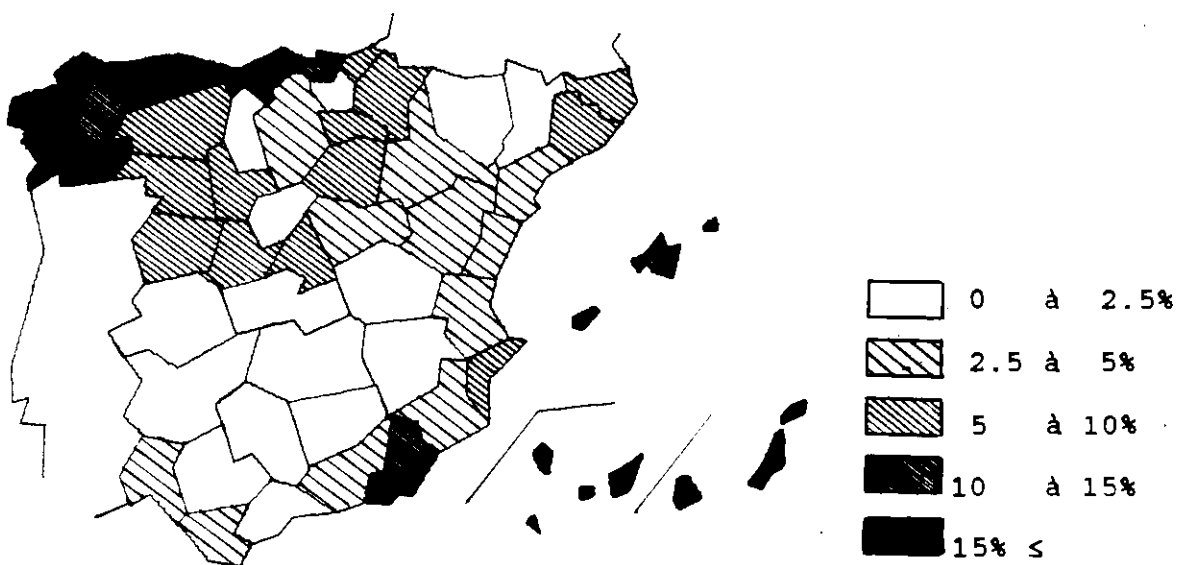
CARTES 41 ET 42: VOIR AU VERSO

Carte 43 . Pourcentage de la population née dans la province qui réside dans une autre province, en 1920



Source: colonne (8') du tableau 30bis *encre*.

Carte 44 . Pourcentage de la population née dans la province qui réside à l'étranger, en 1920



Source: colonne (5') du tableau 30bis *encre*.

autres zones fortement émigratoires du pays (le nord-ouest, les îles Baléares et les îles Canaries) car la destination privilégiée des émigrants de ces zones était alors l'étranger. En effet, comme on peut le voir à la carte 44, nous avons estimé qu'en 1920 plus de 10%, voire 15%, de la population de ces zones résidait hors du pays.

L'émigration vers l'étranger était donc alors un phénomène très localisé. L'émigration vers l'Amérique affectait surtout la Galice, la côte cantabrique, et les Canaries, alors que les Baléares et les provinces du sud-est émigraient plutôt vers l'Algérie et la France.

On remarque également que les zones d'attraction des grandes agglomérations urbaines, telles que Madrid, Barcelone et Bilbao, étaient encore réduites en 1920, affectant très peu le nord-ouest, les îles et la moitié méridionale de la péninsule. Il faut d'ailleurs insister sur la faible mobilité géographique de la population dans la moitié sud. On note ainsi que, à distance égale de Madrid, les provinces de la meseta sud ont répondu beaucoup moins aux facteurs d'attraction que celles de la meseta nord.

Les caractéristiques des courants migratoires qui affectent les régions de la moitié nord de la péninsule sont, sous de nombreux aspects, de nature différente. Les migrations vers les zones urbaines et industrielles ont un caractère définitif et participent d'une transformation des zones concernées, car elles créent un marché du travail et permettent une mobilité sociale. Cela contribue à la croissance urbaine et industrielle en même temps qu'accélère les changements dans l'agriculture et les secteurs traditionnels de l'économie. Par contre, l'émigration

outrémer se produisait à cette époque avec l'espérance du retour, et elle était de nature saisonnière ou temporaire, quoique dans bien des cas elle devenait définitive.

Nous voudrions insister sur ce dernier aspect, car on oublie souvent que les caractéristiques de l'émigration européenne vers l'Amérique ont changé au cours du XIXe siècle. Selon D. Baines (1985), deux facteurs auraient contribué en particulier à faire s'accroître le nombre de personnes prédisposées à une émigration temporaire par rapport à ceux qui partaient normalement en famille pour s'installer de façon définitive: le développement des transports qui ont réduit le coût financier et émotionnel du voyage et la disparition des possibilités du colonat dans l'agriculture outremer. C'est ainsi que, à la fin du XIXe siècle, quand l'émigration des pays du sud et de l'est de l'Europe devient très importante, elle est souvent le fait d'individus seuls, majoritairement des hommes jeunes, et dont une proportion croissante retourne². Les caractéristiques de cette émigration aident à expliquer sa forte concentration régionale observée en Europe, mais aussi en Espagne. En effet, cette émigration génère des flux de retour, d'argent et d'information qui aident à entretenir le processus migratoire et qui contribue à la formation d'une chaîne émigratoire. Dans ce sens, l'argumentation de Baines pour les régions anglaises nous paraît juste:

"il est improbable qu'il y ait beaucoup d'endroits dans le pays où l'on ignorait totalement l'émigration. Il est plus probable que certains groupes de la population n'avaient qu'une vague notion de l'émigration alors que d'autres avaient une connaissance beaucoup plus détaillée et précise

²C'est une caractéristique que l'on retrouve dans la majorité des pays émigratoires de l'époque, voir BAINES, D. 1985.

des gains qu'il pourraient en tirer."³

Cependant ce type de remarques ne suffit pas pour expliquer les différences dans la propension à émigrer des régions espagnoles à cette époque. Sans prétendre épuiser le sujet, ce que nous allons suggérer dans la section suivante est que, également confrontées aux mêmes urgences économiques, certaines sociétés offrent des conditions plus propices à ce type de processus migratoires et en quelque sorte sont plus capables de les intégrer dans les mécanismes mêmes de leur reproduction.

³"It is unlikely that there were many parts of the country that were totally ignorant of emigration. It is more likely that some people had a vague notion of emigration while others had a much more detailed and sophisticated understanding of the benefits they could gain from it." BAINES, D. 1985, p.176.

4.3.- Les mouvements migratoires dans le processus de transition des régions septentrionales de l'Espagne

Les courants migratoires qui affectent les régions de la moitié nord de la péninsule se partagent entre les migrations vers les centres urbains et industriels du pays et vers l'outremer. L'étude des effets qu'ont pu avoir ces différents courants migratoires sur les comportements démographiques des régions affectées est un sujet très vaste. Nous nous limiterons ici à examiner certains effets immédiats qu'a eu l'émigration outremer -qui se produisait pour beaucoup avec l'intention du retour- sur la fécondité des populations de départ, et plus particulièrement sur leur nuptialité. Nous croyons en effet que l'observation suivante de C. Bretell est extrapolable à la frange nord de l'Espagne:

"l'émigration du nord-ouest du Portugal a eu probablement des effets limitatifs non seulement sur la nuptialité, en soustrayant un bon nombre d'hommes du marché matrimonial (et par là en augmentant la proportion de femmes célibataires), mais aussi sur la fécondité des mariages, du fait des absences occasionnelles ou même permanentes des hommes mariés. Bien qu'il ne s'agissait pas là d'une méthode délibérée de limitation de la descendance ou de contrôle de la population, au niveau global l'émigration avait précisément cet effet."⁴

D'une part, comme on peut le voir dans le tableau 58 en annexe, les rapport des effectifs des femmes mariées aux hommes mariés dans ces régions de l'Espagne atteignent entre 1887 et

⁴"Emigration from northwestern Portugal probably had the convenient effect not only of limiting nuptiality, by eliminating a sizable proportion of men of marriageable age from the marriage pool (thereby increasing the population of spinster women), but also of limiting marital fertility through the occasional or even permanent absence of married men. Although perhaps not a conscious or deliberate method of family limitation or population control, at an aggregate level emigration had precisely this effect." BRETELL, C.B. 1986, p. 183.

1930 des valeurs qui peuvent arriver à 121 pour 100, ce qui illustre bien l'importance alors de ce phénomène⁵. D'autre part, comme nous avons vu dans le chapitre 2, bien que la nuptialité a décliné dans toutes les régions espagnoles à la fin du XIXe siècle et jusqu'aux années 1930, ce déclin a commencé avant et a été plus intense dans les régions de la frange cantabrique et atlantique de la péninsule. Rappelons que les niveaux atteints par la nuptialité dans ces régions étaient très faible à la fin du XIXe siècle, même par rapport aux pays du nord de l'Europe. Dans les lignes qui suivent, nous analyserons de façon plus détaillée les variations régionales de la nuptialité. Nous essaierons de montrer alors la liaison existante entre l'émigration et la forte fluctuation de la nuptialité qui se produisit dans la frange nord. Nous verrons ainsi que l'explication de ces phénomènes doit tenir compte de cette liaison et ne peut pas se limiter à la recherche des déterminants pour chacune des variables prises séparément.

Les indices du comportement de la nuptialité

Pour ce que nous savons des comportements nuptiaux des générations féminines des différents pays européens nées après 1840, il existe un rapport étroit entre les variations dans les indices du calendrier et de l'intensité finale (cf section 2.1.1). En Espagne, par exemple, l'âge au mariage et la proportion du célibat définitif ont augmenté dans les générations

⁵Une observation de même type a été faite par VAN DE WALLE, F. 1975, en étudiant les conséquences de l'émigration masculine sur la fécondité de populations alpines.

de 1860 jusqu'à celles nées dans les années 1910. Ces deux indices ont aussi diminué de pair à partir des générations nées en 1920 jusqu'à celles de 1940.

Nous allons voir maintenant comment les différences régionales de l'indice de nuptialité, I_m , rendent compte de celles existant dans le calendrier et l'intensité de la nuptialité. Pour cela nous utiliserons ici comme indice du calendrier la proportion de célibat à 21-25 ans et comme indice de l'intensité, cette proportion à 46-50 ans⁶. La corrélation entre ces deux indices pour un même recensement était forte à la fin du XIXe siècle, se maintenant élevée jusqu'à 1930, c'est à dire que dans les provinces où la nuptialité était précoce elle était aussi intense, et inversement (voir table 17). Une preuve que le niveau de cette corrélation était alors exceptionnelle est qu'elle atteignait des niveaux comparables à la plus forte corrélation observée entre ces deux indices pour un même groupe de générations⁷. L'intensité et le calendrier de la nuptialité du moment allaient donc dans le même sens de 1887 à 1930, ce qui aide à expliquer en partie les fortes différences régionales de l'indice de nuptialité I_m à cet époque. Mais celles-ci sont dues aussi au fait que la nuptialité avait alors des niveaux extrêmes dans certaines régions. On peut voir en effet, aux cartes 45 et 46, que les proportions de célibataires à 21-25 ans vont du simple au double, et celles à 46-50 ans varient entre des valeurs inférieures à 5% dans un cinquième des provinces à plus de 20%

⁶Nous justifions le choix de ces indices à l'annexe II.1.

⁷Calculée en rapprochant la proportion de célibataires à 21-25 ans pour un recensement à la proportion à 46-50 ans vingt ans plus tard.

Table 17. Coefficients de corrélation entre les proportions de femmes célibataires à 21-25 ans et 46-50 ans par provinces, pour différentes dates, 1787-1981

% célib. 46-50 ans	1787	1887	1900	1910	1920	1930	1960	1970	1981
% célib. 21-25 ans									
1787	.079 ¹								
1887		.834		.878					
1900			.781		.831	.849			
1910				.663		.774			
1920					.659				
1930						.631	.749		
1960							.025		.402
1970								-.080	
1981									.331

Notes: (1) proportion de femmes célibataires à 16-24 et 40-49 ans dans les 33 divisions territoriales de l'époque.

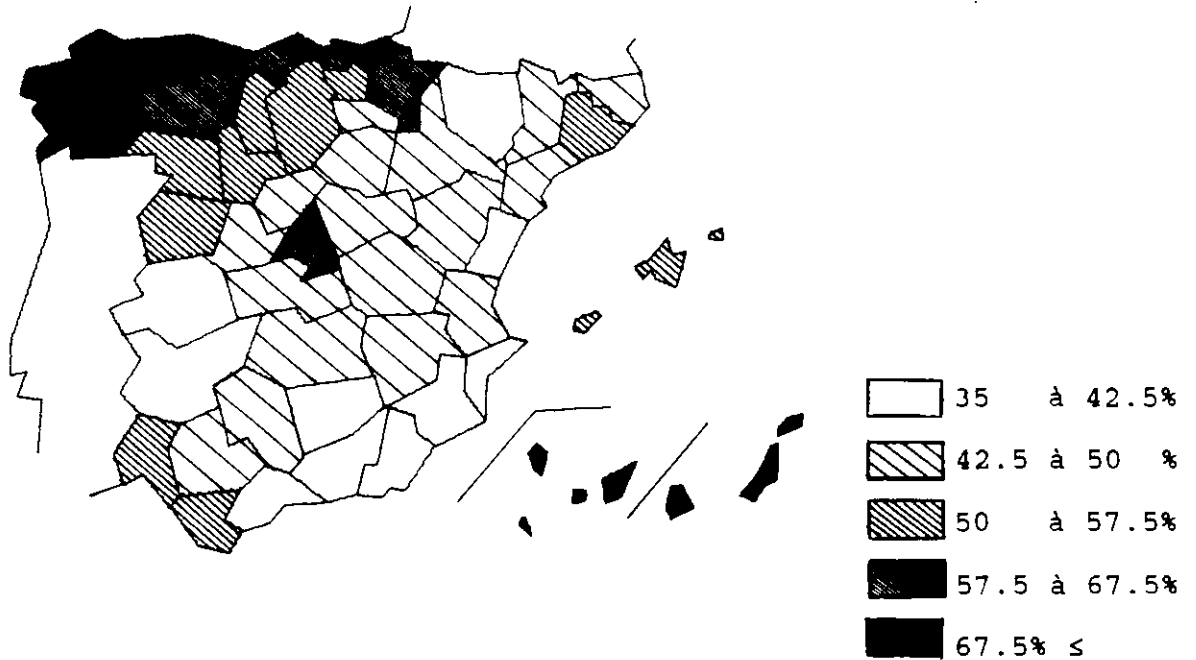
Sources: calculé d'après les données des tableaux 67, 68 et 69.

dans cinq provinces de l'extrême nord-ouest. On peut voir aussi sur ces cartes que la nuptialité tardive et peu intense est un phénomène très localisé géographiquement qui coïncide étroitement avec les zones d'émigration à l'étranger (voir carte 44). Il nous semble donc intéressant d'examiner d'un peu plus près les liaisons existantes entre ces deux phénomènes.

L'émigration, un facteur des variations et des différences régionales de la nuptialité

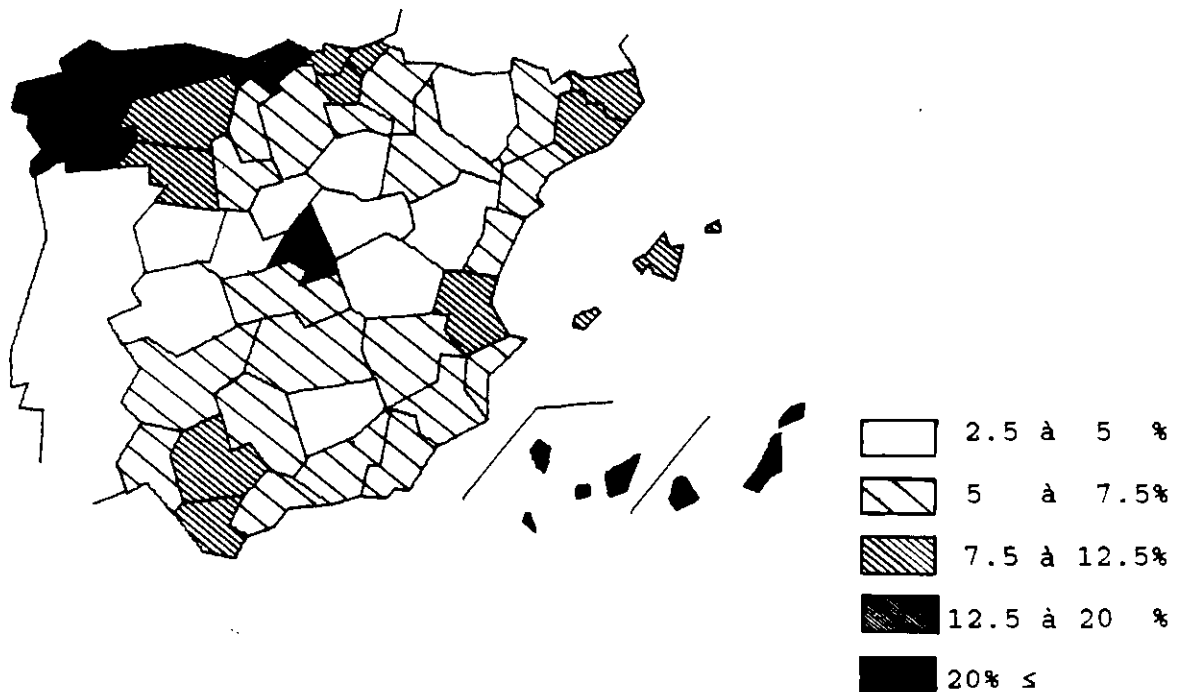
Pendant la période qui nous occupe, et comme nous l'avons vu précédemment, l'émigration outremer était très sélective selon le sexe et l'âge, les migrants étant majoritairement des hommes jeunes qui envisageaient leur départ et la recherche de travail à l'étranger comme un investissement dans la perspective du retour

Carte 45. Proportion de femmes célibataires à 21-25 ans, en 1887



Sources: données du tableau 68.

Carte 46. Proportion de femmes célibataires à 46-50 ans, en 1887



Sources: données du tableau 69.

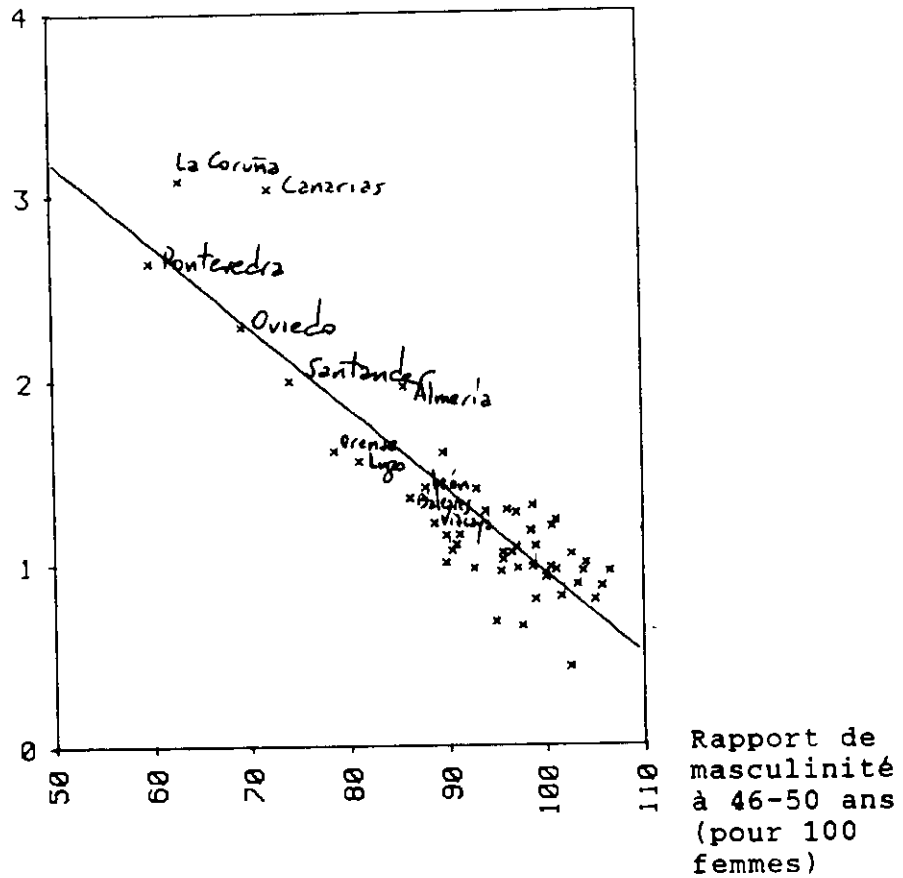
au pays⁸. Une conséquence démographique importante de cette émigration pouvait être de retarder le mariage des femmes, et même d'augmenter leur célibat définitif, puisqu'une partie des émigrants ne revenaient pas.

En effet, la probabilité d'un sexe de se marier par rapport à celle de l'autre sexe dépend fortement dans des populations monogames du rapport de masculinité. Si nous comparons ainsi en 1887, le rapport de masculinité au rapport des proportions de femmes et d'hommes célibataires, les deux à 46-50 ans (graphique 18), on voit que la relation est étroite. De même le coefficient de corrélation entre ces deux variables à diverses dates (table 18) se maintient fortement négatif depuis 1787 jusqu'à nos jours. Si on revient au graphique pour 1887, on observe que toutes les provinces qui ont des rapports de masculinité bas, compris entre 60 et 90%, sont fortement émigratoires vers l'étranger, et la proportion des femmes célibataires y est le double, voire le triple, de celle des hommes.

⁸ Selon BAINES, D. 1985, entre 65% et 75% des immigrants aux Etats-Unis de 1840 à 1930 avaient entre 15 et 40 ans, et le rapport de masculinité était alors de 1.7 chez les émigrants d'Angleterre et Galles entre 1861 et 1900. Ce rapport était de 2.3 chez les émigrants espagnols entre 1880 et 1920 (ROBLEDO, R. 1985, p. 10), de 4.3 chez les émigrants italiens entre 1876 et 1914 (WILLCOX et FERENCZI, p. 820) et de 2.1 toujours chez les Italiens, mais entre 1920 et 1925 (SANTINI, A. 1974).

Graphique 18. Relation entre le rapport de masculinité à 46-50 ans et les proportions comparées de femmes et d'hommes célibataires à 46-50 ans en 1887, par province

femmes/hommes célibataires a 46-50 ans



Sources: d'après les données des tableaux 73 et 74.

Table 18. Coefficients de corrélation entre les proportions comparées de femmes et d'hommes célibataires à 46-50 ans et le rapport de masculinité à 46-50 ans, par province, pour différentes dates, 1787-1970

Années	R
1787	-.851 ¹
1887	-.881
1900	-.845
1930	-.877
1970	-.698

Notes: (1) calculé sur le groupe d'âge 40-49 ans pour les 33 divisions territoriales de l'époque.

Sources: calculé d'après les données des tableaux 73 et 74.

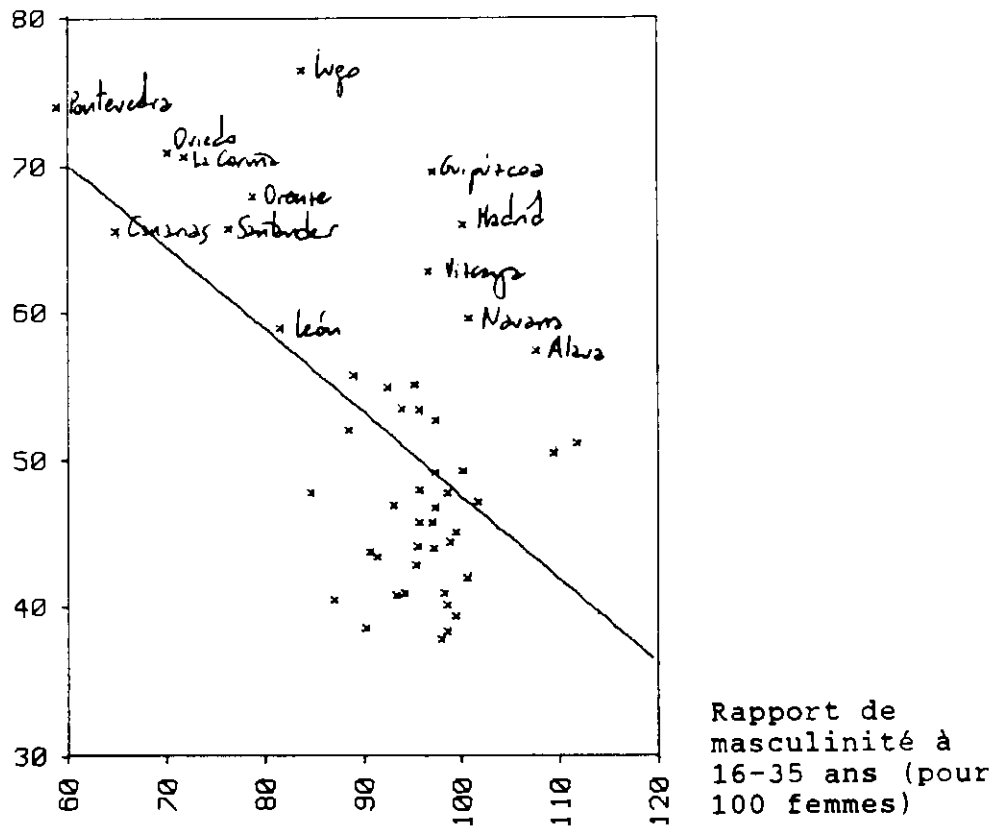
Mais le déséquilibre entre les sexes ne peut pas à lui seul suffire à expliquer les différentiels de nuptialité entre régions. En effet, comme on le constate en comparant à la même date de 1887 le rapport de masculinité à 16-35 ans avec la proportion de célibat féminin à 21-25 ans (graphique 19), la corrélation est cette fois-ci plus faible (-0.566), car certaines régions, surtout le Pays Basque et la Navarre ont une nuptialité aussi tardive que le reste des régions cantabriques alors que leur rapport de masculinité n'était pas plus bas que dans l'ensemble de l'Espagne. Malgré cette observation, nous croyons que la forte augmentation de l'âge au mariage et de l'intensité du célibat féminin dans les régions du nord-ouest au XIXe siècle ne se serait pas produit sans l'aggravation du problème du déséquilibre entre sexes causé par l'accroissement de l'émigration vers l'Amérique.

Structures sociales associées à l'émigration outremer et à la faible nuptialité

Nous allons maintenant inverser la perspective: après avoir

Graphique 19. Relation entre le rapport de masculinité à 16-35 ans et la proportion de femmes célibataires à 21-25 ans en 1887, par province

Proportion de femmes célibataires à 21-25 ans (%)



Sources: d'après les données du tableau 68 et du recensement.

chercher à préciser quel a pu être l'impact de l'émigration sur la nuptialité, nous allons suggérer que certaines sociétés rurales ont favorisé l'éclosion des chaînes migratoires outremer, et les ont même utilisées afin de se perpétuer, ceci expliquant qu'elles aient pu supporter pendant si longtemps les graves déséquilibres par âge, sexe et état-civil que cela pouvait créer.

Tout d'abord, il faut avoir présent à l'esprit que les préalables⁹ pour se marier et les inconvénients¹⁰ de ne pas le faire sont partagés par les individus d'un même collectif, et peut-être aussi d'une même région, et sont différents entre collectifs et de région à région. Cette observation mène à la question de l'identification précise des conditions nécessaires au mariage et des pénalités associées au célibat, puis à la recherche de leur déterminants communs.

Nous commencerons par indiquer, en nous référant aux régions de la péninsule, quelques uns des éléments que nous considérons être importants pour expliquer les comportements qui ont fortement restreint la nuptialité dans quelques régions et qui expliquent aussi leur forte propension à émigrer vers l'étranger.

Le premier élément qu'il faut considérer sont les types familiaux traditionnels de la population paysanne. Certains auteurs ont ainsi cherché à voir quelle correspondance pouvait

⁹Le minimum économique requis pour l'établissement du nouveau couple, les nécessités de maintien du lignage familial au niveau qu'il occupe dans la société, la possibilité ou non de cohabitation de couples appartenant à différentes générations ou encore à la même génération dans une même unité familiale, mais aussi comme on l'a vu précédemment, l'équilibre de l'effectif des deux sexes.

¹⁰Les empêchements des rapports sexuels, le renoncement à avoir des enfants, le risque de ne pas avoir de support économique et de l'aide ou de l'assistance d'une famille propre ou encore l'isolement social.

exister entre les structures familiales présentes dans la péninsule et la nuptialité. Par exemple, R. Rowland soutient que les études publiées jusqu'à aujourd'hui, plus abondantes au Portugal, permettent de conclure qu'il existait principalement deux types familiaux principaux dans la péninsule, la famille nucléaire et la famille souche. Dans cette dernière, l'établissement des nouveaux couples dépendait étroitement des règles de transmission du patrimoine, et était beaucoup plus fréquente dans les zones où l'âge moyen au mariage était le plus élevé:

"nous rencontrons, depuis le début du XVIIIe siècle jusqu'à la seconde moitié du XIXe siècle, des systèmes basés sur la famille nucléaire au sud et sur la famille souche au nord (du Portugal). Bien qu'il n'existe pas, pour la plus grande part de l'Espagne, autant d'information du même type, les études d'anthropologie contemporaine indiquent l'existence d'un système patrilocal, basé sur la famille souche, dans des zones de la Galice, des Asturies, du Pays Basque, de l'Aragon et de la Catalogne, alors que dans le reste du pays dominerait un système de type neolocal basé sur la famille nucléaire."¹¹

Ces auteurs avancent aussi que dans les sociétés où les familles souches sont plus fréquentes, celles-ci offrent plus de place, commode ou non, aux frères et aux parents célibataires que les familles nucléaires. Autrement dit, dans le type familial du nord, les jeunes se mariaient plus tard et moins, mais en même temps la famille offrait suffisamment de points d'appui pour que leur condition soit supportable. L'organisation des familles découlait en grande partie des nécessités économiques, et en particulier à cette époque où la grande majorité de la population travaillait la terre, des structures agraires et des possibilités d'extension agricole.

¹¹ ROWLAND, R. 1988.

Travailler dans une exploitation familiale ou travailler pour autrui en échange d'un salaire, bien que cela ne nous dise pas grand chose sur le niveau de vie paysan, peut conditionner la nuptialité. Dans ce sens, on a souvent remarqué que dans les sociétés à forte présence de petits propriétaires, les conditions requises pour la réalisation du mariage étaient plus restrictives que dans les régions où la propriété était plus concentrée et le pourcentage de travailleurs journaliers était très élevé.

En Espagne, comme on peut le voir aux cartes 47, 48 et 49, le pourcentage de journaliers augmente du nord au sud, étant très faible dans le nord-ouest et très élevé dans le sud-ouest. Ce contraste est tellement clair qu'il apparaît au travers de sources et d'époques aussi différentes que dans le recensement de 1797¹² et l'enquête agricole de 1956.

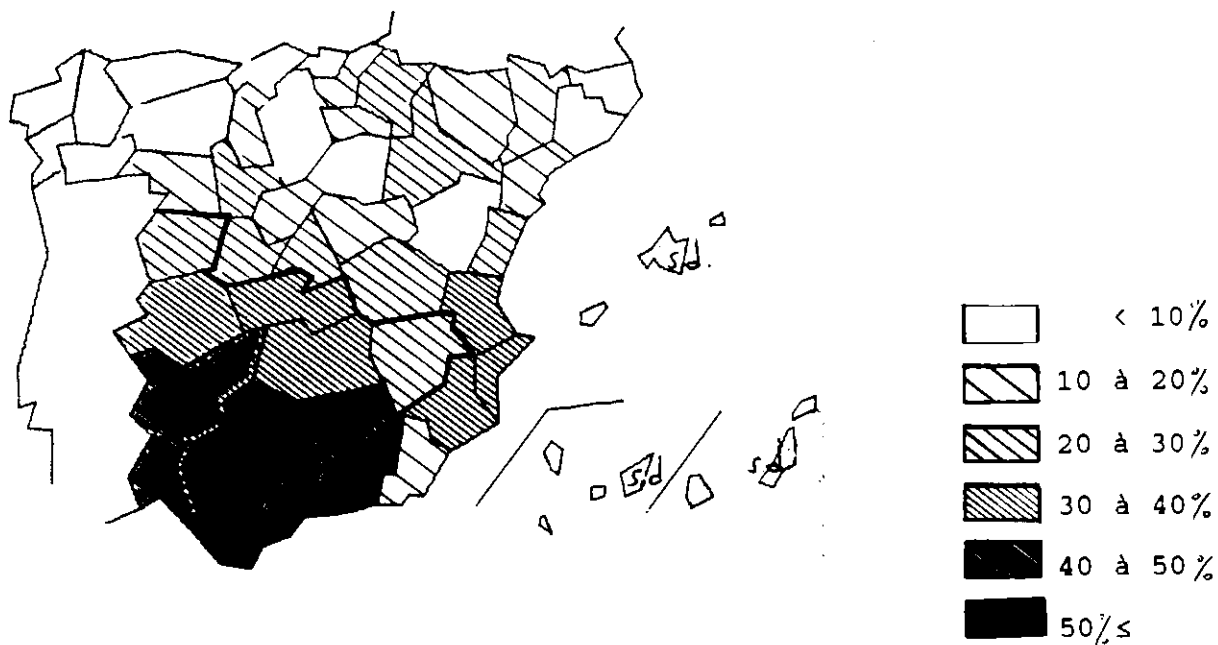
M. Livi Bacci (1968) est le premier à avoir examiné la corrélation existant entre la structure de la propriété et la nuptialité masculine et féminine dans les régions espagnoles à la fin du XVIIIe siècle. La corrélation la plus significative qu'il a trouvé est entre le calendrier de la nuptialité féminine et le pourcentage de journaliers (graphique 20): là où les journaliers étaient les plus nombreux les femmes se mariaient le plus tôt et inversement.

Les systèmes familiaux et les structures de la propriété jouaient donc sans doute un rôle important dans la détermination des différences régionales de la nuptialité espagnole. Cependant

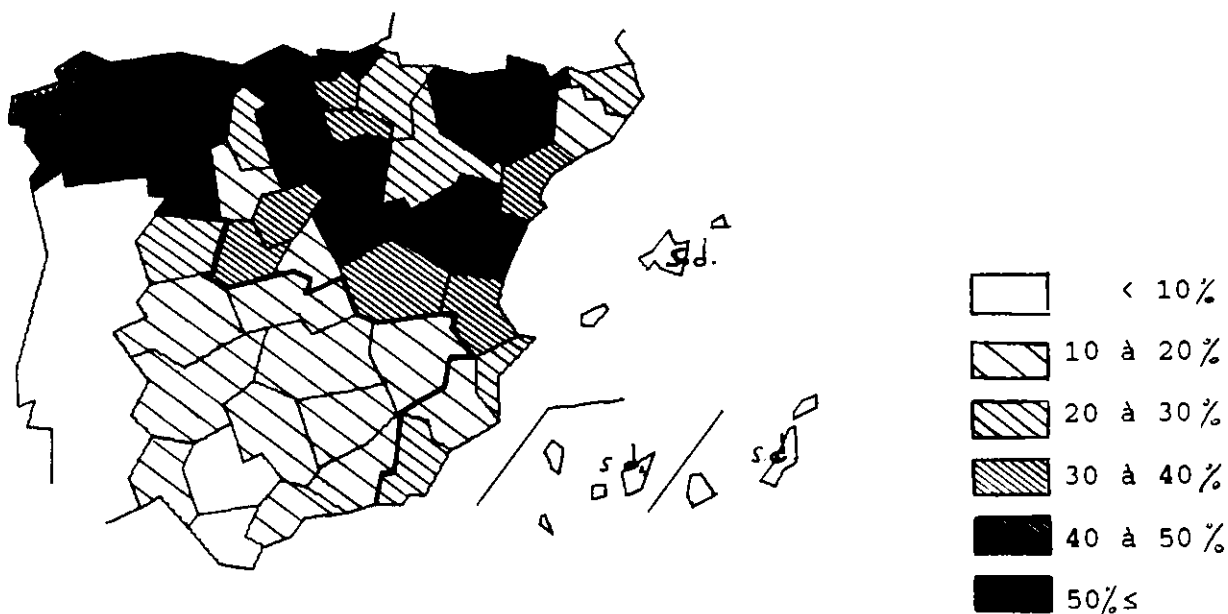
¹²Ce recensement offre en effet une classification des actifs agricoles et distingue entre journaliers, fermiers et propriétaires. Les résultats calculés par nous pour les 35 divisions territoriales se trouvent à la table 75 en annexe.

CARTE 47: VOIR AU VERSO

Carte 48. Proportion de journaliers chez les actifs agricoles en 1956, par province



Carte 49. Proportion de propriétaires-exploitants familiaux (1) chez les actifs agricoles en 1956, par province

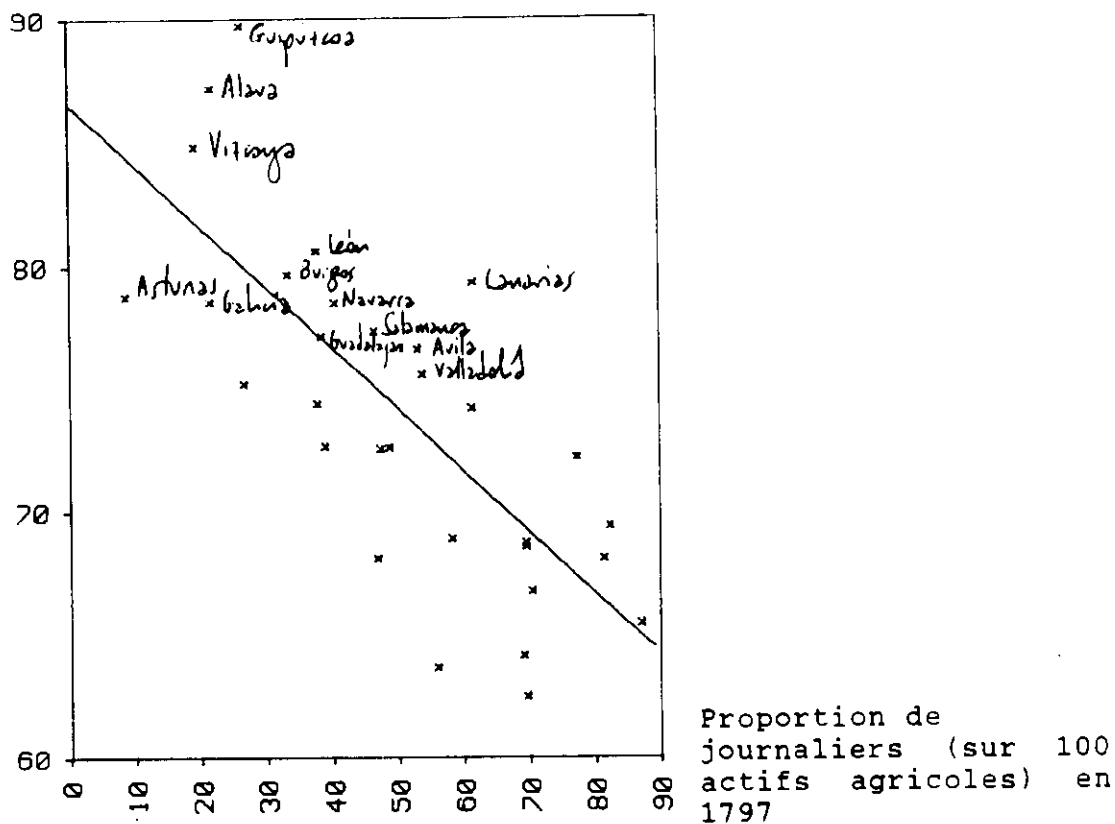


Note: (1) définis dans l'enquête agricole de 1956 comme ceux qui n'utilisent pas de main d'oeuvre non-familiale plus de 90 jours à l'année.

Sources: reproduit de MALEFARIS, E. 1982, p. 122.

Graphique 20 . Relation entre le calendrier de la nuptialité féminine et la proportion de journaliers agricoles à la fin du XVIIIe siècle, dans les divisions territoriales de l'époque

Proportion de femmes célibataires à 16-24 ans, en 1787 (%)



Note: le coefficient de corrélation entre ces deux variables est de -0.752 pour les 32 observations.

Sources: d'après les données des tableaux 67 et 75.

nous croyons que la densité agricole est aussi un facteur additionnel essentiel pour expliquer la traditionnellement plus faible nuptialité dans les régions de la frange nord de la péninsule et sa diminution jusqu'à des niveaux extrêmes à la fin du XIXe siècle en même temps que s'intensifiait l'émigration vers l'outremer.

Facteurs de la densité de la population à la fin du XIXe siècle

Pour examiner le rôle de la densité agricole, il nous a semblé commode de partir de l'indice plus traditionnel de la densité de la population et de le décomposer en trois facteurs:

Densité de la population = Offre de terre agricole * intensité de l'usage du sol agricole * Nombre de personnes par actif agricole

ou encore, dans les termes des quantités utilisées pour le calcul de chaque facteur:

Population totale = Surface cultivée * Actifs agricoles masculins * Population totale
 ----- = ----- * ----- * -----
 Surface totale Surface totale Surface cultivée Actifs agricoles masculins

et on considéra ici que la densité agricole varie directement avec l'intensité de l'usage du sol. Nous avons donc estimé ces différentes quantités vers 1887, ce qui nous permet d'étudier les facteurs de la densité de la population et de la densité agricole (voir cartes 50a à 50d).

Le premier facteur de la densité, l'offre de terre agricole (carte 50a), dépendait fondamentalement vers la fin du XIXe

siècle en Espagne des conditions géographiques et naturelles¹³. Ce qui nous semble intéressant de signaler ici est que dans les régions de la frange nord de la péninsule, l'extension des surfaces cultivées était très limitée à la fin du XIXe siècle, la surface cultivée représentant moins de 30% de la surface totale. Ces régions avaient donc les conditions géographiques et naturelles les moins favorables de la péninsule pour la mise en culture. Par ailleurs, les études sur l'évolution du secteur agricole ont pu montrer que les seules régions dans lesquelles la surface cultivée a augmenté entre 1860 et 1930 furent les régions latifundistes de la moitié sud¹⁴.

Le deuxième facteur est l'intensité de l'usage du sol agricole (carte 50b), c'est à dire le nombre d'actifs agricoles masculins par km² de surface cultivée¹⁵. On observe que c'est également dans les régions du nord-est que ce facteur, et par là la densité agricole, était le plus élevé du pays, le nombre

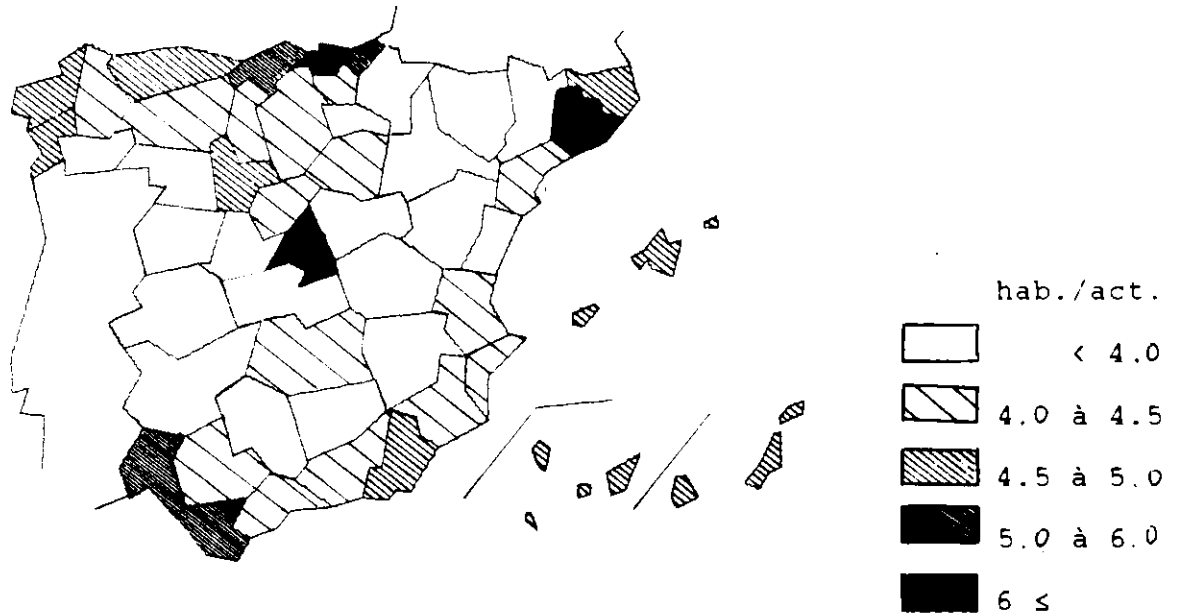
¹³ Les conditions techniques et historiques conditionnent sans doute l'extension de la surface cultivée, mais les différences régionales de cet indice sont telles qu'il est évident qu'elles reflètent avant tout les limites fixées par les conditions naturelles.

¹⁴ "Les différents types d'agriculture de l'Espagne prirent une part très inégale à l'expansion des surfaces cultivées qui se produisit entre 1860 et 1930. En termes généraux, on peut affirmer que les zones traditionnellement latifundistes de la moitié méridionale de la péninsule participèrent plus fortement à l'impulsion de la production agricole, mais il faut cependant ajouter aussi la Catalogne. A l'opposé, certaines régions virent décliner le poids relatif de leur agriculture (par rapport à l'ensemble du pays) pour pratiquement tous les groupes de cultures étudiées. De ces dernières régions il faut détacher Castilla-León et l'Aragon. Les régions qui sans aucun doute furent les plus dynamiques sont Murcie et l'Estrémadure." GARRABOU, R. et SANZ, J. 1985, vol II, p. 138.

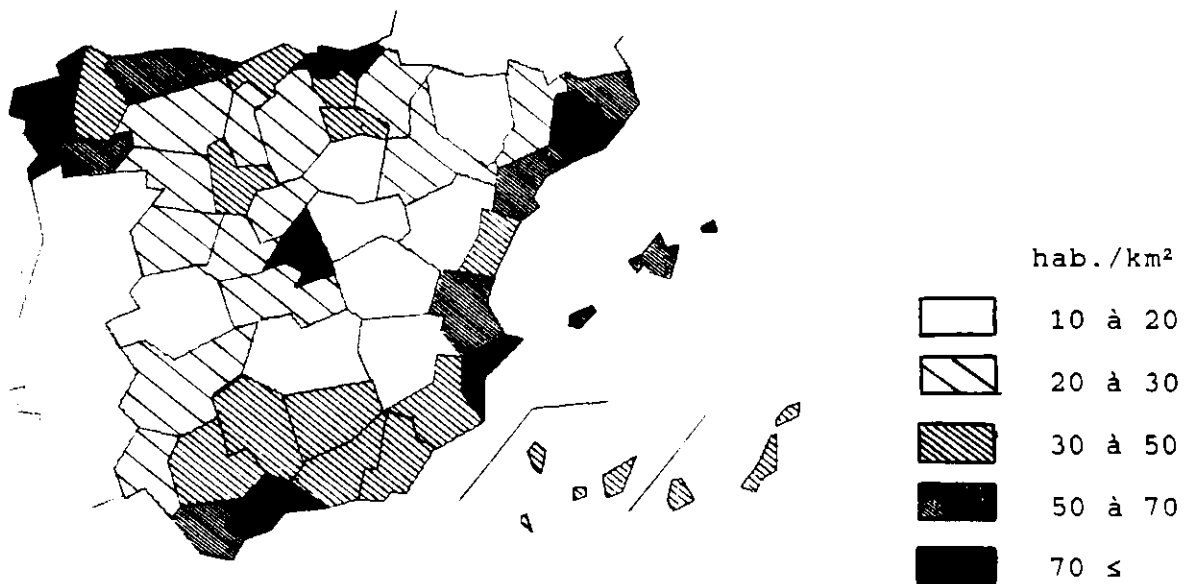
¹⁵ Nous avons considéré que les actifs masculins en raison de l'enregistrement très défectueux de l'activité féminine dans l'agriculture.

CARTES 50a et 50b: VOIR AU VERSO

10.c) degré d'urbanisation: population totale divisée par nombre d'actifs agricoles



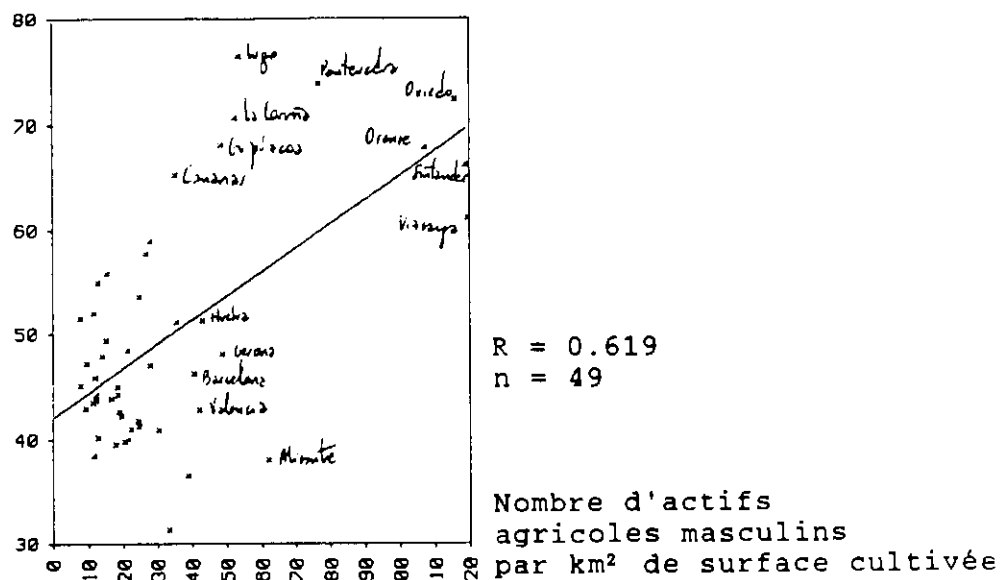
10.d) densité de la population



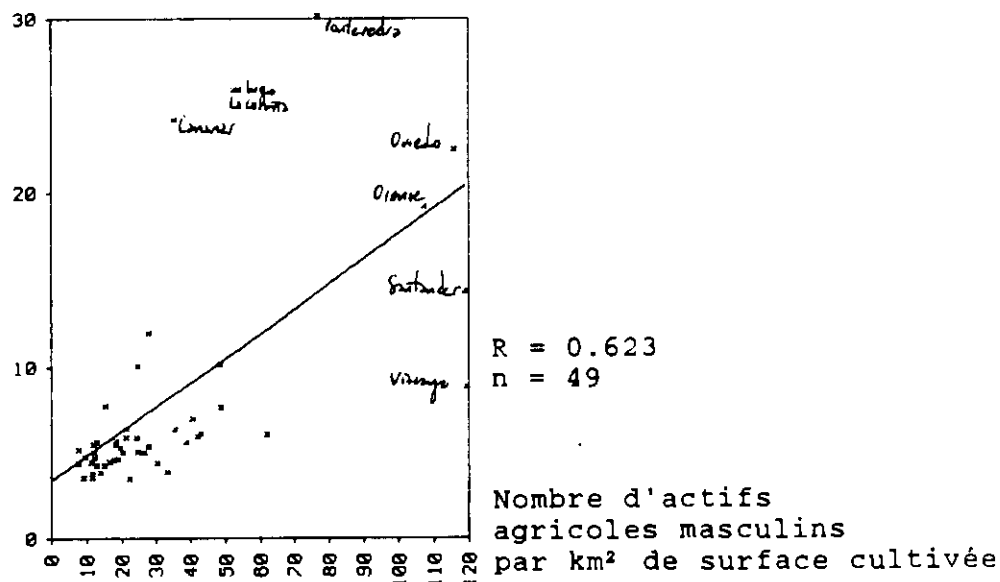
Sources: données du tableau 76 (2e partie)

Graphique 21 . Relation entre les indices de nuptialité féminine de la population rurale et l'intensité de l'utilisation du sol agricole en 1887, par province

Proportion de femmes célibataires à 21-25 ans (%)



Proportion de femmes célibataires à 46-50 ans (%)



Note: on a considéré ici uniquement la population des villes de moins de 20.000 habitants.

Sources: d'après les données des tableaux 72 et 76 (2) en annexe.

d'hectares cultivés par actifs agricoles masculins étant alors inférieur à 2 ha. A ce problème de forte densité agricole, se sommait en plus une fragmentation importante des exploitations dans ces régions. Il nous semble, comme on peut le voir grâce au graphique 21, que ce facteur était très significatif pour l'explication des différences régionales de la nuptialité espagnole.

Le dernier facteur de la densité, le nombre de habitants par actif agricole en 1887 (carte 50c) reflète simplement la faible présence d'activités non agricoles et le degré d'urbanisation de la grande majorité des provinces, indice qui prenait également des valeurs faibles dans le nord-est.

La zone du nord-est présentait donc à la fin du XIXe siècle un cadre assez défavorable pour sa population, puisqu'à une offre limitée de terre agricole s'ajoutaient une forte densité agricole et une faible présence d'activité non-agricoles. Cette situation se retrouvait aussi au nord du Portugal, où la nuptialité était aussi alors très tardive et peu intense. Les observations suivantes de C. Bretell, à propos d'un village du nord du Portugal à cette époque, illustrent donc parfaitement notre propos :

"les facteurs qui déterminaient le moment et le quel des enfants d'un couple était en situation de se marier n'étaient pas nécessairement liés à l'héritage du patrimoine, mais au fait que ce qu'on héritait était rarement suffisant pour maintenir un ménage indépendant. Les jeunes hommes étaient très souvent forcés à chercher des sources de revenu alternatives qui leur permettraient de se marier, et dans une région où les possibilités d'emplois salariés rémunérateurs dans une activité non-agricole était limitées, l'émigration était le meilleur moyen de le faire. Mais si les jeunes hommes retardaient leur mariage, les

jeunes femmes devaient le faire aussi."¹⁶

Mais, comme l'indique bien le titre du livre de C. Bretell ("Men who migrate, women who wait"), une telle situation pouvait produire très souvent non seulement le retard du mariage, mais aussi le célibat féminin définitif.

Pour terminer cette section, on peut dire qu'il est probable que ce que l'ont peut appeler la crise de nuptialité et d'émigration du nord-ouest de l'Espagne, à la fin du XIXe siècle et jusqu'à 1930, se devait à la conjonction de facteurs permanents qui avaient à voir avec le type familial et les structures agraires, et aussi de facteurs circonstanciels dont l'effet net était que la demande de travail était alors inférieure à l'offre dans cette région. Ces facteurs circonstanciels étaient la réduction des emplois non-agricoles - due à la crise de l'industrie textile traditionnelle - dans une société où la densité agricole était déjà très élevée et les possibilités d'extension de l'agriculture limitées. La situation démographique de cette région, mais aussi sa structure économique et sociale, n'est pas sans rappeler le cas de l'Irlande à la même époque, et d'une manière générale, est une illustration extrême de ce qui a pu se produire dans une grande partie de l'Europe rurale à partir de 1870.

¹⁶ "The determining factor in when and who married among the offspring of any particular couple was not necessarily who was to inherit the patrimony, but the fact that what was to be inherited was rarely sufficient to support an independent household. Young men were very often forced to seek alternative sources of income that would permit them to marry, and in a region where opportunities for lucrative, salaried nonagricultural labor were limited, emigration offered the best chance. If young men postponed their marriages, then so too did young women." BRETELL, C.B. 1986, p. 114.

CHAPITRE 5.- VUE D'ENSEMBLE SUR LES TRAJECTOIRES REGIONALES DANS LA TRANSITION DEMOGRAPHIQUE ESPAGNOLE

Arrivés à ce point, il nous semble qu'il est possible de distinguer quelques périodes dans l'évolution démographique des régions espagnoles, qui coïncident relativement bien avec celles que l'on peut identifier pour l'ensemble des pays d'Europe occidentale¹. De même, nous avons pu constater l'existence de quatre grands ensembles régionaux dont la personnalité apparaissait au cours de ces périodes au travers de l'intensité des variations de la nuptialité, de la fécondité légitime, de la mortalité et des comportements migratoires, ou de leurs combinaisons. Ces quatre ensembles régionaux sont: la moitié sud du pays, la frange nord (de la Galice au Pays Basque et la Navarre), le nord-est (Aragon, Catalogne, Valence et Baléares) et la meseta-nord (Castilla-León et La Rioja)². Les tableaux 19 à 22 résument, pour chacune des périodes et des ensembles régionaux, l'information utilisée dans les trois chapitres précédents, et servent de base à notre commentaire.

¹ Evidemment les dates de notre périodisation dépendent étroitement de celles des recensements, ce qui s'avère gênant surtout pour la première pour laquelle l'intervalle entre les recensements qui présentent un degré d'information satisfaisant est long.

² Nous ne occuperons pas ici du cas de la province de Madrid et des Canaries. L'évolution atypique dans la capitale forcerait à la considérer comme un cas à part. De même si les Canaries se rapprochent, surtout par le fait des migrations outremer, de la zone de la frange nord de la péninsule, ce n'est pas un cas approprié pour nous, car nous cherchons ici à noter les différences extrêmes qui se sont produites dans l'évolution démographique de régions voisines de la péninsule.

Tableau 20. Résumé des variations démographiques qui se sont produites entre 1887 et 1930, par grandes régions
(taux et variations en pourcentage)

	In 1930		I ^g 1930		If 1930		e0 1930		taux acc. naturel		acc. mig		taux acc. total		% pop. nés dans la région qui en 1920 ne réside pas dans sa province de naissance
	In 1887	I ^g 1887	I ^g 1887	If 1887	If 1887	e0 1887	taux acc. intrinsèque en 1930	e0 1887	1888-1930	1888-1930	1888-1930	1888-1930	1888-1930	191	
	(1)	(2)	(2)	(3)	(3)	(4)	(5)	(4)	(6)	(6)	(7)	(7)	(8)	(8)	
Galicie	96	89	89	87	87	138	0.87	138	0.80	0.80	-52	0.36	0.36	23	
Asturias	96	86	86	25	25	136	1.18	136	0.83	0.83	-20	0.67	0.67	20	
Cantabria	88	91	91	81	81	140	1.11	140	1.22	1.22	-23	0.93	0.93	21	
Pais Vasco	87	80	80	68	68	149	0.70	149	1.05	1.05	25	1.31	1.31	20	
Navarre	79	98	98	78	78	156	1.10	156	0.88	0.88	-66	0.30	0.30	20	
France nord	89	89	89	80	80	144	0.99	144	0.96	0.96	-27	0.72	0.72	23	
Castilla León	85	95	95	81	81	154	1.25	154	0.54	0.54	-74	0.22	0.22	21	
Rioja	83	87	87	74	74	164	1.10	164	0.79	0.79	-66	0.27	0.27	23	
Meseta-nord	84	91	91	78	78	159	1.18	159	0.82	0.82	-70	0.25	0.25	22	
Aragón	87	79	79	70	70	174	0.92	174	0.67	0.67	-58	0.29	0.29	17	
Cataluña	90	60	60	55	55	171	-0.25	171	0.33	0.33	197	0.97	0.97	15	
Baleares	89	70	70	62	62	135	0.14	135	0.66	0.66	-45	0.37	0.37	13	
Valencia	88	67	67	59	59	167	0.41	167	0.78	0.78	-22	0.61	0.61	14	
Nord-est	89	69	69	62	62	162	0.32	162	0.61	0.61	18	0.56	0.56	15	
Murcia	89	80	80	69	69	159	0.83	159	0.78	0.78	-18	0.64	0.64	15	
Andalucía	87	94	94	34	34	160	1.39	160	0.77	0.77	-9	0.70	0.70	12	
Extremadura	52	88	88	73	73	159	0.99	159	0.85	0.85	-12	0.72	0.72	13	
Castilla la Mancha	88	87	87	76	76	155	1.26	155	0.95	0.95	-21	0.75	0.75	13	
Moitie sud	87	78	78	72	72	158	1.12	158	0.85	0.85	-15	0.72	0.72	12	
Madrid	95	78	78	72	72	189	0.19	189	0.36	0.36	361	1.66	1.66	17	
Canaries	102	83	83	86	86	-	1.43	-	1.06	1.06	42	1.51	1.51	21	
Espagne	88	84	84	75	75	157	0.92	157	0.75	0.75	-9	0.69	0.69	17	

Note: les chiffres pour les quatre grandes régions sont des moyennes simples des données régionales.

Sources: colonne (1) d'après les données du tableau 46; (2) tableau 49; (3) tableau 50; (4) tableau 12; (5) tableau 52; (6) tableau 15; (7) tableaux 15 et 16; (8) tableau 53; (9) tableau 30.

Tableau 21. Résumé des variations démographiques qui se sont produites entre 1930 et 1950, par grandes régions
(taux et variations en pourcentage)

	Im 1950	I'g 1950	If 1950	e0 1960	taux acc.	taux d'acc.	acc. mig	taux acc.
	1930	I'o 1930	If 1930	e0 1930	intrinsèque	naturel	acc. nat	total
	(1)	(2)	(3)	(4)	en 1960	1931-1950	1931-1950	1931-1950
					(5)	(6)	(7)	(8)
Galicie	-	63	69	126	0.26	0.97	-20	0.78
Asturies	-	56	57	122	0.46	0.52	10	0.57
Cantabria	-	64	68	129	0.38	0.95	-38	0.53
Pays Basco	-	74	70	123	1.07	0.68	28	0.87
Navarra	-	74	68	127	0.76	0.98	-42	0.51
France nord	-	66	66	125	0.69	0.78	-12	0.65
Castille León	-	72	66	141	0.78	1.06	-31	0.73
Rioja	-	73	62	136	0.39	0.82	-27	0.60
Mérida-nord	-	75	64	139	0.59	0.94	-29	0.67
Aragón	-	69	59	134	0.35	0.44	-34	0.29
Cataluña	-	89	78	118	0.22	0.20	275	0.75
Balears	-	73	73	115	0.27	0.40	80	0.72
Valencia	-	32	73	125	0.61	0.63	34	0.98
Mérida-est	-	78	71	123	0.36	0.43	91	0.69
Murcia	-	97	85	131	1.16	1.21	-34	0.80
Andalucía	-	32	66	135	1.29	1.12	-13	0.99
Extremadura	-	82	70	145	1.05	1.05	-19	0.85
Castille la Mancha	-	78	68	138	1.01	0.98	-46	0.53
Mérida sud	-	85	72	137	1.13	1.09	-28	0.79
Madrid	-	77	66	134	0.66	0.49	240	1.67
Canarias	-	75	70	143	1.35	1.52	-1	1.30
Espagne	90	77	69	133	0.78	0.84	2	0.86

Note: Les chiffres pour les quatre grandes régions sont des moyennes simples des données régionales.

Sources: colonne (2) d'après les données du tableau 49; (3) tableau 50; (4) tableau 50; (5) tableau 51; (6) tableau 15; (7) tableaux 15 et 16; (8) tableau 53.

Tableau 22. Résumé des variations démographiques qui se sont produites entre 1950 et 1980, par grandes régions
(taux et variations en pourcentage)

	In 1981 In 1980	In 1960 In 1930	I'g 1981 I'g 1950	If 1981 If 1950	e0 1976-80 e0 1960	taux acc. intrinsèque en 1980	taux d'acc. naturel 1951-1970	acc. mig acc. nat 1951-1970	taux acc. total 1951-1980
	(1)	(1')	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Galicie	123	123	63	37	116	0.06	0.52	-104	0.29
Asturies	104	144	60	91	114	-0.23	0.96	-15	0.75
Cantabria	110	127	66	87	115	0.27	1.19	-40	0.79
Pays Basco	106	124	62	89	112	-0.23	1.45	100	2.31
Navarre	116	105	60	80	115	-0.06	1.03	-5	0.95
Frangé nord	112	125	62	87	114	-0.04	1.09	-13	1.03
Castilla León	99	101	61	67	121	-0.10	0.96	-145	-0.33
Rioja	109	104	60	85	115	0.05	0.85	-35	0.36
Meseta-nord	104	103	61	76	120	-0.03	0.91	-115	0.02
Aragón	100	102	75	89	115	-0.19	0.71	-64	0.30
Cataluñe	108	111	82	113	111	-0.11	0.35	175	2.02
Baleares	109	121	88	122	110	0.26	0.63	124	1.43
Valencia	110	106	34	111	110	0.47	0.74	37	1.54
Nord-est	107	110	82	109	112	0.11	0.73	83	1.34
Murcia	107	103	75	87	111	1.07	1.55	-69	0.81
Andalucía	110	99	74	95	111	0.85	1.52	-79	0.42
Extremadura	99	99	69	77	118	0.40	1.25	-170	-0.51
Castilla la Mancha	96	100	72	78	117	0.32	1.10	-179	-0.71
Motilé sud	103	100	73	84	114	0.66	1.36	-124	-0.06
Madrid	116	113	81	113	114	0.14	1.41	144	2.95
Canarias	115	119	53	80	114	0.72	1.91	3	1.81
Espagne	109	108	69	90	114	0.26	1.15	-17	0.98

Note: Les chiffres pour les quatre grandes régions sont des moyennes simples des données régionales.

Sources: colonne (1) et (1') d'après les données du tableau 46; (2) tableau 49; (3) tableau 50; (4) tableau 10; (5) tableau 52; (6) tableau 15; (7) tableaux 15 et 16; (8) tableau 53.

Les périodes que nous avons identifiées sont les suivantes:

1.- 1787-1887: absence de synchronie dans l'évolution.

Cette période se caractérise avant tout par l'augmentation de la variance régionale dans les niveaux de la mortalité, de la nuptialité de la fécondité légitime, et probablement aussi des comportements migratoires.

Pour ce qui est de la mortalité, nous avons expliqué au chapitre 3 les raisons qui nous conduisent à penser qu'elle avait diminué dans les régions de la frange nord de la péninsule, alors qu'elle se maintenait très élevée ailleurs (dans les régions intérieures certainement, et peut-être aussi dans la majorité des régions méditerranéennes). L'évolution à la baisse de la frange nord rappelle par bien des aspects celle qui s'est produite à la fin du XVIIIe et au début du XIXe siècles dans les pays atlantiques et du nord-ouest de l'Europe.

La fécondité a décliné de façon nette dans les mêmes régions de la frange nord et dans celles du nord-est, dans les premières par le déclin de la nuptialité, et dans les secondes, et d'une façon très marquée en Catalogne, par le déclin de la fécondité légitime. Ailleurs, la fécondité générale est relativement similaire au début et à la fin de la période.

L'évolution des variables tout au long de cette période nous est encore inconnue, mais le fait est qu'en 1887 les différences régionales de la mortalité et de la fécondité se compensaient, faisant que le potentiel de croissance des différentes régions était relativement similaire, et seulement plus faible dans les régions des grands centres urbains comme Madrid et Barcelone. Savoir si certaines régions ont pu connaître durant ces 100 ans une phase d'accélération de leur croissance naturelle par le fait

d'une évolution "à la suédoise" (la frange nord) ou "à l'anglaise" (la Catalogne) est encore du domaine des conjectures. Mais les modèles d'évolution de ces régions sont peut-être plus complexes du fait du rôle plus important joué par les mouvements migratoires.

2.- 1887-1930: baisse généralisée de la mortalité et formes de réponse

Cette période est caractérisée dans toute l'Europe par le déclin massif de la mortalité et de la fécondité légitime, mais aussi par la stagnation ou diminution de la nuptialité, et par l'accroissement des mouvements migratoires internes et internationaux.

Les régions espagnoles n'échappent pas à ce mouvement. Partout la mortalité et la nuptialité déclinent, et la fécondité légitime, bien qu'avec une intensité plus forte au nord-est, baisse aussi, en même temps que les mouvements migratoires internes s'intensifient et l'émigration vers l'étranger devient plus forte qu'elle ne l'avait jamais été.

C'est pendant cette période de synchronie dans l'évolution que se manifestent le plus clairement les traits distinctifs de la configuration démographique de ces ensembles régionaux. En effet la frange nord et le nord-est se détachent du reste dans les cartes de la mortalité, de la nuptialité et de la fécondité légitime de cette période. Cependant le facteur-clé qui explique l'accroissement alors des disparités régionales dans la croissance sont les mouvements migratoires, ce qui conduit à distinguer la moitié nord du pays de sa moitié sud. Dans cette dernière, la mobilité géographique de la population est beaucoup

moins intense et par là sa croissance est de façon générale plus forte.

3.- 1930-1950: période de repli.

La guerre civile et la longue après guerre éloignent temporairement l'évolution démographique espagnole de celle des autres pays d'Europe occidentale. Mis à part la mortalité qui continue à se réduire dans les années 1940, la nuptialité et la fécondité légitime ne récupèrent pas les niveaux d'avant guerre, en même temps que les mouvements migratoires internes et vers l'étranger se réduisent significativement. Le différentiel de croissance se réduit alors, surtout du fait de l'arrêt des mouvements migratoires. Nous croyons que la diminution alors rapide de la fécondité légitime dans la frange nord et la meseta-nord est une démonstration à contrario du rôle qu'avaient joué jusqu'ici les mouvements migratoires dans l'évolution de ces populations.

4.- 1950-1980: explosion de l'émigration dans la moitié sud.

A partir de la fin des années 1950, l'évolution démographique espagnole semble retrouver celle suivie par les pays voisins à la fin de la seconde guerre mondiale, la mortalité décline alors à un rythme plus rapide que dans les autres pays, la nuptialité remonte et les niveaux de la fécondité légitime tendent à converger entre régions, de façon que la baisse de cette dernière variable se ralentie jusqu'au début des années 1970. Les mouvements migratoires vers un nombre limité de régions et vers l'Europe affectent toujours les régions du nord, mais la grande nouveauté est qu'ils affectent maintenant très fortement la moitié sud.

Traits distinctifs des régions

Si on essaye maintenant de détacher ce qui fait la personnalité propre de l'évolution dans chacune des quatre grandes régions, on peut dire que :

- la moitié sud dans son ensemble connaît la croissance la plus forte et la plus soutenue des quatre, tout au long du XIXe et dans la première moitié du XXe siècles. Mais cette région ne se distingue pas des autres par une mortalité plus basse ni, avant les années 1930, par une fécondité plus élevée, sinon par le fait d'avoir retenu plus sa population sur place. Après 1950 se produit un bouleversement total dans cette région, sa croissance devient alors la plus faible, et l'émigration vers les régions industrielles du nord du pays et de l'Europe acquiert en très peu d'années des dimensions extraordinaires. Cela n'empêche pourtant pas qu'actuellement ces régions soient celles qui conservent le potentiel de croissance le plus fort, du fait d'avoir conservé depuis 1930 une fécondité relativement plus élevée et une structure par âge plus jeune;

- la région de la meseta-nord est celle où la croissance démographique a été la plus faible au cours du XIXe et du XXe siècles. Ceci s'explique à la fois par le maintien de la mortalité à des niveaux plus élevés jusqu'aux années 1930, et par une émigration constante. On ne trouve pas d'autre qualificatif ici que de parler de régime de haute pression démographique, par opposition avec les régions voisines de la frange nord;

- la frange nord se distingue spécialement par les bas niveaux relatifs de la mortalité et de la fécondité au début de la période de baisse généralisée de la fin du XIXe siècle. Un autre fait qui distingue cette région est qu'elle a connu sur ces

deux siècles une fluctuation longue et très intense de la nuptialité: baisse depuis la fin du XVIIIe et forte remontée après 1950. Les niveaux qu'elle atteint à la fin du XIXe siècle sont parmi les plus faibles enregistrés alors dans toute l'Europe, et contrastent fortement avec les niveaux élevés de l'Espagne intérieure. Cette région se distingue aussi par sa forte spécialisation dans l'émigration outremer qui, comme nous l'avons discuté au chapitre 4, explique en partie la forte réduction de la nuptialité tout au long du XIXe siècle. Dans ce contexte, le déclin de la fécondité légitime s'est produit de façon plus rapide que dans aucune autre région après 1930, quand les possibilités d'émigration, en particulier outremer, se sont réduites et quand la nuptialité a entrepris un mouvement de hausse dans l'ensemble du monde occidental;

- les régions du nord-est ne présentent pas une forte homogénéité de leurs niveaux de mortalité et de fécondité en 1887, mais des facteurs intégrateurs semblent être à l'oeuvre durant toute la période 1887-1930 et faire alors apparaître l'unité de cette zone. Ainsi dans cette période la mobilité géographique à l'intérieur de la région nord-est devient très intense alors que les échanges de population avec les autres régions sont encore limités. De même, c'est dans cette région où baisse alors le plus la mortalité et la fécondité légitime, cette dernière ne le faisant de façon significative qu'après 1930 dans le reste du pays. Ce processus d'intégration reproduit de certaine manière celui qui s'est déroulé au XIXe siècle à l'échelle plus réduite des provinces catalanes. Si on devait chercher les facteurs intégrateurs, on penserait sans doute que l'industrialisation autour de Barcelone, par les flux humains qui

l'accompagnent, a modifié les formes de travail et de vie ainsi que les perspectives et les comportements démographiques de la population de l'ensemble de la région, et non pas seulement de celle qui s'est déplacée vers la ville:

"L'établissement de centres industriels dans une région, non seulement affecte ceux qui vont travailler dans les usines, mais aussi il modifie le monde du travail pour ceux qui continuent occupés dans les activités traditionnelles. Les rapports entre la ville et la campagne adoptent des formes et une intensité nouvelles à mesure que la production se développe, changeant par là la nature de l'activité agricole et rurale (...) Les nouvelles manières de gagner sa vie qu'adoptent quelques uns, élargissent les horizons du possible pour les autres, leur offrant ainsi de nouvelles options auxquelles ils ne pensaient pas avant."³

Dans cette perspective, et en prolongeant l'observation de S.C. Watkins, on a pu observer que certaines activités industrielles, par la forme que prenait la mise au travail, étaient associées, à la fin du XIXe et au début du XXe siècles, à des comportements démographiques différents. Ainsi la population des zones d'activité industrielle textile avait souvent une faible fécondité légitime, alors que la population des centres miniers et de l'industrie métallurgique avait alors

³ "The establishment of centers of industrial production within a province not only affected those who entered the factory, but also altered the context of work for those who remained in traditional occupations. Relations between town and country took on new forms and intensities as production developed, thus changing the nature of rural agricultural production. The environment of the city may have rearranged the relative values of investments in children and in other goods, but its bright lights were also reflected far beyond its boundaries, in tales told in the hinterland. The new ways of making a living that were adopted by some surely expended the horizons of the possible for others, offering avenues of opportunities -either escape or negotiation in situ- that were not perceived early." WATKINS, S.C. 1986, pp. 445-446.

une fécondité plus forte⁴. Cette opposition se retrouve en Espagne entre la Catalogne à forte présence de l'industrie textile et le Pays Basque où l'industrie métallurgique était relativement plus importante.

Pour finir, on peut ajouter ici que les régions espagnoles se prêtent bien à l'étude de l'influence des types d'agriculture, des structures agraires et des densités rurales sur les comportements démographiques. Certaines régions offrent aussi des exemples contrastés pour l'étude des liens entre divers processus d'industrialisation et l'évolution démographique.

Remarques finales

Notre analyse nous semble avoir fait apparaître que l'histoire de la population de ces deux cent dernières années doit tenir compte de ce que :

1.- Certains faits se sont produits à une échelle telle qu'ils ont affecté tous les pays d'Europe occidentale, et par là les explications qui s'en tiennent seulement à des facteurs régionaux semblent condamnés à l'échec. Nous avons pu ainsi constater que la mortalité a décliné massivement depuis la fin du XIXe siècle; que la nuptialité a stagné voire a diminué des années 1870 aux années 1940 pour remonter postérieurement; que la fécondité légitime a décliné massivement entre 1870 et les années 1930, et à un rythme moins vif après, voire augmentant de la fin

⁴ Parmi les études intéressantes sur les comportements des populations de centres industriels, on trouve: FRIEDLANDER, D. 1973 et 1983; TILLY, L.A., SCOTT, J.W. et COHEN, M. 1976; HAINES, M.R. 1979a et 1979b; TILLY, L.A. 1979; FRIEDLANDER, D. et BEN-MOSHE, E. 1986. Une perspective plus générale sur l'effet que les changements dans la demande de travail et ses caractéristiques ont sur les comportements démographiques est offerte par COONTZ, S.H. 1960.

des années 1940 à la fin des années 1960.

2.- Ces évolutions historiques communes dont nous parlons ont commencé à des moments historiques précis, généralement autour de mêmes dates dans tous les pays, et par là, l'étude de ces faits gagnerait beaucoup si on tenait plus compte des changements de tendance de la conjoncture qui affectent l'ensemble de ces pays. Cette constatation nous semble importante et mériterait d'être développée, d'autant plus qu'on a pu constater que les seuils de développement économique et social dans lequel s'est produite la transition démographique sont très variables.

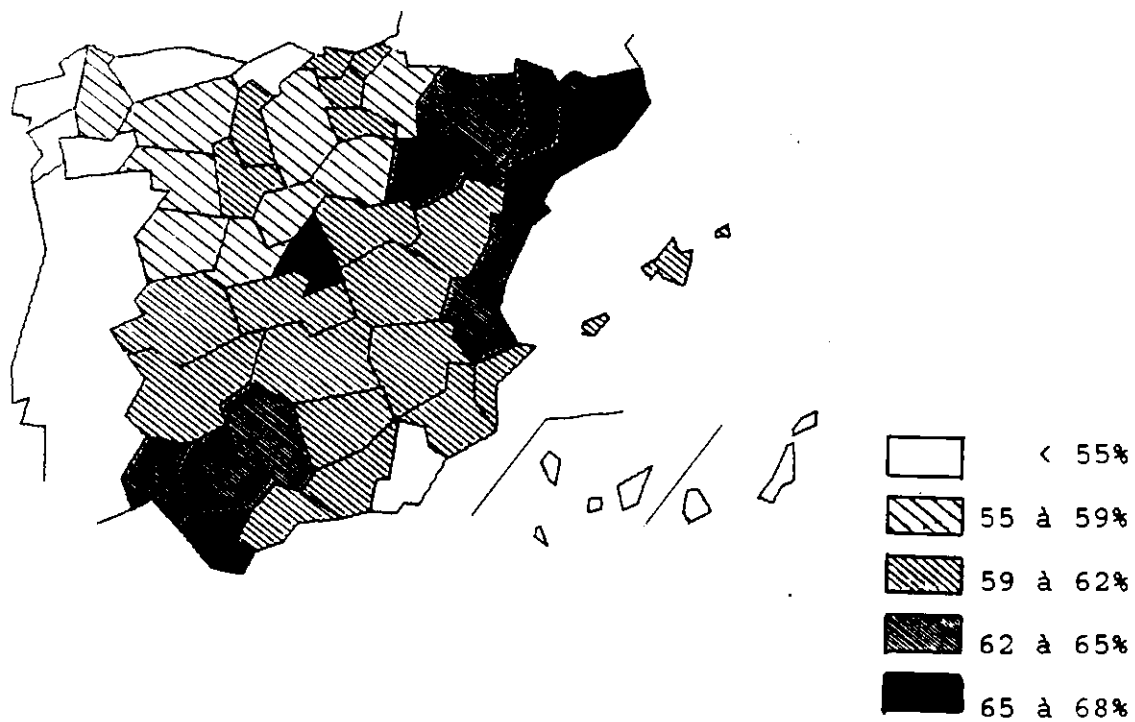
3.- C'est l'ensemble du système démographique qui change et, par là, l'explication de la genèse de ces changements ne doit pas s'en tenir à la recherche des facteurs de l'évolution d'une seule variable. De plus, si on veut prendre en compte l'évolution d'autres variables comme la nuptialité et les migrations, et non seulement la mortalité et la fécondité légitime, il faut considérer leurs interactions multiples. Dans ce sens on constate actuellement un regain d'intérêt pour l'approche de K. Davis à l'étude de la transition démographique⁵.

Les études régionales doivent donc apprendre à distinguer ce qui dans l'ensemble de l'évolution démographique fait partie d'un mouvement général de ce qui doit s'expliquer par les transformations et les caractéristiques propres à la région.

Finalement les études de la transition de la mortalité et de la fécondité se sont occupées fondamentalement de quantifier ces

⁵ Sur cette question des interactions entre variables démographiques au cours de la transition, voir en particulier CHESNAIS, J.C. 1986a.

Carte 506, s. Proportion des 15-64 ans dans la population masculine totale, en 1920



Sources: données du recensement.

phénomènes, et dans le meilleur des cas d'en chercher les déterminants socio-économiques. Nous croyons que l'étude des transformations démographiques qui ont affecté de façon généralisée les populations européennes, mais celles-ci suivant des trajectoires distinctes selon les régions et pays, doit aussi aborder l'examen de leurs conséquences. Dans le cas espagnol, par exemple, les structures par âge variaient considérablement avant 1930 dans nos quatre ensembles régionaux négatifs (voir carte 50bis). La structure la plus favorable à l'activité se trouvait dans la région du nord-est, où à la réduction de la fécondité légitime s'ajoutaient les effets d'un solde migratoire toujours positif; la structure la moins favorable se situait dans la frange nord et dans la meseta-nord, où le maintien d'une forte fécondité légitime et la forte émigration outremer ou vers Madrid cumulaient leurs effets. Cette remarque prend tout son intérêt si on tient compte de l'importance qu'avait alors la structure par âge (en particulier de la population masculine) dans la détermination du taux global d'activité. Cela n'est bien sûr qu'un exemple des effets que l'évolution démographique peut avoir sur le développement économique et social. C'est par cette voie que l'étude de l'histoire de la population s'intégrera finalement à l'explication des autres processus du changement historique:

"Tant que l'histoire de la population n'était qu'un inventaire de faits, ..., ou qu'une variable dépendante d'autres aspects de la société, elle a été considérée comme un thème d'intérêt marginal. Quand il a pu être démontré que la configuration démographique avait des conséquences importantes sur un grand nombre d'autres caractéristiques d'une société, et qu'il n'a plus été possible de la considérer comme secondaire par rapport à d'autres aspects de sa conformation économique et sociale, l'histoire de la

population a alors trouvé un nouveau statut logique."⁶

⁶ "As long as population history was a catalog of facts, a history of cataclysms which could be viewed as acts of God, or a feature readily determinable from a knowledge of some other aspects of the society in question, it was a matter of peripheral interest only. When it became demonstrable that the demographic constitution of a society had an important bearing on many of its others characteristics and it was impossible to regard its demographic constitution as secondary to some other aspects of its economic or social make up it also became essential to change its logical status." WRIGLEY, E.A. 1981.

INSTITUT D'ETUDES POLITIQUES DE PARIS

ANNEXES

TRAJECTOIRES REGIONALES DANS LA TRANSITION DEMOGRAPHIQUE ESPAGNOLE

Roser NICOLAU NOS

Thèse pour le Doctorat en Economie Appliquée (nouveau régime)
sous la direction de Georges TAPINOS

Décembre 1989

ANNEXE I.- PRESENTATION GENERALE DES SOURCES DEMOGRAPHIQUES
MODERNES DE L'ESPAGNE

I.1.- Les recensements de la fin du XIXe siècle

Deux recensements ont été réalisés en Espagne à la fin du XVIIIe siècle: en 1787 et 1797¹. Ces deux recensements, et tout particulièrement celui de 1797, font l'objet de nombreuses critiques. Mais ils présentent l'avantage de compter parmi les rares recensements modernes réalisés en Europe au XVIIIème siècle. De plus, du fait qu'il n'y a pas de recensement analogue avant la seconde moitié du XIXème siècle, leur utilisation est nécessaire pour l'étude de l'évolution de la population espagnole au XIXème siècle. L'Espagne est rentrée très tôt dans l'ère statistique, trop tôt peut être si l'on considère que la consolidation définitive s'est faite finalement avec un grand retard par rapport aux autres pays européens.

Les publications originales de ces recensements présentent la classification croisée de la population par groupe d'âge, sexe

¹L'I.N.E. est en train actuellement de publier l'ensemble des réponses des municipalités espagnoles au questionnaire du recensement de 1787. Cette publication, quand elle sera achevée, permettra de réviser les résultats agrégés publiés à l'époque et d'augmenter les possibilités d'utilisation de ce recensement.

et état civil². Ils donnent aussi la classification de la population selon l'occupation³.

Les résultats de ces recensements sont donnés pour les 35 divisions régionales espagnoles de l'époque -on disait alors des règnes, provinces, etc. Ces divisions étaient généralement plus larges que les 49 provinces actuelles, qui n'ont été définies qu'en 1833. Cependant, en regroupant de façon judicieuse les régions de 1787 et 1797, on peut arriver à reconstituer les communautés autonomes actuelles -qui sont des regroupements de provinces⁴.

De ces deux recensements nous utiliserons de préférence celui de 1787. Notre choix rejoint celui qui est traditionnellement fait par les historiens. Ce choix se justifie en partie par l'existence d'indices qui font penser que le recensement de 1797 n'est qu'une actualisation des documents de celui de 1787. De plus, et surtout, la conservation des feuilles

² Les groupes d'âges adoptés dans ces publications sont les suivants:

	Recensement:	
	1787	1797
< 7 ans	x	x
7-15 "	x	x
16-24 "	x	x
25-39 "	x	x
40-49 "	x	x
50-59 "	}x	x
60-69 "		x
70-79 "		x
80 ≤ "		x

³ Cette classification est d'ailleurs plus complète et détaillée dans le recensement de 1797 -cf PEREZ MOREDA, V. 1983.

⁴ Dans l'annexe V, on trouvera la table et les cartes de correspondance entre les différentes divisions territoriales historiques de l'Espagne que nous rencontrerons dans notre travail.

des réponses des municipalités au questionnaire de 1787 donne plus de validité aux résultats publiés, et plus de facilités pour l'utilisation de ces résultats que ceux du recensement de 1797.

Les traits principaux -pour autant qu'on puisse en savoir actuellement- de l'organisation et la réalisation du recensement de 1787 sont les suivants:

- le remplissage des questionnaires a été fait sur place, dans les villages et les municipalités -ce fait étant prouvé par la conservation des feuilles originales des réponses au questionnaire;

- l'examen des résumés originaux permet aussi de s'assurer que la distribution et le ramassage des questionnaires s'est fait de façon exhaustive dans toutes les villages;

- recommandation était faite aux municipalités que les visites aux maisons, aux foyers du village soient faites par les autorités municipales accompagnées du curé et d'un "notable" qui sache écrire. Les réponses des villages étaient toujours validées par les signatures de ces personnages;

- recommandation également d'insister et d'essayer de convaincre la population du caractère purement statistique -et non fiscal- du recensement. Pour éviter toute réserve de la part des enquêtés, on demandait de ne pas indiquer le nom des citoyens, autrement dit, le recensement était non-nominatif;

- on recommandait aussi d'insister sur l'exactitude du nombre d'enfants déclarés dans chaque foyer. Il fallait en particulier combattre la tendance de la population à ne pas ou mal déclarer les enfants en bas âge;

- on recommandait enfin aux enquêteurs de demander leur âge aux habitants, quoique l'on sache d'avance que dans de nombreux

cas, voire la majorité, cet âge n'était qu'approximatif.

Bien que l'on ait des preuves assez nombreuses des efforts accomplis par l'administration de l'époque pour que le recensement de 1787 permette de connaître, pour la première fois, et de façon satisfaisante, le chiffre et les caractéristiques de base de l'ensemble de la population espagnole, il nous paraît nécessaire de mettre en lumière certaines de ses imperfections, et en tout premier lieu de chercher à évaluer son degré de sous-enregistrement.

Nous allons présenter dans les lignes qui suivent les résultats d'un test visant à faire une estimation du degré de couverture de la population catalane par le recensement de 1787. Nous nous sommes restreint à la Catalogne parce que celle-ci est la seule région espagnole pour laquelle on dispose actuellement d'un nombre significatif, et de fait considérable, de séries paroissiales pour le XVIIIème siècle⁵. Ce sont en effet ces séries, contrastées avec les résultats locaux du recensement⁶ qui nous permettent de faire une estimation de sa qualité pour cette région. Ce test sera forcément partiel dans la mesure même où, limité à une seule région, nous ne pouvons pas assurer qu'il soit représentatif pour l'ensemble de l'Espagne.

Nous allons utiliser les registres paroissiaux, documents qui rendent compte du mouvement naturel de la population. Ces registres avaient déjà, à la fin du XVIIIème siècle, une longue

⁵Nous voulons ici remercier Mr Jordi Nadal de son amabilité pour nous avoir communiqué de nombreuses séries paroissiales catalanes récoltées et exploitées sous sa direction, ce qui nous a permis de construire un échantillon significatif pour la Catalogne.

⁶Publiés pour la Catalogne par IGLESIES, J. 1969.

tradition, leur continuité étant assurée par l'église catholique. A partir des séries de naissance tirées de ces registres, nous avons réalisé deux types de test:

- comparaison entre les naissances enregistrées et le "nombre maximal" de naissances qu'aurait pu engendrer la population féminine mariée⁷ recensée dans les paroisses correspondantes. De façon précise, nous avons calculé, pour les paroisses de notre échantillon, un indice égal au rapport entre la moyenne de 9 années de naissances centrées sur 1787 d'une part, et d'autre part le chiffre des naissances issu de l'application à la population féminine mariée, classée par âge, des taux de fécondité des femmes mariées huttérites pendant les années 1921-30⁸. Dans le cas où cet indice (ou rapport entre naissances observées et estimées) serait nettement supérieur à l'unité, on peut craindre un sous-enregistrement important des femmes adultes au recensement de 1787, et par extension de l'ensemble de la population.

- comparaison entre la mortalité des enfants observée et celle déduite de tables modèles. Nous avons calculé le rapport entre l'effectif de la population recensée âgée de 0 à 6 ans d'une part, et le total des naissances entre 1781 et 1787 selon les registres d'autre part; ce même rapport peut être calculé à partir de la population stationnaire d'une table type de mortalité. Nous avons utilisé les tables types de COALE, A.J. et DEMENY, P. 1983, région Sud, et calculé le rapport entre la

⁷On ne tient pas compte des naissances illégitimes qui représentaient un pourcentage très bas du nombre total des naissances.

⁸Ces taux correspondent au maximum historiquement observé.

population âgée de 0 à 6 ans et les naissances correspondantes pour des niveaux d'espérance de vie à la naissance (sexes réunis) compris entre 26 et 37 ans⁹. Ce rapport varie entre 0,6 et 0,7 dans les tables types. Or, on estime que, vers la fin du XVIIIème siècle, la population catalane avait une espérance de vie à la naissance supérieure à 26 ans¹⁰. Il est donc raisonnable d'estimer que si le rapport observé est inférieur à 0,6, il y a un sous-enregistrement de la population infantile au recensement, et par extension, de la population totale.

⁹Ces tables présentent pour chaque niveau et table de mortalité la composition par âge de la population stationnaire. Les groupes d'âge utilisés sont 0 ans, 1-4 ans et 5-9 ans. Nous avons calculé la population de 0-6 ans de la façon suivante:

$${}_7L_0 = L_0 + 4L_1 + 2{}_5L_5 / 5$$

Le rapport de la population de 0-6 ans aux naissances des sept dernières années est la somme pondérée des rapports de la population féminine et masculine, les coefficients de pondération étant la proportion des naissances de chaque sexe:

$$\frac{{}_7L_0}{{}_7l_0} = .488 \frac{{}_7L^f_0}{{}_7l_0} + .512 \frac{{}_7L^h_0}{{}_7l_0}$$

Les résultats obtenus à partir des tables de COALE, A.J. et DEMENY, P. 1983, modèle sud sont les suivants:

<u>niveau</u>	<u>espérance de vie</u> <u>à la naissance:</u>		$\frac{{}_7L_0}{{}_7l_0}$
	<u>femmes</u>	<u>hommes</u>	
3	25.0	24.7	.585
4	27.5	27.0	.613
5	30.0	29.3	.640
6	32.5	31.7	.665
7	35.0	34.0	.688
8	37.5	36.2	.710

¹⁰LIVI BACCI, M. 1978a, p. 181, a estimé que l'espérance de vie à la naissance était de 26.8 ans (sexes réunis) en Espagne en 1768-97. Il n'y a, à priori, pas à craindre que le schéma théorique adopté ne s'écarte beaucoup de la mortalité réelle, ce d'autant plus que l'observation des séries de mortalité paroissiales avant 1787 permet d'écarter la possibilité d'une crise récente.

Examinons maintenant les résultats de ces deux tests appliqués aux 110 localités de notre échantillon, qui représentaient 34 % de la population de la Catalogne en 1787, et pour lesquelles on connaît, grâce à l'exploitation des registres paroissiaux, le nombre des naissances pendant les années entourant le recensement de 1787.

Dans la table 23 on a présenté pour les 38 comarques catalanes: la population totale au recensement de 1787, le nombre de localités de l'échantillon situées dans la comarque et leur population en chiffres absolu et relatif à l'ensemble de la population comarcale. On a considéré que dans 13 cas (les comarques signalées par un astérisque), le pourcentage de la population, ou, ce qui revient au même ici, la proportion de villages par rapport au total comarcal, était trop bas (inférieur à 20%) pour tirer des conclusions générales sur le degré de couverture du recensement dans la comarque et pour proposer des corrections. Pour 4 autres comarques, on ne dispose pas des résultats locaux du recensement de 1787 et elles échappent ainsi à notre analyse. Il reste par conséquent 21 comarques, qui représentaient approximativement 67 % de la population catalane à l'époque, sur lesquelles nous considérons avoir un échantillon de paroisses significatif qui nous permettent d'établir une estimation du degré de couverture du recensement de la population de 1787.

Dans la table 23 (2e partie) on a présenté pour les 110 localités, toujours groupées par comarques, les taux bruts de natalité déduits des baptêmes pour 1787 et ceux que l'on obtiendrait avec une fécondité légitime maximale. On a ajouté dans la même table le rapport entre ces deux taux de natalité et

le rapport de la population de 0 à 6 ans dans le recensement de 1787 aux naissances des 7 années précédents.

Des 21 comarques exploitées, trois (signalées par le numéro 1) ont un taux de natalité supérieur au taux théorique maximal. On peut estimer alors que la population de ces comarques était sous-estimée au recensement de 1787. Nous avons alors adopté le critère de correction le plus simple en ramenant la population à un chiffre tel que leur fécondité légitime aurait été égale à celle des Huttérites, c'est à dire maximale:

Population totale corrigée de la comarque en 1787	=	Population totale recensée dans la comarque en 1787	*	-----	taux de natalité observé
					taux de natalité maximal

Dans 3 autres comarques (signalées par le numéro 2) le rapport des enfants de moins de 7 ans comptabilisés au recensement de 1787 sur les naissances des années 1781-1787 était notablement inférieur à 0.6. Si on refuse l'hypothèse selon laquelle l'espérance de vie dans ces comarques était notablement inférieure à 26 ans, il faut admettre que l'enregistrement de leur population était déficient au recensement de 1787. Ici notre critère de correction a été de considérer que dans ces comarques l'espérance de vie était de 26 ans et que, en conséquence, on peut appliquer un rapport enfants-naissances de 0.6 afin de corriger le chiffre de la population totale:

Population totale corrigée de la comarque en 1787	=	Population totale recensée dans la comarque en 1787	*	-----	0.6
					<u>Enfants de 0-6 ans en 1787</u>
					Naissances de 1781 à 1787

Notre exercice, comme on peut le voir à la table 23 (3e partie), nous a conduit à augmenter de 12 à 36% le chiffre

officiel de la population totale en 1787 dans les six comarques où nous avons mis en évidence un certain sous-enregistrement¹¹. Sur la population des 21 comarques analysées, ces corrections signifient une augmentation de 5%. Cela nous conduit à conclure que le recensement de 1787 présente (au moins pour la Catalogne) un degré de couverture assez satisfaisant pour l'époque à laquelle il a été réalisé.

¹¹Dans trois des six comarques les deux tests donnaient des résultats identiques, signalant par là des niveaux de sous-enregistrement similaires.

Tableau 13. Estimation du degré de couverture du recensement de la population de 1787 en Catalogne (le partie)

Comarques	Population totale en 1787	Nombre de villages de l'échantillon	Population des villages de l'échantillon	Pourcentage de la population dans l'échant.
	(1)		(2)	100 * (1)/(2)
Alt Penedès	13671	3	5582	41
Anoia	20818	5	9272	45
Bages	30457	11	13622	45
Baix Llobregat	129919	4	95602	74
Barcelonès				
Berguedà	15492	1	3259	21 (*)
Garraf	14047	2	9656	69
Maresme	40920	5	17265	42
Osona	39598	6	5409	14 (*)
Vallès Occidental	16141	3	6148	38
Vallès Oriental	22119	2	1909	9 (*)
Total (prov. Barcelone)	343182	42	167724	49
Alt Empordà	42054	12	12457	30
Baix Empordà	33763	9	16836	50
Garrotxa	29177	4	11046	38
Gironès	33021	9	14540	44
Ripollès	21789	0	0	0 (*)
Selva (La)	25372	3	4374	17 (*)
Total (prov. Gérone)	185176	37	59253	32
Alt Urgell	11679	1	1596	14 (*)
Cerdanya	10463	1	582	6 (*)
Garrigues	12711	2	2314	18 (*)
Noguera	19649	4	4537	23
Pallars Jussà	17713	0	0	0 (*)
Pallars Sobirà	12347	2	916	7 (*)
Segarra	14009	4	7565	54
Segrià	28560	0	0	0 (*)
Solsonès	9311	2	3680	40
Urgell	19279	2	3956	21
Vall d'Aran	5559	0	0	0 (*)
Total (prov. Lérida)	161280	18	25146	16
Alt Camp	25275	2	9668	38
Baix Camp	38967	4	18677	48
Baix Penedès	7079	1	2281	32
Conca de Barberà	19383	3	5042	26
Priorat	13951	1	2437	17 (*)
Tarragonès	27415	2	10444	38
Ribera d'Ebre	53692	-	-	-
Baix Ebre				
Montsià				
Terra Alta				
Total (Prov. Tarragone)	185762	13	48549	26
Total (Catalogne)	875400	110	300672	34

Notes: (*) L'échantillon n'est pas représentatif de l'ensemble de la comarque
Sources: Population totale et des villages de l'échantillon au recensement de 1787, IGLESIES, J. 1969. Pour la liste des villages constituant l'échantillon, voir pp. suivantes.

Tableau 23. Estimation du degré de couverture du recensement de la population de 1787 en Catalogne (2e partie)

Comarques	Echantillon de villages			
	Taux de natalité (0/00): observé maximal		Rapport des taux	Pop. <7 ans en 1787
	(1)	(2)	(1) / (2)	Naissances de 1781-87
Alt Penedès	48	59	.815	.638
Anoia	56	66	.848	.634
Bages	70	53	1.321 (1)	.408
Baix Llobregat	} 45	61	.743	—
Barcelonès		39	35	1.101 (*)
Berguedà	43	61	.716	.667
Garraf	49	55	.888	.623
Maresme	54	48	1.134 (*)	.589 (*)
Osona	54	61	.881	.663
Vallès Occidental	56	44	1.265 (*)	.733 (*)
Vallès Oriental	49	59	.827	.648
Total (prov. Barcelone)				
Alt Empordà	52	57	.909	.519 (2)
Baix Empordà	49	59	.833	.659
Garrotxa	59	64	.932	.508 (2)
Gironès	42	48	.868	.681
Ripollès	—	—	— (*)	— (*)
Selva (La)	63	48	1.314 (*)	.358 (*)
Total (prov. Gérone)	51	56	.908	.559
Alt Urgell	58	53	1.101 (*)	.481 (*)
Cerdanya	43	63	.678 (*)	.594 (*)
Garrigues	50	52	.970 (*)	— (*)
Noguera	52	52	.998	.599
Pallars Jussà	—	—	— (*)	— (*)
Pallars Sobirà	52	49	1.070 (*)	.531 (*)
Segarra	54	45	1.189 (1)	.583
Segrià	—	—	— (*)	— (*)
Solsonès	46	41	1.101 (1)	.651
Urgell	46	60	.770	.627
Vall d'Aran	—	—	— (*)	— (*)
Total (prov. Lérida)	51	50	1.017	.593
Alt Camp	43	53	.814	.743
Baix Camp	48	65	.744	.674
Baix Penedès	59	57	1.029	.442 (2)
Conca de Barberà	47	56	.840	.668
Priorat	50	66	.761 (*)	.660 (*)
Tarragonès	44	59	.748	.663
Ribera d'Ebre	—	—	—	—
Baix Ebre	—	—	—	—
Montsià	—	—	—	—
Terra Alta	—	—	—	—
Total (Prov. Tarragone)	47	60	.780	.670
Total (Catalogne)	49	58	.849	.618

Notes: (*) voir note du tableau antérieur.

(1) taux de natalité des années 1783-91 supérieur au taux maximal.

(2) le rapport des enfants de moins de 7 ans comptabilisés au recensement de 1787 sur les naissances de 1781-87 est nettement inférieur à 0.6

Sources: d'après les registres de baptêmes des 110 villages et les données du tableau 23 (2e partie)

Tableau 23. Estimation du degré de couverture du recensement de la population de 1787 en Catalogne (3e partie)

Comarques	Population totale au recensement de 1787		
	chiffre corrigé	chiffre officiel	rapport ch. c./ch. of.
Alt Penedès	13671	13671	100.0
Anoia	20818	20818	100.0
Bages	40226 (c)	30457	132.1
Baix Llobregat	} 129919	129919	100.0
Barcelonès			
Berguedà	15492 (*)	15492	
Garraf	14047	14047	100.0
Maresme	40920	40920	100.0
Osona	39598 (*)	39598	
Vallès Occidental	16141	16141	100.0
Vallès Oriental	22119 (*)	22119	
Total (prov. Barcelone)	352951	343182	
Alt Empordà	48617 (c)	42054	115.6
Baix Empordà	33763	33763	100.0
Garrotxa	34461 (c)	29177	118.1
Gironès	33021	33021	100.0
Ripollès	21789 (*)	21789	
Selva (La)	25372 (*)	25372	
Total (prov. Gérone)	197023	185176	
Alt Urgell	11679 (*)	11679	
Cerdanya	10463 (*)	10463	
Garrigues	12711 (*)	12711	
Noguera	19649	19649	100.0
Pallars Jussà	17713 (*)	17713	
Pallars Sobirà	12347 (*)	12347	
Segarra	16811 (c)	14009	120.0
Segrià	28560 (*)	28560	
Solsonès	10446 (c)	9311	112.2
Urgell	19279	19279	100.0
Vall d'Aran	5559 (*)	5559	
Total (prov. Lérida)	165217	161280	
Alt Camp	25275	25275	100.0
Baix Camp	38967	38967	100.0
Baix Penedès	9610 (c)	7079	135.8
Conca de Barberà	19383	19383	100.0
Priorat	13951 (*)	13951	
Tarragonès	27415	27415	100.0
Ribera d'Ebre	} 53692 (*)	53692	
Baix Ebre			
Montsià			
Terra Alta			
Total (Prov. Tarragone)	188293	185762	
Total (Catalogne)	903484	875400	

Notes: (*) voir note du tableau 23 (1^{re} partie)
(c) comarque pour laquelle un des deux tests du tableau 23 (2^e partie) indique un sous-enregistrement et pour laquelle on a corrigé le chiffre de la population conformément à la procédure expliquée en annexe I.1.

Sources: voir sources du tableau 23 (1^{re} partie)

Liste de villages catalans (classés par comarques) qui constituent l'échantillon à partir duquel nous avons estimé le sous-enregistrement du recensement de 1787

a) Comarques de la province de Barcelone

Alt Penedès : St. Pere de Riudebitlles, St. Sadurni d'Anoia et Vilafranca del Penedès.
Anoia : Bruc (el), Calaf, Igualada, Pobla de Claramunt (la) et Piera.
Bages : Aguilar, Avinyo, Balsareny, Calders, Cardona, Manresa, Mura, Rajadell, St. Joan d'Olo, St. Salvador de Guardiola et Sta. Maria d'Olo.
Baix Llobregat : Olesa de Montserrat et Torrelles de Llobregat.
Barcelonès : Barcelona et St. Just Desvern.
Berguedà : Berga.
Garraf : Sitges et Vilanova i la Geltru.
Maresme : Arenys de Mar, Mataro, Palafolls, St. Andreu de Llaveneres et Teià.
Osona : Balenyà, Folgueroles, Gurb, St. Pere de Torello, Sta. Eugenia de Berga et Sta. Maria de Manlleu.
Vallès Occidental: Sabadell, St. Cugat del Vallès et Terrassa.
Vallès Oriental : Campins et Castellterçol.

b) comarques de la province de Gérone

Alt Empordà : Agullana, Borrassà, Cabanes, Castello d'Empuries, L'Escala - St. Marti d'Empuries, Llançà, Maçanet de Cabrenys, Navata, Ordis, Roses, Ventallo et Vilajuiga.
Baix Empordà : Begur, Calonge, Corçà, Palafrugell, Palamos, St. Feliu de Guixols, St. Joan de Palamos, Torroella de Montgri et Verges.
Garrotxa : Besalu, Castellfollit de la Roca, Olot, et St. Pere de les Preses.
Gironès : Banyoles, Borgonya del Terri, Cornellà del Terri, Esponellà, Girona, Llagostera, Pujals dels Cavallers, Sarrià de Ter et Sords.
Ripollès : -
Selva (La) : Arbucies, St. Hilari Sacalm et Sta. Coloma de Farners.

c) comarques de la province de Lérida

Alt Urgell : Seu d'Urgell.
Cerdanya : Ger.
Garrigues : Borges Blanques et Torregrossa.
Noguera : Artesa de Segre, Balaguer, Bellvis et Linyola.
Pallars Jussà : -
Pallars Sobirà : Esterri d'Aneu et Gerri de la Sal.
Segarra : Cervera, Guissona, Sanaüja et Torà.
Segrià : -
Solsonès : St. Llorenç de Morunys et Solsona.
Urgell : Bellpuig et Tàrraga.

Vall d'Aran : -

d) comarques de la province de Tarragone

Alt Camp : Valls et Vilabella.
Baix Camp : Alforja, Almoŕter, Cambrils et Reus.
Baix Penedès : Vendrell.
Conca de Barberà : Barberà de la Conca, Montblanc et Vimbodi.
Priorat : Falset.
Tarragonès : Tarragona et Torredembarra.

I.2.- Les recensements modernes de la population espagnole

Entre les recensements de la fin du XVIIIe et les premiers du XIXe siècle (1857), il a fallu attendre 60 ans pour que l'administration espagnole entreprenne à nouveau un dénombrement exhaustif de la population du pays. Le recensement de 1857 est le premier d'une série continue jusqu'à nos jours. Dans un premier temps, ils vont se dérouler tous les dix ans, les années terminant en sept, jusqu'à 1897 (à l'exception de 1867 où il n'y eut pas de recensement, et du recensement de 1860 effectué 3 ans après celui de 1857); puis, à partir du recensement de 1900, tous les dix ans, les années terminant en zéro jusqu'à celui de 1981.

La première moitié du XIXe siècle présente donc en Espagne un grand vide statistique. Différentes évaluations de la population espagnole ont pourtant été menées par différents organismes de l'administration espagnole avant le recensement de 1857, mais avec des finalités administratives et fiscales. Leur fiabilité est faible et elles ne spécifient presque jamais le sexe, et encore moins l'âge des habitants, réduisant ainsi nos possibilités d'analyse et rendant vaine leur utilisation.

Parmi les rares évaluations de la population espagnole effectuées pendant la première moitié du XIXe siècle, deux pourtant méritent d'être citées: celles réalisées en 1822 et

1833¹². En effet, ces deux évaluations ne contredisent pas les résultats des recensements antérieurs et postérieurs. Elles donnent seulement le chiffre de la population totale, en 1822 pour 52 divisions territoriales qui peuvent être regroupées de façon à reconstituer les communautés autonomes actuelles, et en 1833 pour les 49 provinces actuelles.

Le recensement de 1857 a été le premier dénombrement nominatif de la population espagnole réalisé par un organisme entièrement dédié à des fins statistiques. Le degré de couverture des recensements de la deuxième moitié du XIXe siècle, bien qu'encore insuffisant, doit être probablement supérieur à celui des recensements de la fin du XVIIIe siècle¹³.

Classification de la population selon le sexe, l'âge et l'état civil

Dans la publication du recensement de 1857, comme dans celles des recensements de 1860 et 1877, la population est classée par sexe, âge et état civil, mais on ne trouve dans aucun des trois recensements de tables donnant la classification croisée de la population selon ces trois variables. Il faut

¹²Le premier publié dans l'Annuaire Statistique de l'Espagne de 1859-60 (p.74) est l'état de la population qui accompagne le Décret Royal du 30 de janvier de 1822 qui régule l'élection des députés à la Chambre. Le deuxième publié par NIEVA, J.M., "Decretos del Rey. Reales Ordenes, resoluciones y reglamentos generales expedidos ... desde el 1º de enero hasta fin de diciembre de 1833", tomo XVIII, Madrid, Imprenta Real, 1834, (p.291) est aussi un état de la population qui accompagne un Décret Royal du 30 novembre 1833 qui établit la division administrative de l'Etat en 49 provinces.

¹³Dans la section I.3 de cet annexe, nous évaluons le degré de sous-enregistrement des enfants en bas âge aux premiers recensements espagnols. Cette donnée devient fondamentale quand on essaie de mesurer la fécondité en se basant seulement sur les recensements.

attendre la publication du recensement de 1887 pour rencontrer à nouveau, comme dans les recensements de la fin du XVIIIe siècle, des tables croisées selon le sexe, l'âge et l'état civil qui permettent une étude plus précise de la nuptialité et de la fécondité. Les classifications de la population par âge présentent jusqu'à récemment des défauts importants, particulièrement, comme on peut voir aux graphiques 22, 23 et 24, une forte attraction pour les âges multiples de dix à partir de 30 ans.

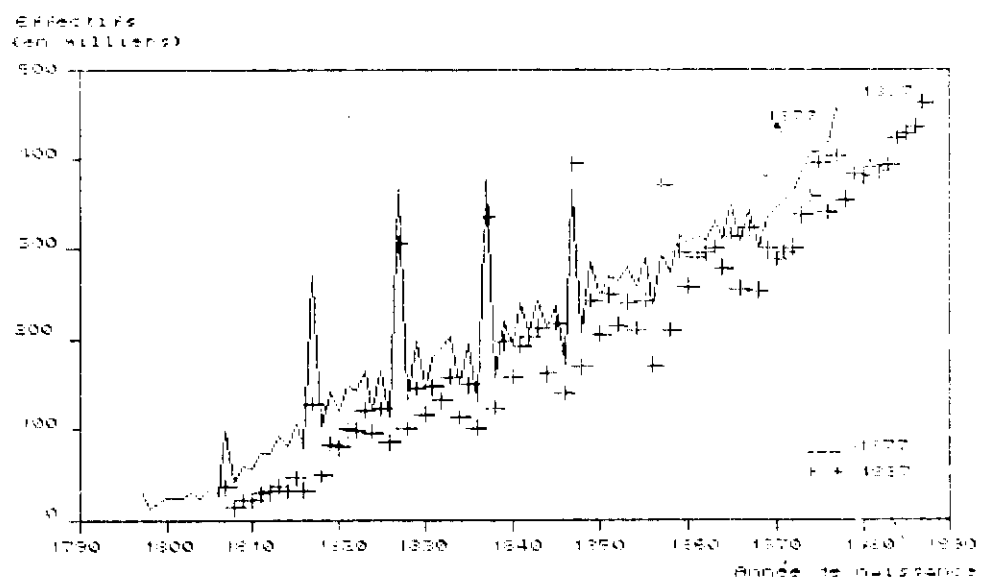
Les rapports de masculinité par âge de la population espagnole (cf tables 24 et 25 et graphiques 25) appellent les commentaires suivants:

- le déficit relatif d'hommes ne doit pas être attribué à un défaut statistique, mais à la plus forte propension à l'émigration de la population masculine. Quoique ce phénomène n'existait principalement que dans quelques régions bien déterminées, son intensité y était si forte dans la deuxième moitié du XIXe siècle et le premier tiers du XXe siècle, que ses effets sont manifestes dans le rapport de masculinité de l'ensemble de la population espagnole;

- cependant, pour les groupes d'âge 15-19 et 20-24 ans, on doit attribuer dans une grande mesure le bas niveau du rapport de masculinité à un sous-enregistrement probable des hommes "menacés" du service militaire;

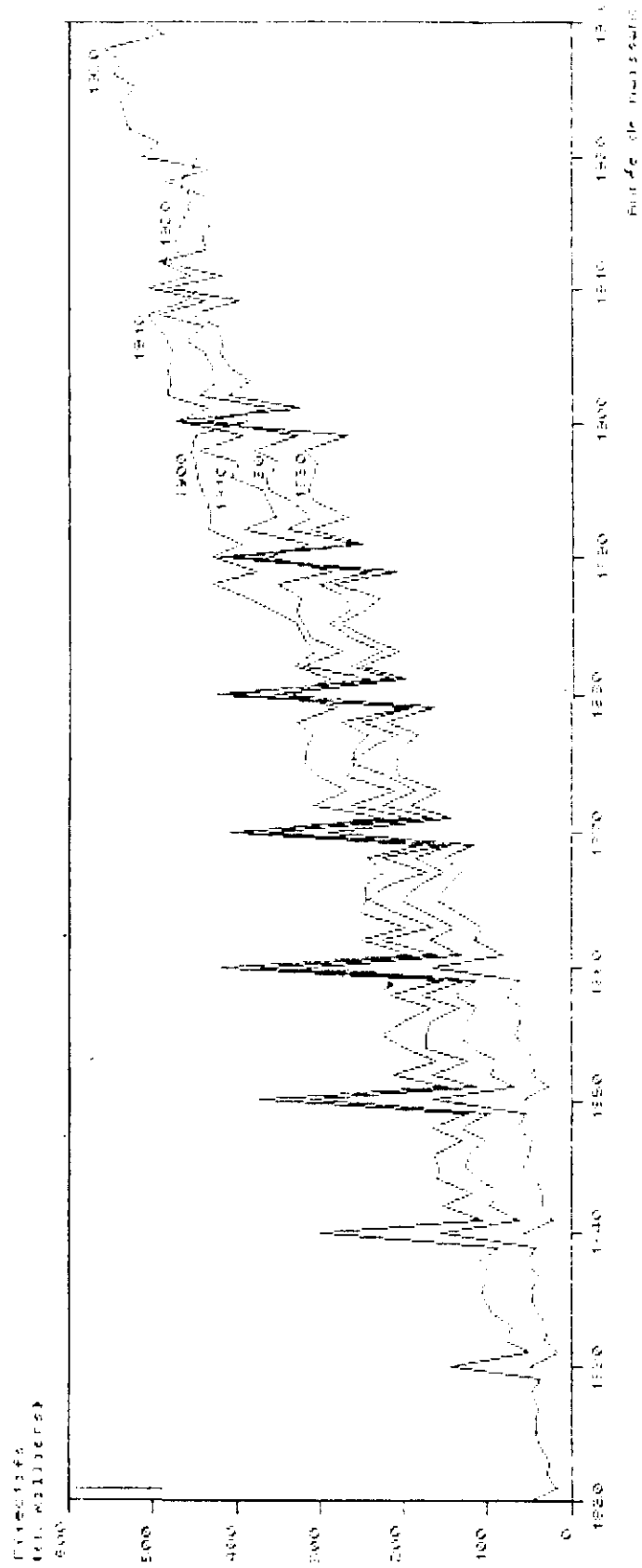
- le rapport de masculinité présente à partir de 30 ans une évolution en dents de scie, ce qui indique que la tendance à l'arrondissement de l'âge autour des dizaines est plus forte chez les femmes, fait à mettre en rapport avec les taux d'analphabétisme plus élevés dans la population féminine.

Graphique 21 . Effectifs de la population totale de l'Espagne aux recensements de 1877 et 1887, classés par année de naissance



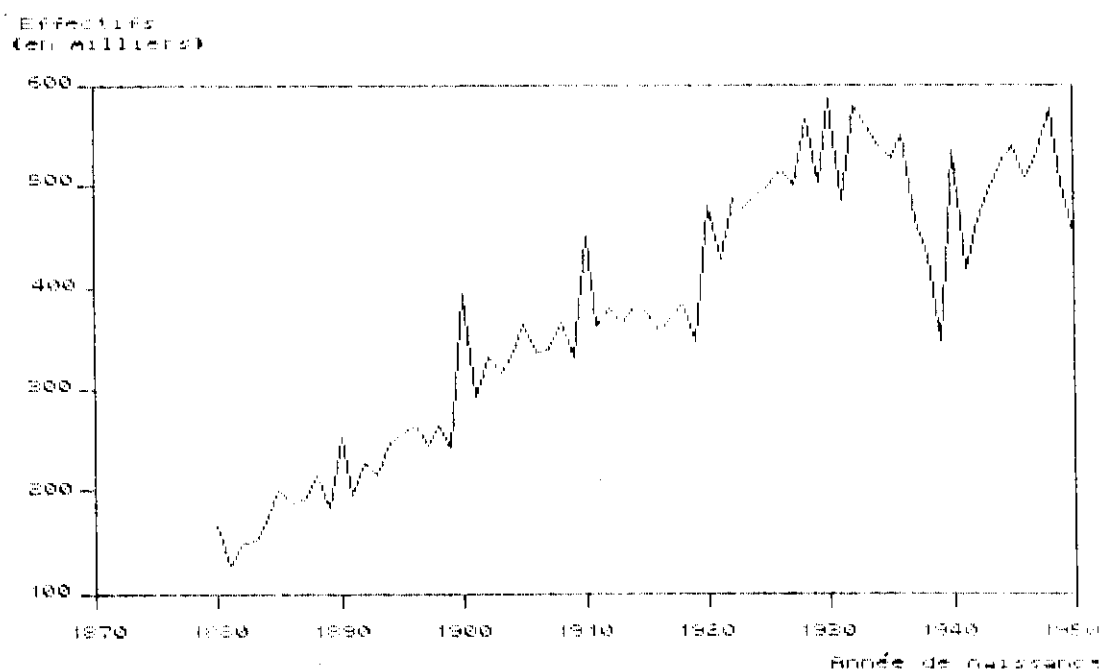
Sources: recensements de 1877 et 1887.

Graphique 23. Effectifs de la population totale de l'Espagne aux recensements de 1900, 1910, 1920 et 1930, classés par année de naissance



Sources: recensements de 1900, 1910, 1920 et 1930.

Graphique 24 . Effectifs de la population totale de l'Espagne au recensement de 1950 classés par année de naissance



Sources: recensement de 1950.

Tableau 24 . Rapport de masculinité par groupe d'âge de la population espagnole au recensement de 1787 et 1857 (nombre d'hommes pour 100 femmes)

Groupes d'âge	Recensement de 1787	Groupes d'âge	Recensement de 1857
0- 6	104.5	0	104.2
7-15	105.5	1- 7	102.1
16-24	96.8	8-15	103.9
25-39	97.5	16-20	89.9
40-49	96.8	21-25	92.0
50 et +	91.8	26-30	97.0
		31-40	101.7
		41-50	97.0
		51-60	94.3
		61-70	96.8
		71-80	94.5
		81 et +	82.1

Sources: d'après les recensements.

Tableau 25 . Rapport de masculinité par groupe d'âge de la population espagnole aux recensements de 1877 à 1930 (nombre d'hommes pour 100 femmes)

Groupes d'âge	Recensements:					
	1877	1887	1900	1910	1920	1930
0	104.7	103.3	102.3	103.4	102.8	104.6
1- 4	102.1	102.5	101.9	101.9	100.5	102.8
5- 9	102.7	102.7	101.8	101.6	101.8	103.3
10-14	103.7	102.7	101.6	103.0	100.8	101.3
15-19	91.4	91.4	93.8	93.6	94.4	97.4
20-24	81.5	93.2	90.0	90.6	91.4	96.0
25-29	89.0	94.2	92.2	91.3	90.3	94.4
30-34	91.0	89.0	93.6	90.8	91.3	94.3
35-39	97.2	94.1	94.8	91.7	91.9	92.1
40-44	93.4	92.7	91.8	93.0	90.8	94.1
45-49	98.6	97.0	91.8	95.0	91.9	92.8
50-54	95.5	91.0	91.1	91.1	92.3	91.0
55-59	101.8	96.5	94.3	91.6	93.9	88.5
60-64	95.5	94.1	90.4	87.4	87.4	86.5
65-69	99.4	101.8	93.7	92.2	87.8	87.5
70-74	93.0	93.4	91.5	88.9	83.4	82.0
75-79	99.7	95.7	95.9	90.3	85.3	77.5

Sources: d'après les recensements.

Tableau 16. Rapport de masculinité par groupe d'âge dans les populations stationnaires associées aux tables-type de mortalité de Coale et Demeny, modèle sud

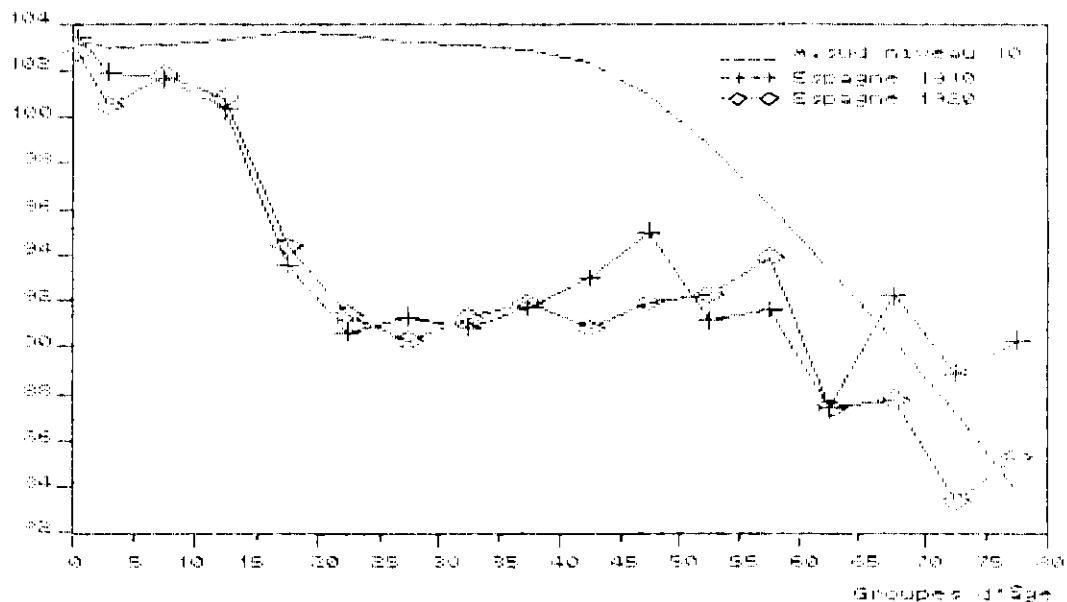
Groupe d'âge	Niveau		3	5	7	10	14
	e0 femmes	e0 hommes	25.0	30.0	35.0	42.5	52.5
			24.7	29.3	34.0	40.6	49.6
0			102.2	102.6	102.9	103.3	103.7
1- 4			102.7	102.9	103.0	103.0	103.3
5- 9			103.9	103.7	103.5	103.1	103.2
10-14			104.8	104.3	104.0	103.3	103.2
15-19			105.5	104.9	104.4	103.6	103.3
20-24			105.7	105.0	104.4	103.5	103.0
25-29			105.5	104.7	104.1	103.2	102.7
30-34			105.8	104.9	104.2	103.1	102.5
35-39			106.1	105.1	104.2	102.9	102.1
40-44			105.6	104.5	103.6	102.3	101.5
45-49			103.8	102.9	102.1	100.9	100.2
50-54			101.2	100.5	99.9	98.8	98.4
55-59			98.4	97.7	97.2	96.2	95.9
60-64			96.0	95.2	94.5	93.3	92.8
65-69			94.9	93.4	92.2	90.3	89.3
70-74			95.3	92.5	90.3	87.2	85.4
75-79			98.2	92.7	88.8	83.8	80.6
80-84			105.4	94.3	87.1	79.2	74.3

Sources: d'après les "Lx" des tables de COALE, A.J. et DEMENY, P. 1983.

GRAPHIQUE 25: VOIR AU VERSO

25c) Recensements de 1910 et 1920

Rapport de masculinité
(pour 100 Femmes)



Notes: dans les graphiques 25a, 25b et 25c, on a représenté l'évolution du rapport de masculinité avec l'âge dans la population stationnaire associée aux tables de mortalité du modèle sud les plus proches de celles estimées en Espagne à la date du recensement. Pour ceux de 1900, 1910 et 1920, l'espérance de vie féminine à la naissance était de 35.7, 42.6 et 42.1 ans respectivement, et l'espérance de vie masculine, de 33.9, 40.9 et 40.3 ans, pour les mêmes années. Avant 1900, on dispose d'une estimation de l'espérance de vie uniquement pour les deux sexes réunis pour les années 1878-1882 de 28.9 ans.

Sources: d'après les données des tableaux 25 et 26.

Classification de la population selon l'origine

Dans la publication des recensements de 1857 et de 1860, la classification de la population selon l'origine ne prend en compte que la nationalité. La publication pour 1877 distingue entre population née dans la province de résidence et dans le reste des provinces. Ce n'est qu'à partir de 1920 qu'on spécifiera la province de naissance et que l'on pourra évaluer à partir des recensements l'importance et la direction des migrations internes.

Classification de la population active

Les premiers recensements présentent de graves déficiences dans la classification de la population active. Dans une même table sont ainsi mélangés des critères de classification fort différents: profession, condition sociale, et secteur d'activité. Certaines activités sont bien spécifiées, mais, pour la plupart d'entre elles, elles sont mal ou insuffisamment définies.

Les difficultés pour définir une nomenclature fixe des activités économiques de la population n'ont commencé à se résoudre qu'à partir du recensement de 1900, dans lequel fut adoptée la classification en 91 catégories définie par Bertillon et approuvée par l'Institut International de Statistique en 1893. Le recensement de 1930 présente d'ailleurs, avec une classification selon 129 types d'occupation, un degré de détail qui facilite de façon considérable l'analyse.

A cause de la confusion et de l'imprécision des critères utilisés dans la classification de la population active, les premiers recensements ont tendance à surestimer les actifs

masculins. D'une part il n'est pas tenu compte de l'âge des hommes déclarés "actifs" et, d'autre part, les cas probablement très fréquents de déclarations de doubles ou multiples activités ne sont pas épurés.

Pour ce qui a trait à l'activité féminine, les recensements espagnols ne nous seront d'aucune utilité. La sous-évaluation du nombre d'actifs féminins est évidente et elle est de plus variable selon les secteurs d'activité, les régions, et les différents recensements.

Autres classifications de la population

Les intenses mouvements migratoires et la baisse de la natalité de la population espagnole pendant la décennie de la première guerre mondiale ont sans doute contribué à l'amélioration des questions posées au recensement de 1920, et surtout à l'introduction de nouvelles. Ce recensement incorpore par exemple pour la première fois une classification croisée de la population féminine selon l'âge, l'état civil et le nombre d'enfants engendrés¹⁴.

Mais cette introduction de nouvelles variables et de nouveaux critères de classification de la population dans les recensements a conduit au fur et à mesure à une perte quand au détail territorial des publications. Le rapport des tables au niveau municipal (à l'exception des capitales de provinces) à l'ensemble des tables provinciales et nationales a ainsi diminué progressivement.

¹⁴Dans l'annexe II.2.2, on présente les possibilités et limitations d'utilisation de ces enquêtes rétrospectives pour l'étude de l'évolution de la fécondité de la population espagnole.

I.3.- Les statistiques du mouvement naturel

La première disposition administrative connue du gouvernement espagnol tendant à la constitution d'un enregistrement civil du mouvement naturel de la population date de 1813. D'autres manifestations de cette volonté se sont succédées pendant la première moitié du XIXe siècle, sans effets concrets pourtant. Ce n'est qu'avec la loi de 1870 que va définitivement être implanté l'enregistrement civil des naissances, décès et mariages sur tout le territoire espagnol.

Cependant, c'est en 1858, bien avant le début du registre civil, qu'apparaîtront les premières statistiques officielles du mouvement naturel de la population espagnole. Ces statistiques ont été faites, et publiées régulièrement jusqu'à 1870, à partir des données des registres paroissiaux. Les graves difficultés auxquelles était confrontée l'administration pour récolter et organiser l'information provenant des registres paroissiaux de toutes les municipalités espagnoles se manifestent par un sous-enregistrement important.

Ces difficultés, liées à la constitution d'une statistique solide du mouvement naturel de la population espagnole, ont dû probablement augmenter après 1870, pendant les premières années de la création du registre civil en Espagne. L'implantation d'un réseau administratif sur tout le territoire du pays qui soit efficace et capable de contraindre l'ensemble de la population à réaliser l'inscription des faits d'état civil a été une tâche lente. Une preuve de ceci nous est donné par l'interruption de la publication des statistiques du mouvement naturel de 1870 à 1886. Les données des années 1870-1877 n'ont jamais été publiées, celles des années 1878-1885 se trouvent résumées dans le volume

de 1886.

Les déficiences du registre civil, jusqu'aux premières décennies du XXe siècle, étaient reconnues publiquement par les autorités responsables de sa tenue et de son organisation. Ainsi, dans les introductions aux publications officielles successives, on trouve des références constantes aux difficultés rencontrées dans l'exécution de la collecte, et aux insuffisances certaines des résultats. En particulier, le sous-enregistrement des naissances n'est pas dissimulé et on ne cachait pas le fait que les registres paroissiaux de nombreuses villes comptabilisaient plus d'événements que le registre civil¹⁵.

Le rapport de masculinité à la naissance, selon les données officielles, nous indique clairement que la couverture de l'enregistrement civil était incomplète, tout particulièrement pour les naissances féminines. Dans la période 1900-1910, par exemple, le rapport de masculinité à la naissance pour l'ensemble de l'Espagne, selon les données officielles, était de 110 garçons pour 100 filles -chiffre supérieur au niveau habituel de 105 pour 100 que les statistiques d'autres pays européens enregistraient déjà à la même époque¹⁶.

¹⁵ Selon les résultats d'une estimation, présentée dans l'introduction de la publication du mouvement naturel de 1905, le sous-enregistrement des naissances dans le registre civil atteignait cette année là plus de 6 %.

¹⁶ Dans quelques régions espagnoles, le rapport de masculinité à la naissance a atteint des valeurs supérieures à 120% dans les années 1900-1910. LIVI BACCI, M. 1968, p. 233, signale quelques cas extrêmes:

	<u>1900-03</u>	<u>1909-12</u>
Andalousie	113,6	112,2
Asturies	117,8	116,1
Canaries	116,0	110,3
Murcie	122,5	125,9

Ces constatations doivent nous rendre très circonspects à l'égard des données du mouvement naturel de la population espagnole des dernières décennies du XIXe siècle, mais aussi des premières décennies du XXe, et empêcher une utilisation acritique de celles-ci.

Nous présentons dans les paragraphes suivants l'estimation que deux auteurs (LIVI BACCI, M. 1968 et LEASURE, J.W. 1962) ont fait du pourcentage des naissances omises dans les statistiques du mouvement naturel de la population espagnole. Dans la suite de notre travail, ce seront les données corrigées selon la méthode que nous allons décrire maintenant -données corrigées par M. Livi Bacci- que nous utiliserons pour tous nos calculs, et en particulier pour analyser l'évolution de la fécondité des provinces espagnoles de 1887 à 1960.

Livi Bacci (1968) n'a pas tenu compte des statistiques du mouvement naturel pour calculer la fécondité de la population espagnole en 1860 et 1887. Il l'a estimé à partir de la distribution par âge aux recensements de 1860 et 1887 et de l'espérance de vie à la naissance en 1860-70 et du taux brut de mortalité enregistré vers 1887.

Pour les années de la fin du XIXe siècle et les premières décennies du XXe, Livi Bacci compare le nombre de naissances enregistrées par la statistique du mouvement naturel au nombre qu'il estime à partir des enfants présents aux recensements. Il a évalué ainsi, moyennant une rétro-projection, le nombre de naissances des décennies 1891-1900, 1901-10, 1911-20 et 1921-30, à partir de la population de 0 à 9 ans des recensements

successifs de 1900, 1910, 1920 et 1930¹⁷.

Le rapport entre le nombre de naissances observées et le nombre de naissances estimées, par Livi Bacci évolue ainsi:

1891-1900	96.1 %
1901-1910	100.8 %
1911-1920	98.6 %
1921-1930	98.6 %

Le fait que pendant les trois premières décennies du XXe siècle, le nombre de naissances enregistrées et estimées soient presque identiques ne veut cependant pas dire selon lui que le registre de naissances était alors parfait. On peut en effet supposer que le degré de couverture des recensements et des registres de naissances était similaire et allait s'améliorant au même rythme. Si cette hypothèse est correcte, le degré d'omission des deux sources est proportionnelle, et le calcul des principaux taux ne sera pas grandement affecté par le sous-

¹⁷ Il prend pour cela les groupes d'enfants de 0-4 ans et 5-9 ans séparément, et en utilisant des tables de mortalité existantes en Espagne pour les années 1880-84 et à partir de 1900 tous les dix ans, il estime le nombre des naissances correspondantes. Par exemple, à partir du recensement de 1900 il a estimé les naissances des années 1891-1900 de la façon suivante:

$$\begin{array}{l} \text{Naissances} \\ \text{estimées} \\ 1891-1895 \end{array} = \begin{array}{l} \text{Population} \\ \text{de 5-9 ans} \\ \text{au 31.12.1900} \end{array} * \frac{5 * l_0}{L_{5-9 \text{ ans}}}$$

$$\begin{array}{l} \text{Naissances} \\ \text{estimées} \\ 1896-1900 \end{array} = \begin{array}{l} \text{Population} \\ \text{de 0-4 ans} \\ \text{au 31.12.1900} \end{array} * \frac{5 * l_0}{L_{0-4 \text{ ans}}}$$

l_0 et L_x correspondent, respectivement, au nombre des naissances et à la population d'âge x dans la population stationnaire associée à une table de mortalité. Il a estimé L_{0-4} et L_{5-9} par interpolation linéaire des valeurs des tables de mortalité espagnoles successives.

enregistrement. C'est ce que conclut en effet Livi Bacci et l'amène à utiliser telles quelles ces données pour le calcul des taux de natalité et de fécondité.

Livi Bacci (1968) a répété ensuite la même analyse pour les régions espagnoles dans la période 1901-1910¹⁸. Trois régions présentaient des résultats peu satisfaisants pendant les premières années du XXe siècle. Les rapports du nombre de naissances enregistrées et estimées étaient, en 1901-10, de 64 % aux Canaries¹⁹, 88 % à Murcie et 91 % dans les Asturies. Livi Bacci a alors corrigé les chiffres des naissances enregistrées dans ces trois régions²⁰, auxquelles il a ajouté aussi la Galice (où il y a des indices de sous-enregistrement important dans quelques zones).

W. Leasure (1962) a procédé, en lignes générales, de façon similaire à Livi Bacci. Il a cependant, avant tout, corrigé du sous-enregistrement le nombre d'enfants en bas âge aux

¹⁸ La différence principale étant qu'il a utilisé les tables types de mortalité de Coale et Demeny, les tables régionales n'ayant pas été calculées. Le niveau, ou la table, correspondant à chaque région a été choisi à partir des taux de mortalité infantile des régions.

¹⁹ BURRIEL, E. 1982, a comparé les séries annuelles de naissances des registres civils avec les séries de baptêmes pour l'ensemble des quatre îles des Canaries (Gomera, Hierro, Las Palmas et Tenerife) de 1871 à 1975. Le rapport entre les deux séries révèle un sous-enregistrement important des naissances dans les registres civils jusqu'à 1930 (83.9 % en 1901-10, 80.9 % en 1911-20, et 85.9 % en 1921-30). Les causes principales étaient, selon l'auteur, les difficultés de déplacement jusqu'aux bureaux d'enregistrement et le haut degré d'analphabétisme de la population. Les décès des enfants dans les premières heures de leur vie étaient aussi fortement sous-estimés dans les statistiques de décès.

²⁰ Les trois régions précitées et l'Andalousie présentaient, pendant la première décennie du XXe siècle, les rapports de masculinité à la naissance les plus élevés de l'Espagne, indice sûr de sous-enregistrement.

recensements²¹, et c'est principalement pour cette cause qu'il aboutit à une estimation du chiffre des naissances plus élevée que celle de Livi Bacci. Ce dernier, comme nous l'avons déjà vu, tend à penser que la couverture des statistiques du mouvement naturel et des recensements est proportionnelle et qu'elle s'est améliorée au même rythme, ce qui l'amène à penser qu'il ne faut pas corriger, pour le calcul des taux de natalité et de fécondité, les données observées (à l'exception du cas des trois régions où le sous-enregistrement des naissances l'emportait largement ceux des enfants au recensement et de la Galice).

Leasure, comme Livi Bacci, estime ensuite les naissances des

²¹ Pour cela il a calculé, sur l'ensemble de la population espagnole, le rapport suivant: enfants de 5-9 ans au recensement t / enfants de 0-4 ans au recensement t, qu'il a comparé avec celui correspondant à des populations stables (${}_5L_5 / {}_5L_0$) avec des niveaux de mortalité similaires. A partir de cette comparaison il a établi un coefficient de correction du nombre d'enfants enregistrés de 0-4 ans dans l'ensemble du pays qu'il a après appliqué à chacune des provinces. Ces coefficients de correction, ou rapport du nombre estimé au nombre enregistré des enfants de 0-4 ans, étaient de:

date du recensement	
1900	1.163
1910	1.136
1920	1.112
1930	1.146
1950	1.050

De cette façon Leasure estime que entre 11% et 16% des enfants de 0-4 ans avaient été omis dans les trois premiers recensements espagnols du XXe siècle, ce qui est sans aucun doute un pourcentage élevé.

provinces espagnoles de 1900 à 1950, par une rétro-projection²² du "nombre corrigé" des enfants de 0-4 ans aux recensements. Il utilise les chiffres ainsi estimés pour le calcul et l'analyse de la fécondité. Observons l'évolution du rapport des naissances enregistrées aux naissances qu'il a estimé pour l'ensemble de l'Espagne:

1900	89 %
1910	93 %
1920	94 %
1950	98 %

Bien que la couverture du registre civil se soit améliorée pendant le XXe siècle, ce n'est qu'en 1975 qu'on a entrepris une réforme visant à une amélioration substantielle des statistiques du mouvement naturel. La seule nouveauté importante avant 1975 a été l'incorporation, à partir de 1922, d'une classification des naissances par âge de la mère, ce qui permet le calcul des taux de fécondité par âge²³.

Cette classification des naissances par âge de la mère est

²²A partir du nombre corrigé d'enfants de 0-4 ans et des quotients provinciaux de mortalité infantile, il calcule le nombre des naissances des cinq années précédant chaque recensement. Pour calculer, par exemple, les naissances des années 1896-1900, il a procédé de la façon suivante:

$$\begin{array}{l} \text{Naissances} \\ \text{estimées} = \\ 1896-1900 \end{array} = \begin{array}{l} \text{Population} \\ \text{"corrigée"} \\ \text{de 0-4 ans} \\ \text{au 31.12.1900} \end{array} * \frac{5 * l_0}{L_{0-4 \text{ ans}}}$$

Leasure a calculé $L_{0-4 \text{ ans}}$ à partir des quotients provinciaux de mortalité infantile en appliquant la formule suivante:

$$L_{0-4 \text{ ans}} = 5 - 5,89 * i_{q_0}$$

²³SAEZ, A. 1979 a reconstitué l'histoire féconde des générations féminines espagnoles nées à partir de 1870 en se servant de ces données.

publiée, de 1922 à 1974, uniquement au niveau national. Les données provinciales des années 1922-1974 restent inédites. Seule une petite brochure publiée par l'I.N.E. en 1966 est venu combler au moins partiellement cette grave insuffisance des statistiques espagnoles du mouvement naturel en publiant les taux nets de reproduction provinciaux des années 1922 à 1950. Il est sans doute nécessaire qu'un jour l'I.N.E. se décide à publier les données brutes permettant une étude sérieuse de la fécondité des régions espagnoles.

De la réforme des statistiques du mouvement naturel de 1975, deux aspects nous paraissent plus importants:

- la publication, à partir de cette date, des classifications provinciales des naissances par âge de la mère;

- l'adoption par l'I.N.E. des définitions statistiques internationales concernant les naissances vivantes et les décès, comptabilisant dans ces deux variables les enfants décédés pendant les premières 24 heures.

I.4.- Les sources statistiques qui permettent d'estimer les mouvements migratoires

Les statistiques des migrations extérieures

La première statistique de l'émigration extérieure en Espagne est celle des "passagers" (émigrants ou non) qui s'embarquaient dans les ports espagnols de la péninsule ou des îles Baléares et des Canaries en direction d'un quelconque autre port étranger ou des colonies. Sa publication commença en 1882. Cette série omet, évidemment, les sorties d'espagnols par les ports français ou portugais.

A partir de 1909, les "statistiques de migration transocéanique" vont considérer comme émigrant les seuls "passagers" qui voyagent en troisième classe -ou classe équivalente- vers l'Amérique, l'Asie ou l'Océanie. "L'immigrant" (à partir de 1916 et jusqu'à 1971) sera défini dans les mêmes termes. L'émigration vers l'Europe et l'Afrique n'est pas enregistrée dans ces statistiques.

L'Institut Espagnol d'Emigration (I.E.E.), qui dépend du Ministère du Travail, a fourni dès sa création en 1956 les "statistiques de migration extérieure" auxquelles se sont ajoutées à partir de 1960-61 celles de l'émigration vers l'Europe. Ces dernières présentent des déficiences considérables.

Les deux premières statistiques sont donc incomplètes puisque par nature elles négligent une partie des courants migratoires (principalement les transports terrestres). La troisième se veut plus complète mais pêche par son faible degré de couverture.

Les recensements de population et les statistiques

d'immigration des pays de destination sont de grande utilité pour compléter ou corriger les chiffres espagnols. Ces sources, quand elles existent, ont un grand intérêt pour l'étude des courants migratoires avant 1882 ou pour couvrir les vides ou les insuffisances de la statistique espagnole à partir de 1882 (comme par exemple le courant migratoire vers la France ou l'Algérie).

L'intérêt principal de cet ensemble de statistiques, qu'elles soient espagnoles ou étrangères, et de nous donner une image de la tendance de la migration extérieure espagnole. Malheureusement elles ne donnent pas de détail sur l'origine régionale des migrants, ce qui les rendent inadaptées pour notre travail. Les seules classifications qu'elles présentent sont celles des ports de départ, des pays de destination et seulement pour les dernières années selon les provinces d'origine. Par contre elles présentent dès le début certaines caractéristiques intéressantes de l'émigration dont la composition par sexe, par âge, etc. Nous nous servons d'ailleurs de cette composition par sexe dans une estimation indirecte du chiffre d'espagnols résidant à l'étranger en 1920, estimation que nous présentons en annexe IV.

Les statistiques des migrations internes

Ce n'est qu'à partir de 1960 que l'Institut National de la Statistique espagnol publie l'exploitation provinciale des entrées et des sorties des registres de population dues aux migrations. On ne dispose pas avant cette date d'autres sources d'observation directe des migrations internes.

A partir de 1920 les recensements espagnols ont incorporé

une classification croisée de la population selon la province de résidence et d'origine ce qui permet d'évaluer l'intensité et la direction des migrations internes. Nous avons utilisé le recensement de 1920 pour évaluer et comparer l'intensité des migrations régionales pendant les dernières années du XIXe siècle et les deux premières décennies du XXe. Pour compléter le tableau du recensement, il nous a fallu estimer le chiffre d'espagnols résidants à cette date à l'étranger et sa distribution selon les provinces d'origine (voir également l'annexe IV).

I.5.- Commentaire final à propos des problèmes des sources du XIXe siècle et de la discontinuité chronologique dans les études de la population espagnole

La réalisation de deux recensements modernes de la population à la fin du XVIIIe siècle paraissait présager une consolidation rapide et précoce de la statistique démographique en Espagne. Mais de fait, il n'en fut pas ainsi, et l'administration espagnole, de même que dans d'autres pays de l'aire méditerranéenne, se trouva finalement être très à la traîne des Etats des pays d'Europe du Nord en ce qui concerne la mise en route et l'organisation d'instituts statistiques modernes.

Il n'y eut en effet aucun recensement de la population en Espagne durant la première moitié du XIXe siècle, et les statistiques du mouvement naturel qui commencèrent à être publiées en 1858 à l'occasion du premier recensement moderne du XIXe siècle tardèrent encore de nombreuses années avant d'atteindre un niveau acceptable.

La statistique de la population est donc pratiquement inexistante dans la première partie du XIXe siècle, et la qualité et la régularité des publications -particulièrement du mouvement naturel- ne sont pas toujours très satisfaisantes dans la seconde moitié du XIXe siècle. Ce fait même peut sans aucun doute en grande partie justifier le manque d'études sur l'histoire de la population espagnole au XIXe siècle. Cependant, on doit remarquer que, dans de nombreux pays européens disposant d'une couverture statistique plus complète qu'en Espagne pour cette période, les travaux d'histoire de la population pour le XIXe siècle ne sont pas plus abondants. Nous croyons que ce fait s'explique

principalement par les liens ténus entre la pratique de l'analyse démographique et l'étude de l'histoire de la population et la démographie historique.

L'éloignement intellectuel dans lequel se sont développées en Espagne (comme dans de nombreux pays voisins) deux disciplines sœurs comme le sont la démographie "tout-court" et l'histoire de la population a eu tendance à accentuer la discontinuité pouvant exister dans les études démographiques, la zone de séparation entre les deux camps se situant précisément au XIXe siècle. La situation que décrit H. Le Bras pour le cas français est mot pour mot transposable pour l'Espagne:

"La montée en puissance de la démographie historique a entraîné l'apparition d'un no man's land entre elle et la démographie. Classique tentative d'évitement de disciplines voisines. Les démographes se sont cantonnés à l'époque présente, n'utilisant jamais plus d'une cinquantaine d'années en amont pour rendre compte du présent. Les historiens démographes se sont concentrés sur l'étude du dix-huitième siècle dont ils sont devenus les spécialistes. Entre les deux, le dix-neuvième siècle est en friches."²⁴

En Espagne, l'analyse démographique pratiquée dans les services de l'administration publique s'est circonscrite à l'étude de la population actuelle, avec un horizon temporel très court. D'autre part, les tâches de production et d'élaboration des statistiques absorbent toute l'énergie et marginalisent les projets d'étude et d'analyse de ces services. De plus, les projets mis en oeuvre sont le plus souvent intimement associés aux préoccupations immédiates de l'Administration: suivi de la conjoncture et prévisions démographiques. Dans ces travaux, l'analyse devient l'unique protagoniste et le démographique "explique" le démographique. Les relations et les interactions

²⁴ LE BRAS, H. 1983, p. 8.

entre l'évolution démographique et les autres variables socio-économiques sont assez systématiquement oubliées. Dans le meilleur des cas, l'établissement d'analogies et de comparaisons entre régions ou avec d'autres pays donnent une certaine perspective historique ou géographique aux problèmes analysés.

La démographie historique, pourvue de méthodes d'analyse adaptées aux sources de l'Europe préstatistique, s'est concentrée sur l'étude des populations préindustrielles -ce qu'elle a défini, au début, comme étant les "populations d'Ancien Régime". La large diffusion de méthodes spéciales bien adaptées à l'étude de ces populations et la solidité de certains des résultats obtenus paraissent avoir cimenté trop rapidement les limites de cette jeune discipline. Limites méthodologiques et limites chronologiques qui l'ont éloigné de la problématique et des outils d'analyse des populations contemporaines. Un exemple particulier, mais qui reflète bien cette situation, nous est fourni par les multiples reconstructions de familles, ou même plus simplement les reconstructions du mouvement naturel de la population, faites à partir des registres paroissiaux par les historiens espagnols; ceux-ci font en effet s'arrêter leur effort comptable à la fin du XVIIIe, alors même que les séries paroissiales leur permettraient tout aussi aisément de faire terminer leurs reconstructions à la fin du XIXe siècle et de contribuer à combler le vide laissé par la statistique nationale. Dans la majorité de ces travaux, l'évolution démographique est conçue comme un indicateur de la situation et de l'évolution socio-économiques. L'analyse des variables démographiques est malheureusement trop souvent sommaire et superficielle dans ces travaux en Espagne, et ne permet pas d'établir ce que furent les

mécanismes d'interaction entre ces variables et l'environnement socio-économique.

Nous pouvons dire, en conclusion, que les études d'histoire de la population espagnole souffrent de deux limitations fondamentales:

- leur restriction chronologique qui les empêche d'aborder un thème aussi important que celui des transformations intervenues au XIXe siècle;

- leur faible intérêt pour les problèmes méthodologiques et de l'analyse démographique.

A l'inverse, ces études ont en leur faveur de ne s'être jamais éloignées du cadre dans lequel elles peuvent être les plus fructueuses, celui de l'histoire économique et sociale, et de ne pas perdre l'ambition, au delà de la simple description, d'expliquer l'évolution des variables démographiques.

Il faut espérer que, après une première période de consolidation dans un certain isolement mutuel, ces deux jeunes disciplines tendront à s'observer avec un plus grand intérêt et à collaborer et confronter leurs méthodes et leurs résultats. Il paraît logique de penser que l'histoire de la population puisse un jour aider à expliquer, et peut-être aussi à prédire, l'évolution de certaines variables démographiques. Le rapprochement des deux disciplines produira sans doute aucun un intérêt croissant pour l'étude du XIXe siècle. Mais en attendant des lendemains qui chantent, il nous faut vivre au jour le jour avec la réalité de ce qu'il y a, entre le recensement de 1797 et celui de 1857 (et on pourrait prolonger la période jusqu'à 1900), une longue phase de l'histoire démographique contemporaine de l'Espagne qui reste relativement mal explorée et pour laquelle

nous ne pouvons actuellement qu'esquisser maladroitement une partie de la courbe.

ANNEXE II.- AU CHAPITRE II SUR LA FÉCONDITÉ

II.1.- Sources et indices utilisés pour l'analyse de la nuptialité

Les sources utilisées

Les recensements de la population constituent la principale source d'information que nous avons utilisé pour étudier l'évolution de la nuptialité en Espagne pendant les deux cents dernières années:

Les recensements réalisés en Espagne à la fin du XVIIIe siècle (en 1787 et 1797) présentent des distributions croisées de la population selon le sexe, l'âge et l'état civil à un niveau territorial très détaillé et nous permettent donc de connaître à cette date précoce les principales caractéristiques de la nuptialité. Ce type de classification croisée ne sera malheureusement pas reprise à l'occasion de la publication des premiers recensements modernes du XIXe siècle (1857, 1860 et 1877) et ne réapparaîtra, de façon cette fois définitive, qu'à l'occasion de celui de 1887.

A partir de 1887, et donc également pour tous les recensements successifs, cette classification croisée fut publiée systématiquement pour: l'ensemble de la population du pays, pour chacune des 49 provinces actuelles et pour les grandes villes²⁵. Le recensement de 1950 constitue à cet égard une exception puisqu'on n'y publie que les résultats pour l'ensemble de la

²⁵ Les capitales de province et normalement aussi les villes comptant au moins 20.000 habitants.

population du pays.

Les classifications de la population par sexe et par état civil n'apparaissent pas toujours dans les recensements succesifs pour les mêmes groupes d'âges. Ces groupes d'âge sont:

- dans les recensements de 1787 et 1797 d'une amplitude plus grande et plus irréguliers que dans les recensements postérieurs: les femmes d'âge fertile ont été classées en trois groupes d'âge: 16-24 ans, 25-39 ans et 40-49 ans;

- dans les recensements de 1857 à 1930: 16-20 ans, 21-25, ..., 46-50 ans;

- et à partir de 1940: les groupes d'âge quinquennaux habituels: 15-19, 20-24, ..., 45-49 ans.

Dans les lignes qui suivent nous expliquerons comme nous avons resolu ce problème (des modifications des classifications des groupes d'âge dans les recensements) à l'occasion de la reconstruction des séries historiques de chacun des indices utilisés.

Les indices utilisés

Nous avons utilisé trois indices de la nuptialité qui pouvaient être facilement calculés à partir des données des recensements et qui permettaient de saisir trois dimensions qui nous intéressaient plus particulièrement de ce phénomène:

1.- l'intensité de la nuptialité féminine qui est mieux saisie au travers des recensements par l'intensité de son complémentaire: le célibat définitif;

2.- le calendrier de la nuptialité féminine;

3.- la contribution ou la limitation que la nuptialité peut

exercer sur la fécondité générale d'une population;

1.- Le pourcentage de femmes encore célibataires à la fin de leur période fertile (aux alentours de 50 ans) est une mesure de la proportion des femmes qui n'ont pas contribué à la fécondité légitime et probablement de façon très réduite à la reproduction de la population (du fait de la très faible propension des populations européennes du passé à la fécondité illégitime). La fréquence des mariages après cette âge de 50 ans étant très faible, cette proportion peut être considérée comme un indicateur du célibat définitif.

Cette proportion de femmes célibataires à 50 ans tirée des recensements est aussi une bonne approximation de ce que nous fournirait le calcul d'une table de nuptialité si les célibataires décédaient ou migraient de la même façon que le fait le reste de la population. Cette hypothèse est très acceptable en ce qui concerne la mortalité différentielle selon l'état civil, les différences étant très faibles chez les femmes. Par contre la mobilité des célibataires et des non-célibataires sont parfois très différentes l'une de l'autre, ce qui suffit à expliquer, par exemple, une grande partie des différences urbaines-rurales de la nuptialité.

L'intensité de la nuptialité des femmes espagnoles a été mesurée par la proportion de femmes encore célibataires à 40-49 ans en 1787, à 46-50 ans dans les recensements qui vont de 1887 à 1930 et à 45-49 ans à partir de 1940. Le complément à un de cette proportion nous donne la proportion de femmes qui se sont mariées au moins une fois. D'autre part, l'intérêt de cette proportion est qu'il s'agit d'un indice générationnel, car cette

proportion peut toujours être affectée à un groupe spécifique de générations, celle des femmes nées 40-49, 46-50, ou 45-49 ans avant le recensement.

2.- La proportion de femmes encore célibataires dans les groupes d'âge où la fréquence des mariages est élevé est un indice très sensible aux changements dans le calendrier de la nuptialité.

L'âge moyen au premier mariage est sans doute un indice plus synthétique de la distribution par âge des mariages et du calendrier de la nuptialité. HAJNAL, J. 1953b a décrit une méthode qui permet son calcul à partir des proportions de célibataires prises à un seul recensement. Cette méthode donne de bons résultats si les comportements nuptiaux des différentes générations présentes au recensement n'ont pas trop changé. Cette méthode a été appliquée en différentes occasions aux recensements espagnols par LEASURE, J.W. 1962, CACHINERO, B. 1982 et ROWLAND, R. 1985. Nous avons cependant préféré nous contenter ici d'un indice moins synthétique: la proportion de femmes célibataires dans le groupe d'âge où la fréquence des mariages est élevée, et nous avons été obligés, comme nous l'expliquons dans la suite, à prendre le groupe 21-25 ans. Cet indice est de calcul plus simple et de compréhension plus immédiate que l'âge moyen au premier mariage calculé sur un seul recensement. D'autre part cet indice permet une application très générale pour différents type de populations, même celles qui sont loin de présenter les conditions de stabilité de la nuptialité dans le temps nécessaires pour appliquer la méthode de Hajnal, les populations urbaines étant un cas typique de cette instabilité.

La proportion de femmes encore célibataires dans le groupe d'âge de 21-25 ans par exemple est logiquement étroitement corrélée à l'âge moyen au premier mariage du groupe de générations considéré.

Du fait des changements succesifs dans les groupes d'âge qui apparaissent dans les recensements espagnols nous avons été obligés à prendre: le groupe 16-24 ans pour établir des comparaisons entre le recensement de 1787 et de 1887, et le groupe 21-25 ans à partir du recensement de 1887 inclus.

3.- L'indice de nuptialité de Princeton, I_m , est une mesure pondérée de la proportion de femmes mariées par rapport aux femmes d'âge fertile. Les effectifs féminins de 15 à 49 ans sont pondérés selon leur fertilité, les coefficients de pondération étant les taux de fécondité légitime des femmes huttérites en 1930 -pris comme une sorte de limite supérieure empirique de la fécondité d'une population:

$$I_m = \frac{\sum_{i=15}^{50} m_i * F_i}{\sum_{i=15}^{50} w_i * F_i}$$

m_i = nombre de femmes mariées dans chaque groupe d'âge quinquennal;
 w_i = nombre total de femmes dans chaque groupe d'âge quinquennal;
 F_i = taux de fécondité légitime des femmes huttérites par groupe d'âge quinquennal.

Cet indice de nuptialité rapporte donc le nombre d'enfants qu'auraient les femmes mariées si elles avaient eu une fécondité égale à celle des femmes mariées huttérites, au nombre d'enfants qu'auraient eu l'ensemble des femmes (mariées ou non) avec une fécondité pareille.

Si la fécondité illégitime est nulle ou négligeable, I_m

mesure la contribution de -et son complément à un, la limite mise par- la nuptialité à la capacité reproductive maximale d'une population, qui est donnée par la distribution par âge des femmes fertiles. De façon générale, la valeur de l'indice de nuptialité I_m dépend de:

- l'âge moyen des femmes au premier mariage (le calendrier de la nuptialité);
- la proportion de femmes qui restent célibataires jusqu'à la fin de leur période fertile (l'intensité de la nuptialité);
- la fréquence des séparations et des divorces, du veuvage, et du remariage (la durée des unions).

Cet indice est en particulier très sensible aux variations du premier facteur: l'âge au mariage. Les variations de cet âge impliquent des variations importantes dans la proportion de femmes mariées aux âges jeunes quand la fertilité des femmes est la plus élevée.

Dans la section suivante, où nous présentons les indices de la fécondité utilisés, nous indiquerons comment ont été résolus certains problèmes pratiques posés par le calcul des indices de nuptialité en Espagne et nous commenterons aussi un défaut de constitution des indices de Princeton, indices dont I_m fait partie.

II.2.- Sources et données disponibles pour l'étude de la fécondité générale et légitime en Espagne et indices utilisés

Pour reconstruire l'évolution de la fécondité on peut recourir à deux types de sources: les statistiques du mouvement naturel et les enquêtes rétrospectives.

II.2.1.- Les statistiques du mouvement naturel, les indices traditionnels d'analyse de la fécondité et les indices de Princeton

Avant le XIXe siècle et l'apparition des statistiques du mouvement naturel, l'élaboration des statistiques des naissances pour l'étude de la fécondité des populations européennes nécessite une exploitation lente et laborieuse des registres paroissiaux²⁶. Cependant, l'étude d'un échantillon significatif de paroisses a permis de connaître l'évolution de la fécondité légitime de grands ensembles de la population française²⁷ et anglaise²⁸ avant le XIXe siècle. En Espagne, comme dans d'autres pays européens, on dispose d'un nombre trop réduit de reconstructions de familles pour pouvoir procéder à des analyses

²⁶ FLEURY, M. et HENRY, L. 1976 (2e édition d'un livre paru en 1956) ont été les premiers à avoir systématisé la reconstruction des familles et à avoir codifié son usage pour l'analyse démographique et en particulier pour l'analyse de la fécondité légitime.

²⁷ HENRY, L. et HOUDAILLE, J. 1973; HENRY, L. 1972a et 1978a; et HOUDAILLE, J. 1976a.

²⁸ WRIGLEY, E.A. 1981b; WRIGLEY E.A. et SCHOFIELD, R.S. 1983a.

comparatives et pour tirer des conclusions significatives²⁹.

Les premiers recensements modernes des populations européennes ainsi que les statistiques du mouvement naturel ne présentent pas toujours la qualité et le détail nécessaires au calcul des indices traditionnels de la fécondité. En Espagne, par exemple, les statistiques du mouvement naturel furent publiées à partir de 1858, mais on ne dispose de la classification des naissances par âge de la mère -information nécessaire pour le calcul des taux de fécondité par âge- qu'à partir de 1922³⁰. De 1922 à 1975 cette classification n'a été publiée qu'au niveau national, et ce n'est qu'à partir de 1975 que l'on dispose de la classification des naissances par âge de la mère au niveau provincial³¹. L'étude de la fécondité des régions européennes -et d'autres divisions territoriales comme les villes- pendant la transition a fait des progrès considérables grâce à l'utilisation d'autres indicateurs de la fécondité -autre que les traditionnels- qui ne nécessitent pour leur calcul que des chiffres de naissances totales. Les indices élaborés par A. Coale (1965), afin de servir de base statistique commune au projet

²⁹ La première reconstruction de familles publiée en Espagne est celle réalisée par NADAL, J. et SAEZ, A. 1972. D'autres ont été publiées depuis, celle de SOLER SERRATOSA, J. 1985 et celle de REHER, D.S. 1988.

³⁰ SAEZ, A. 1979 a reconstitué l'histoire de la fécondité des générations féminines espagnoles nées à partir de 1870, mais il a dû estimer pour cela une partie de l'histoire de la fécondité des générations les plus anciennes.

³¹ Il faut espérer qu'un jour prochain l'I.N.E. se décidera à publier les tables provinciales de 1922 à 1975. Une publication de 1966 (I.N.E. 1966) a comblé partiellement cette grave lacune des statistiques espagnoles du mouvement naturel. Elle donne les taux nets de reproduction (R₀) par province pour les années 1922, 1925, 1930, 1935, 1940, 1945 et 1950.

d'étude de l'Université de Princeton sur la baisse de la fécondité dans les régions européennes, permettent ainsi de comparer les niveaux de fécondité (légitime, illégitime et générale) entre régions et de suivre leur évolution dans le temps. Et ceci si l'on dispose simplement du chiffre des naissances totales et de la distribution des femmes par âge et par état civil, distribution que donnent généralement les recensements modernes.

Nous allons présenter dans les lignes qui suivent les indices utilisés dans notre travail. En premier lieu les indices traditionnels, qui normalement nécessitent pour leur calcul de la classification des naissances par âge de la mère, et comme nous l'avons indiqué plus haut, ne peuvent être calculés pour l'ensemble de l'Espagne qu'à partir de 1922, et de 1975 pour les provinces. En second lieu nous décrirons les indices de Princeton qui peuvent être utilisés en Espagne pour l'étude des différences régionales de la fécondité à la fin du XVIIIe siècle et à partir du recensement de 1887.

Les indices traditionnels d'analyse de la fécondité

Le taux brut de natalité est le rapport des naissances d'une année à la population moyenne de cette année. C'est un indicateur de la fécondité qui a comme avantage principal de montrer l'influence directe de celle-ci sur l'accroissement de la population. Son inconvénient le plus grave est qu'il est très influencé par la composition par sexe, par âge et par état civil de la population. Toutes choses égales par ailleurs, le taux de natalité est d'autant plus élevé que la proportion de femmes en âge d'avoir des enfants est forte -en particulier aux âges où ces

femmes sont les plus fécondes. On élimine ce biais par le calcul direct des taux de fécondité par âge. Ces derniers sont simplement des taux de natalité relatifs à une fraction de la population féminine.

Le taux de fécondité générale par âge: "est le rapport, à l'âge x , des accouchées d'une année au nombre moyen de femmes présentes"³².

Le cumul de ces taux par âge peut être effectué pour une génération en suivant d'un âge à l'autre les femmes nées une même année: on obtient vers 50 ans la descendance finale de ces femmes (nous utiliserons le symbole: D50). Le cumul de ces taux peut aussi être fait pour une même année, en mélangeant ainsi l'expérience de plusieurs générations: c'est la somme des naissances réduites ou l'indice synthétique de fécondité (I.S.F.).

Selon Festy, trois interprétations de la somme des naissances réduites sont possibles:

1.- elle permet des comparaisons plus précises entre différentes populations que le taux de natalité, puisque la structure par âge de la population est, par définition, identique: une femme à chaque âge entre 15 et 50 ans;

2.- la somme des naissances réduites mesure ce que serait la descendance finale des générations si les taux de l'année devaient rester fixes pendant environ 35 ans; c'est donc la descendance d'une "cohorte fictive";

3.- l'ensemble des taux de fécondité par âge d'une année

³²FESTY, P. 1979a, p. 169.

juxtapose 35 fractions de l'histoire féconde de générations successives. La S.N.R. (ou I.S.F.) dépend donc à la fois de la descendance finale et de la répartition par âge des taux de fécondité générale dans les générations qui concourent aux naissances d'une année.

Le taux brut de reproduction (R) est le nombre moyen de filles par femme si celle-ci aurait pendant sa vie fertile, de 15 à 49 ans, les taux de fécondité d'une année déterminée. On le calcule ainsi:

$$R = \text{I.S.F.} * \text{proportion de filles à la naissance (0.488)}.$$

Pour une année donnée, en multipliant le taux brut de reproduction, (R), par la probabilité pour une femme d'être encore en vie à l'âge moyen à la procréation on obtient une bonne approximation du Taux net de reproduction (R0).

Le taux brut de reproduction (et le taux net) sont des mesures de la fécondité (et de la fécondité nette de la mortalité) d'une année déterminée. Ils sont trop souvent mal interprétés et, de façon erronée, ils sont pris comme des mesures de la capacité reproductive d'une population à long terme³³.

Pour décrire l'évolution de la fécondité, et en particulier sa baisse séculaire, sont préférables les analyses

³³ Quand les conditions démographiques du moment donnent un $R_0 = 1$, le maintien de ces conditions détermine une évolution démographique qui conduirait à une population stationnaire. Si ces conditions, observées une année, se maintiendraient, elles assureraient le renouvellement de la population. BOURGEOIS PICHAT, J. 1976 discute des problèmes posés quand on cherche à étendre aux générations le concept de renouvellement de la population défini en analyse transversale, en particulier la difficulté de calculer des taux net de reproduction des générations dans des époques où la mortalité est en rapide diminution.

longitudinales, qui mesurent la fécondité des générations, aux analyses du moment. Les indices transversaux enregistrent des changements dans la descendance finale mais aussi dans sa distribution pendant la période fertile, c'est à dire des changements de calendrier de la fécondité.

Les indices de fécondité générale négligent cependant une évidence confirmée dans presque toutes les populations étudiées jusqu'à aujourd'hui: dans le domaine de la fécondité, l'état matrimonial est fondamental et l'étude de la fécondité légitime indispensable.

Le taux de fécondité légitime par âge: "est le rapport à l'âge x du nombre d'accouchées mariées au nombre de femmes mariées"³⁴.

Si l'on suit d'un âge à l'autre les femmes nées une même année, le groupe de femmes que l'on suit n'est pas seulement affecté par la mortalité et la migration mais aussi par les changements d'état matrimonial. En particulier, de nouvelles mariées viennent s'ajouter au groupe ancien et le cumul des taux n'a de sens que si, à âge égal, la fécondité des nouvelles mariées ne diffère pas de celle des autres femmes. Quand cette hypothèse est réalisée la somme des taux mesure la descendance des femmes mariées à 15 ans.

La condition nécessaire pour que le calcul ait un sens est à peu près remplie dans un régime de fécondité "naturel" où l'âge de la femme est un facteur essentiel de la fécondité; elle ne l'est plus quand la fécondité devient "dirigée", le nombre

³⁴FESTY, P. 1979a, p. 172.

d'enfants déjà nés (et donc la durée de mariage) devenant alors les facteurs essentiels de la fécondité légitime.

Les indices de Princeton

L'étude de la fécondité européenne pendant les premières phases de la transition démographique a pu faire des progrès très notables et rapides grâce à la mise au point d'indicateurs et de mesures de la fécondité adaptées au type de données agrégées disponibles dans de nombreux pays européens (et pour les régions ou autres unités administratives qui les constituent) dès la fin du XVIIIe siècle. Le calcul de ces indices ne nécessite que la classification de la population féminine par âge et état civil et du nombre annuel de naissances (légitimes et illégitimes).

Ces indices de fécondité -légitime, illégitime et générale-, sont le rapport entre deux "taux comparatifs" de fécondité, qui résultent d'appliquer à une même population féminine deux tables de fécondité différentes: celle de la population étudiée et une table "type" de fécondité. Ils peuvent être calculés à partir du simple rapport des naissances observées (légitimes, illégitimes et totales) à celles que l'on obtient en appliquant aux effectifs des femmes recensées (mariées, non mariées et l'ensemble des femmes), une série "type" de taux de fécondité par âge. La série "type", ou table de fécondité de référence, la plus couramment utilisée est celle composée par les taux de fécondité légitime des femmes huttérites de 1921-30, car ces femmes avaient la plus haute fécondité observée parmi les populations étudiées jusqu'à

maintenant³⁵.

Les indices de fécondité -légitime (Ig), illégitime (Ih) et générale (If)- sont des mesures indirectes qui expriment la fécondité des femmes -mariées, non mariées et de l'ensemble des femmes- comme une proportion de celle des femmes mariées huttérites. Ils rapportent le nombre annuel observé des naissances au nombre hypothétique qui aurait pu se produire si ces groupes de femmes avaient eu une fécondité "maximale".

A partir du nombre des naissances, sans classification de celles-ci selon l'âge de la mère, et de la distribution de la population féminine par âge et état civil, le calcul de ces indices est simple, et leur interprétation relativement facile.

L'indice de fécondité légitime (Ig) est le rapport du nombre annuel des naissances légitimes observées au nombre de naissances légitimes qui se seraient produites si les femmes mariées avaient

³⁵ FESTY, P. 1979a, p. 35, compare les taux de fécondité légitime de quelques populations de pays occidentaux avant 1870 avec la série des taux de fécondité légitime des promotions de mariage du quart nord-ouest de la France de 1670-1769. Ces taux sont élevés mais toujours inférieurs à ceux des femmes huttérites, comme l'indiquent les données suivantes:

Taux de fécondité légitime (p.1000 femmes)

Groupe d'âge	Nord Ouest de la France (mariages 1670-1769)	Huttérites (1921-30)
15-19	317	300
20-24	447	550
25-29	426	502
30-34	380	447
35-39	293	406
40-44	150	222
45-49	10	61

expérimenté la fécondité des femmes mariées huttérites³⁶ :

$$I_g = \frac{\text{Nombre annuel de naissances légitimes}}{\sum M_i * F_i}$$

M_i = Nombre de femmes mariées dans chaque groupe d'âge quinquennal, $i= 15-19, 20-24, \dots, 45-49$.

F_i = Taux de fécondité légitime des femmes hutterites par groupe d'âge quinquennal, en 1921-30.

L'indice de fécondité illégitime (I_h) est le rapport du nombre annuel des naissances illégitimes au nombre des naissances illégitimes qui se seraient produites si les femmes non mariées avaient expérimenté la fécondité des femmes mariées huttérites.

$$I_h = \frac{\text{nombre annuel de naissances illégitimes}}{\sum C_i * F_i}$$

C_i = nombre de femmes non mariées (divorcées, séparées, veuves et célibataires) dans chaque groupe d'âge quinquennal.

L'indice de fécondité générale (I_f) est le rapport du nombre annuel de naissances totales au nombre de naissances totales

³⁶ La technique de reconstruction de familles mise au point par Henry et Fleury a permis le calcul de taux de fécondité légitime pour de nombreuses populations européennes d'avant le XIX siècle, pour lesquelles on ne dispose pas de recensements. A partir de ces taux reconstruits, on peut obtenir une bonne approximation de I_g en rapportant la somme pondérée des taux de fécondité légitime de la population étudiée à celle de la population huttérite. Les coefficients de pondération sont les effectifs de femmes mariées à chaque âge (M_i). Dans le cas, le plus habituel, où l'on ne dispose pas de la structure par âge et état civil de la population féminine étudiée, on peut prendre la structure par âge d'une population proche dans le temps et géographiquement.

$$"I_g" = \frac{\sum F'_i * M_i}{\sum F_i * M_i}$$

F'_i = taux de fécondité légitime des femmes étudiées par groupe d'âge quinquennal.

qu'on aurait enregistré si l'ensemble des femmes d'âge fertile avaient expérimenté la fécondité des femmes mariées huttérites.

$$If = \frac{\text{nombre annuel de naissances totales}}{\sum Ti * Fi}$$

Ti = nombre total de femmes dans chaque groupe d'âge quinquennal.

If est souvent très inférieur à l'unité³⁷ car:

1.- une partie importante des femmes se marie à un âge supérieur à celui de leur maturité biologique; de plus, une proportion de celles-ci reste célibataire pendant leur période fertile;

2.- certaines femmes mariées ne conservent pas ce status jusqu'à la fin de leur vie fertile à cause du décès du mari ou de la séparation du couple;

3.- la fécondité des femmes non mariées est très inférieure à celle des femmes mariées;

4.- les femmes mariées n'ont pas les taux de fécondité des femmes mariées huttérites à cause du contrôle de la natalité ou bien pour d'autres causes et comportements qui réduisent leur fécondité.

Les indices de Princeton permettent de décomposer d'une façon simple ce qui dans les différences et dans l'évolution de la fécondité générale est dû à la fécondité des mariages (et à la fécondité illégitime) de ce qui résulte des changements de la nuptialité. On a en effet:

³⁷ Même dans la population des Huttérites, pendant les années 1920-30, If ne dépassait pas le niveau de 0.7.

$$I_f = \frac{\text{Nombre annuel de naissances lég.}}{\sum M_i * F_i} * \frac{\sum M_i * F_i}{\sum T_i * F_i} + \frac{\text{Nombre annuel de naissances illég.}}{\sum C_i * F_i} * \frac{\sum C_i * F_i}{\sum T_i * F_i}$$

soit:

$$I_f = I_g * I_m + I_h * (1 - I_m)$$

Dans le cas où la fécondité illégitime est proche de zéro, on peut aussi écrire: $I_f = I_g * I_m$.

Les indices de Princeton nous renseignent sur l'utilisation qu'une population fait de sa capacité reproductive. Ils mesurent la fécondité d'une population en la comparant à celle de la table de fécondité des femmes mariées huttérites, prise ici comme "table type".

Ces indices cependant ne sont pas parfaits. Un de leurs défauts principaux est que leur résultat n'échappe pas à l'influence de la structure par âge de la population.

Si l'on considère en effet deux populations dont la structure par âge des femmes fertiles est très différente l'une de l'autre, mais dont le comportement de fécondité est identique (taux de fécondité par âge égaux dans ces deux populations), les indices de Princeton que l'on pourra calculer auront toutes chances d'être inégaux si ces populations pratiquent le contrôle des naissances. Ceci s'explique très simplement par le fait que la structure des taux réels et des taux des Huttérites sera forcément différente. Les différences entre les taux réels et ceux des Huttérites augmentent avec l'âge. Dès lors, les indices de fécondité de Princeton seront plus élevés pour la population dont les femmes fertiles sont les plus jeunes, en contradiction avec le fait que leur comportement de fécondité réel soit identique.

Les variations dans la composition par âge de la population féminine de 15 à 49 ans affectent aussi Im. Des changements dans cette composition peuvent à eux seuls produire des variations d'Im sans que les proportions de femmes mariées à chaque âge se soient modifiées. Ainsi, toutes choses égales par ailleurs, un rajeunissement de la population féminine de 15 à 49 ans réduira la valeur de Im, car la proportion des femmes mariées aux jeunes âges est faible. A l'inverse, un vieillissement de la population fertile produira l'effet contraire en faisant augmenter la valeur de Im.

Un autre problème, de solution plus facile, est le calcul de l'indice de fécondité légitime dans des populations à forte émigration masculine. Dans ces populations, le rapport de masculinité de la population mariée -le rapport entre le nombre d'hommes et des femmes mariées- peut être considérablement inférieur à l'unité indiquant la séparation -pour cause d'émigration- d'un pourcentage important des couples³⁸. Il est alors approprié de corriger Ig en prenant seulement en compte les femmes dont le mari est présent, ce qu'on effectue généralement ainsi:

$$I'g = I_g * \frac{\text{Nombre de femmes mariées}}{\text{Nombre d'hommes mariés}}$$

L'indice de fécondité légitime ainsi corrigé (I'g) rapporte les naissances légitimes d'une année déterminée aux femmes mariées dont les maris sont présents à la date du recensement.

³⁸ Dans la table 58 dans l'annexe des tableaux, on peut observer les bas rapports de masculinité de la population mariée des quelques provinces espagnoles affectées par une forte émigration masculine à la fin du XIXe et du début de XXe siècle. Ces rapports ont été utilisés pour corriger les indices de fécondité légitime.

Nous allons discuter maintenant de quelques uns des problèmes liés au calcul de ces indices en Espagne et la façon dont on les a résolus.

Les différentes classifications de la population féminine selon l'état civil et l'âge aux recensements espagnols

La classification des femmes par âge et état civil de 1787 distinguait uniquement les femmes de 16-24 ans, 25-39 ans et 40-49 ans. Les taux de fécondité des femmes huttérites étant calculés pour des groupes d'âge quinquennaux, il a fallu distribuer les effectifs des trois groupes d'âge selon les sept groupes d'âge quinquennaux habituels (exception faite du groupe 16-19 ans). La distribution a été faite par interpolation linéaire.

Une fois distribués les effectifs des femmes d'âge fertile selon ces sept groupes d'âge, on leur a appliqué les taux de fécondité des femmes huttérites³⁹.

Les recensements espagnols postérieurs à celui de 1787 qui présentent une classification croisée de la population par sexe, état civil et par groupe d'âge non conventionnelle sont ceux de 1887, 1900, 1910, 1920 et 1930 pour lesquels les groupes retenus dans les publications sont les suivants: 16-20, 21-25, ..., 46-50 ans. Cette fois ci il nous a paru préférable d'adapter la série des taux de fécondité des Huttérites à la classification des recensements espagnols. On a modifié ces taux de la façon

³⁹Pour le groupe d'âge 16-19, le taux de fécondité a été approximé par interpolation linéaire sur ceux des groupes 15-19 (300 pour mille) et 20-24 (550 pour mille), le résultat étant de 325 pour mille.

suivante:

$$F(x+1) \text{ à } (x+6) = \frac{4 * F(x) \text{ à } (x+5) + F(x+5) \text{ à } (x+10)}{5}$$

Les taux qui en résultent sont les suivants:

<u>Groupes d'âge</u>	<u>taux de fécondité</u> (pour 1 femme)
16-20	.350
21-25	.540
26-30	.491
31-35	.439
36-40	.369
41-45	.190
46-50	.049

A partir du recensement de 1940 les classifications adoptées reprennent la série des groupes d'âges plus conventionnelle: 15-19, ..., 45-49 ans.

L'estimation du nombre des naissances dans les régions espagnoles à la fin du XVIIIe siècle.

Les statistiques du mouvement naturel commencent en Espagne en 1858. M. Livi Bacci a estimé les taux de natalité des régions historiques espagnoles vers 1787 en utilisant les deux recensements successifs de 1787 et 1797⁴⁰. Il a, pour cela, appliqué les hypothèses du modèle des populations stables. Il nous avertit cependant que les estimations régionales sont moins fiables que celle du nombre national de naissances, du fait que la taille des populations régionales est relativement faible, du fait aussi des différences régionales de la mortalité et de

⁴⁰ cf LIVI BACCI, M. 1968, table 13, p. 227.

l'effet de l'émigration extérieure, aspects qu'ils n'a pas tenu en compte pour son calcul du nombre des naissances.

Nous avons utilisé les estimations des naissances réalisées par Livi Bacci pour calculer les indices de fécondité de Princeton des régions historiques vers la fin du XVIIIe siècle⁴¹. Ces indices, à défaut de statistiques de naissances et de recensements présentant des classifications croisées de la population par sexe, âge et état civil, ne peuvent être calculés de nouveau en Espagne qu'à partir de 1887.

Livi Bacci a calculé les indices de fécondité légitime, illégitime et générale des provinces espagnoles aux recensements de 1887, 1900, 1910, 1920, 1930, 1940, 1950 et 1960, indices dont les valeurs n'ont été publiées qu'en 1986 par COALE, A.J. et WATKINS, S.C. 1986. Nous avons donc dû calculé uniquement ceux des années plus récentes de 1970 et de 1981.

II.2.2.- Les enquêtes retrospectives et le calcul des descendances de mariage

La préoccupation pour le déclin de la natalité dans les pays occidentaux a fait que de nombreux recensement de cette époque incorporent des questions posées aux femmes sur le nombre d'accouchements qu'elles avaient eu au cours de leur vie féconde. Ce type d'enquêtes rétrospectives permet de reconstruire l'histoire de la fécondité des groupes de générations et de

⁴¹Pour calculer l'indice de fécondité légitime, I_g , on a considéré que les proportions de naissances illégitimes sur les naissances totales des régions étaient en 1787 égales à celles observées en 1858-1860 -qui sont les premières années pour lesquelles on dispose de données de ce type- dans les statistiques du mouvement naturel (cf. LIVI BACCI, M., 1968, table 14, p. 227).

promotions de mariage. Les indices que l'on peut construire avec ce type d'enquêtes sont comparables à ceux tirés des statistiques de l'état civil, à condition que:

1.- la mortalité et les migrations n'aient pas affecté de façon sélective les femmes présentes au moment du recensement selon leur niveau de fécondité;

2.- aucune naissance ne soit oubliée par les mères, en particulier celles des enfants dont la vie a été très courte;

3.- les enfants déjà adultes qui ont quitté définitivement le domicile familial ne soient pas omis.

Quand les femmes qui répondent au questionnaire sont convenablement classées selon leur état civil actuel, par génération et promotion de mariage, il est possible de mener à bien le calcul des descendance des générations et des promotions de mariage, ainsi que des probabilités d'agrandissement des familles⁴².

Le recensement de 1920 est le premier en Espagne qui a incorporé une question posée aux femmes non-célibataires sur le nombre d'accouchements survenus au cours de leur vie féconde. Cependant, les réponses à cette question ont été mal classées jusqu'au recensement de 1970. C'est ainsi que les tables publiées, résumant cette information, présentent avant 1970 de nombreux problèmes qui les rendent presque inutilisables pour l'étude de la fécondité espagnole.

Les tables publiées avant 1970 présentent les résultats -le

⁴²ai, la probabilité d'agrandissement de rang i, est calculée ainsi:

$$a_i = \frac{\text{nombre de femmes ayant eu au moins } i+1 \text{ enfants}}{\text{nombre de femmes ayant eu } i \text{ enfants}}$$

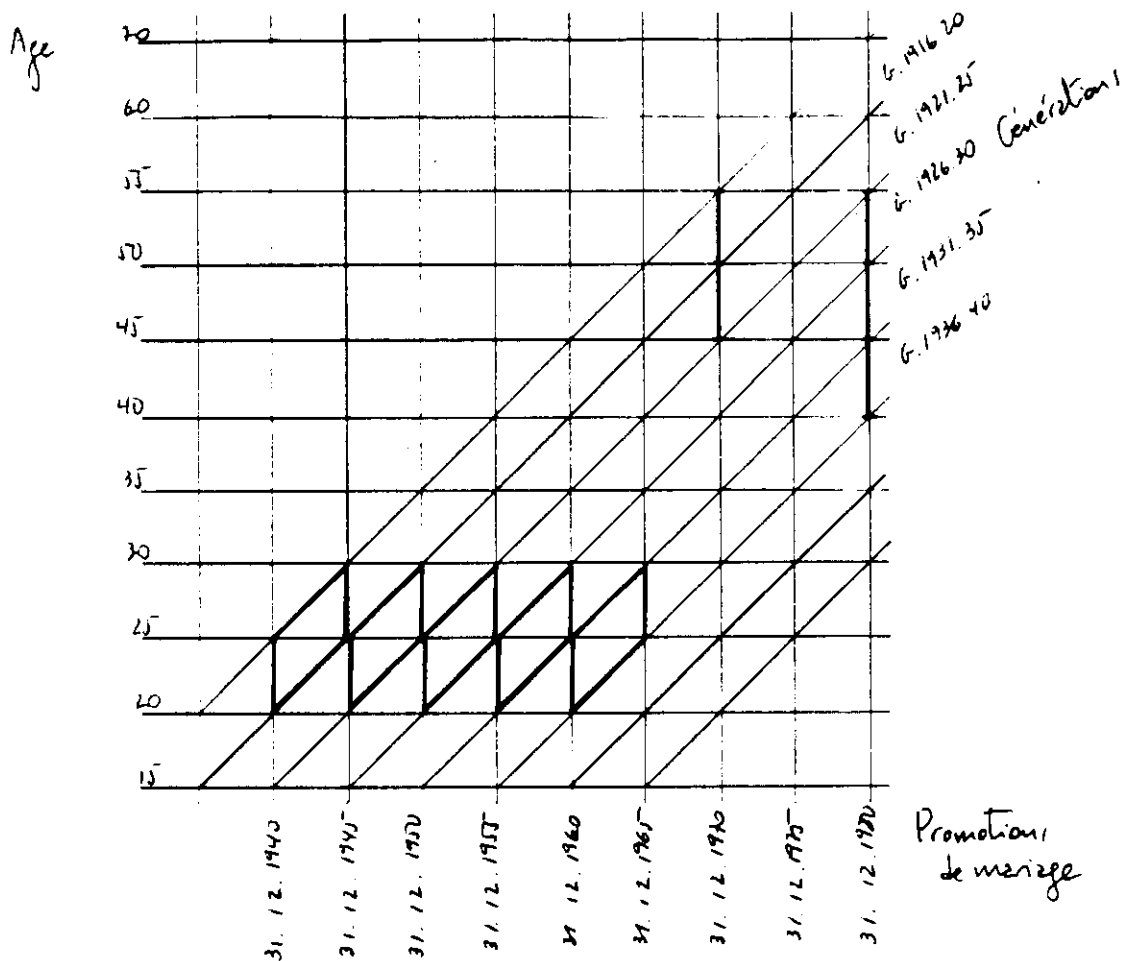
nombre d'enfants nés vivants- pour toutes les femmes non-célibataires, sans distinction de leur état civil actuel - mariées, veuves ou séparées; ce n'est qu'à partir du recensement de 1970 qu'on ajoutera un tableau supplémentaire concernant seulement les femmes encore mariées au moment du recensement. Ces tables ne distinguent pas les femmes selon leur âge au mariage, et elles ne prennent en compte que des grands groupes de générations. Ce dernier aspect est particulièrement regrettable s'agissant du recensement de 1920 qui ne distingue pas les femmes nées avant 1874 -qui avaient plus de 46 ans au moment du recensement et par conséquent déjà complété leur descendance. Ce regroupement rend impossible la reconstitution de la fécondité des premières générations espagnoles à avoir commencer à limiter leur descendance.

Les tables publiées pour les recensements de 1970 et 1981 nous permettent de reconstruire la descendance des promotions de mariages de 1941 à 1965. On a retenu pour chaque groupe de promotion de mariage la descendance moyenne des femmes mariées entre 20 et 29 ans et dont la durée du mariage est comprise entre

15 et 25 ans⁴³. Grace au diagramme de Lexis ci-joint il sera plus facile de localiser les promotions de mariages et les générations de femmes pour lesquelles on a calculé la descendance.

Génération féminines	Age au mariage	Promotions de mariage	Age actuel au moment du recensement qui permet de connaître leur descendance
1916-20	20-29	1941-45	50-54 ans rec.1970
1921-25	20-29	1946-50	45-49 " " "
1926-30	20-29	1951-55	50-54 " " 1981
1931-35	20-29	1956-60	45-49 " " "
1936-40	20-29	1961-65	40-44 " " "

⁴³Les tables du recensement de 1970 nous ont posé un certain nombre de problèmes. En premier lieu, elles donnent au niveau provincial la descendance moyenne des promotions de mariage de 1941-45 et 1946-50 sans distinguer les femmes par groupe d'âge au mariage. Nous connaissons cependant séparément pour chaque province la distribution des femmes de chaque promotion selon l'âge au mariage. Cette information ainsi que les distributions selon l'âge au mariage de la descendance de chacune des promotions pour l'ensemble l'Espagne nous a permis d'estimer la descendance moyenne des femmes mariées de 20-29 ans des promotions de 1941-45 et 1946-50 par province. En second lieu, les résultats nationaux du recensement de 1970, à différence de ceux de 1981, se présentent par groupe quinquennaux d'âge au mariage. Nous avons calculé la moyenne pondérée des descendance des femmes mariées à 20-24 et 25-29 ans, les coefficients de pondération étant le nombre de femmes de la promotion qui se sont mariées à ces âges.



Ces résultats sont publiés au niveau provincial et permettent de calculer la descendance moyenne des promotions de mariages présents dans la province au moment du recensement. Cette table ne nous permettent pas cependant de savoir si ces descendances ont été ou non constituées dans la province actuelle de résidence de la femme.

ANNEXE III.- AU CHAPITRE III SUR LA MORTALITÉ ET LA CROISSANCE
NATURELLE

III.1.- Les tables de mortalité de la population espagnole

L'I.N.E. a calculé et publié les tables de mortalité de la population espagnole tous les 10 ans, de 1900 à 1980⁴⁴.

Pour ce qui est de la période antérieure à 1900, les premières statistiques du mouvement naturel sont apparues à partir de 1858, mais elles ont été interrompues de 1871 à 1877. "L'Instituto Geográfico y Estadístico" (l'Institut de statistiques de l'époque) publia une table de mortalité de la population espagnole, sexes réunis, pour la période 1861-1870⁴⁵ et une estimation de l'espérance de vie à la naissance, également sexes réunis, pour les années 1878-1882⁴⁶. Les données qui existent permettent donc d'étudier la mortalité de l'ensemble de l'Espagne pour une grande partie de la seconde moitié du XIXe siècle, mais n'ont pas été beaucoup exploitées et surtout corrigées jusqu'à maintenant.

Pour la période antérieure à l'apparition des statistiques du mouvement naturel, on dispose d'estimations de l'espérance de vie à la naissance pour la fin du XVIIIe siècle. Elles ont été obtenues à partir des données des recensements de la population

⁴⁴ Pour les tables de 1900 à 1970, voir I.N.E. 1977, Tablas abreviadas ...; pour celles de 1975, voir I.N.E. 1982, Anuario Estadístico ...; et pour celles de 1980, encore provisoires, voir I.N.E. 1987, Anuario

⁴⁵ I.G.E., 1877, Movimiento de la población de España 1861-1870, pp. 26-36.

⁴⁶ I.G.E., 1895, Movimiento ... 1886-1892, p. 64.

de 1787 et de 1797⁴⁷.

III.2.- Les tables de mortalité des provinces ou des régions espagnoles

a. Les tables disponibles

L'I.N.E. a publié des tables provinciales uniquement pour les années 1969-1972 et une estimation des espérances de vie provinciales par sexe des années 1961-65 dans la même publication⁴⁸. Des tables plus récentes ont été calculées par le "Centre d'Estudis Demogràfics"⁴⁹ pour la période 1976-1980. On n'a donc que peu étudié les différences régionales de la mortalité espagnole avant 1960⁵⁰, malgré le fait que l'on dispose des classifications provinciales des décès par âge depuis 1901. Par contre il est plus difficile d'étudier l'évolution de la mortalité régionale avant 1900, car les classifications des décès par âge n'ont été publiées au niveau provincial que pendant les années 1858-1870. Ces données ont été exploitées récemment pour calculer des tables de mortalité provinciales et des communautés

⁴⁷ LIVI BACCI, M., 1978a, a estimé une espérance de vie à la naissance de la population espagnole, sexes réunis, de 26.8 ans pour la fin du XVIIIe siècle. Récemment, CACHINERO SANCHEZ, B., 1985 a avancé une estimation plus faible de 24.7 ans pour la même période.

⁴⁸ I.N.E., 1978, Tablas de mortalidad provinciales (1969-1972).

⁴⁹ DEVOLDER, D. 1987.

⁵⁰ A l'exception des travaux sur la mortalité infantile de ARBELO CURBELO, A, 1962 et de la thèse récente et inédite de GOMEZ REDONDO, R.

autonomes actuelles, sexes réunis, pour les années 1863-1870⁵¹.

b. Estimations complémentaires de la mortalité

Il était donc nécessaire de compléter les maigres séries existantes sur l'évolution de la mortalité régionale afin de disposer d'un cadre d'ensemble qui puisse être rapproché de celui dont on dispose pour la fécondité régionale (qui embrasse la période 1787-1980). Pour cela il nous manquait des évaluations d'un indice synthétique de la mortalité comme l'espérance de vie à la naissance pour les années pour lesquelles on connaissait le niveau régional de la fécondité. Une étude exhaustive de la mortalité sortant du cadre de notre travail, nous nous sommes limité à des estimations indirectes plus rapides que le calcul de tables complètes. Les problèmes posés par l'étude de la mortalité régionale avant l'apparition des statistiques démographiques modernes, ont fait que nous nous sommes limité à la période 1900-1960 et renoncé à présenter des estimations pour la période antérieure à 1860.

La méthode que nous avons suivi a été d'utiliser les taux de mortalité infantile régionaux des années 1901-02, 1930-31 et

⁵¹ DOPICO, F., 1987. Cet auteur a considéré que l'enregistrement des baptêmes ainsi que celui des jeunes enfants au recensement de 1860 ainsi que leur décès étaient très déficitaires. Il a donc calculé des tables de mortalité pour la population âgée de 6 ans et plus et les a complété à partir des tables types (modèle sud) de COALE et DEMENY. Les résultats qu'il a obtenu pour l'ensemble de l'Espagne (une espérance de vie à la naissance, sexes réunis, de 29.8 ans), rejoignent ceux calculés par l'I.G.E. en 1877, cf note .

1960-61⁵² pour extrapoler le niveau général de la mortalité, mesuré par l'espérance de vie à la naissance. Avant de rentrer dans le détail des calculs, il est bon de justifier d'une part le choix de la mortalité infantile plutôt qu'un autre indicateur pour évaluer le niveau général et d'autre part essayer d'indiquer comment on pourrait améliorer dans l'avenir nos estimations:

- le taux de mortalité infantile est un indicateur satisfaisant de la mortalité espagnole dans la première moitié du XXe siècle du fait qu'il était alors la composante la plus importante de la mortalité;

- des estimations plus fines de la mortalité nécessiteraient le calcul de taux de mortalité pour d'autres âges, car différentes études ont montré que la sélection d'une table de mortalité représentative exige le calcul d'au moins trois paramètres bien spécifiés⁵³. Mais pour cela on devrait au préalable procéder à une révision et une correction systématique des données du mouvement naturel et des recensements et en particulier des distributions par âge.

Pour extrapoler le niveau de la mortalité générale des régions à partir des seuls quotients de mortalité infantile, le plus adéquat était d'utiliser les tables types de mortalité de COALE, A.J. et DEMENY, P., 1983. En effet ces tables sont le meilleur résumé dont l'on dispose de l'évolution de la mortalité

⁵² Les espérances de vie à la naissance calculées par l'I.N.E. pour les années 1961-65 ne sont pas corrigées des faux-morts-nés et sur évaluent en conséquence les espérances réelles. C'est pour cela, et aussi afin d'avoir une série plus homogène basée sur le même procédé que nous avons préféré ne pas utiliser ces chiffres de l'I.N.E. si ce n'est que pour les contraster avec les nôtres.

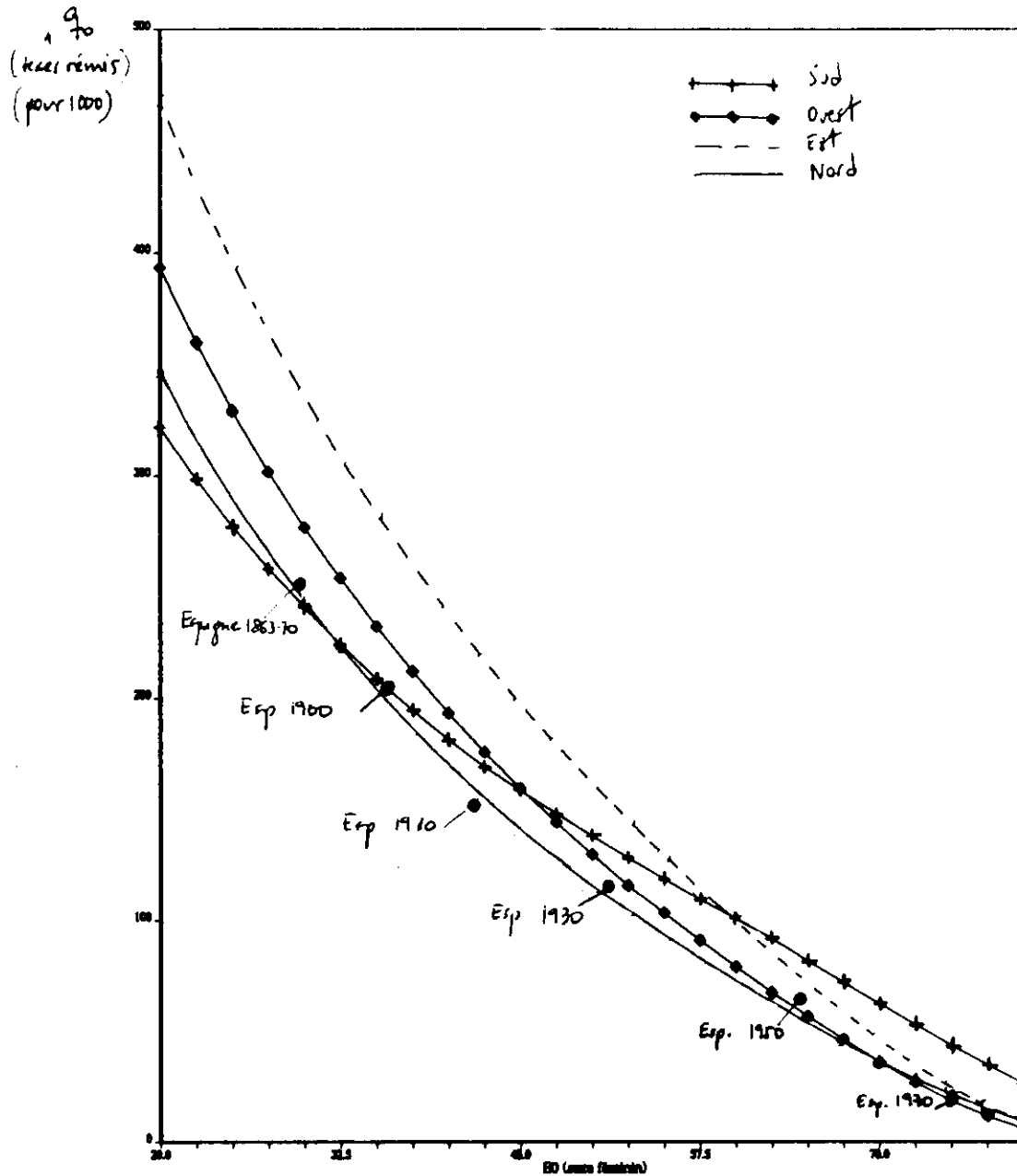
⁵³ BOURGEOIS PICHAT, J., 1984.

des populations occidentales, et en particulier le réseau "sud" est représentatif de la mortalité de l'ensemble de l'Espagne de 1900 à 1930.

Notre problème était alors de savoir si le réseau "sud" était représentatif de la structure par âge de la mortalité pour l'ensemble de la période 1900-1960 et pour toutes les régions. Plus concrètement savoir si on pouvait toujours utiliser le réseau sud pour extrapoler l'espérance de vie à partir du quotient de mortalité infantile. Le graphique 26 présente la relation entre ces deux indices⁵⁴ dans les 4 réseaux de tables-types de Coale et Demeny ainsi que dans les tables de mortalité de l'ensemble de l'Espagne de 1860 à 1970. De 1860 à 1920, ces deux indices évoluent effectivement dans le cadre du modèle "sud", mais quand la mortalité infantile atteint une valeur inférieure à 150 pour mille environ, c'est à dire pendant les années 1920, ils rejoignent le modèle "ouest". A partir de cette observation nous avons décidé d'utiliser ces deux jeux de tables et d'attribuer une région à un jeu ou à un autre selon le niveau de la mortalité infantile: le modèle sud quand le quotient de mortalité infantile, sexes réunis, était supérieur à 155 pour mille et le modèle ouest quand ce quotient était inférieur.

⁵⁴Le graphique 26 présente la relation entre l'espérance de vie à la naissance féminine et le quotient de mortalité infantile sexes réunis dans les 4 réseaux de tables-types de Coale et Demeny. On a calculé ces quotients pour chacune des 25 tables par une somme pondérée des quotients masculins et féminins, les coefficients de pondération étant déduits du rapport de masculinité à la naissance (512 garçons pour 488 filles).

Graphique 26. Relation entre l'espérance de vie à la naissance et les quotients de mortalité infantile dans les quatre réseaux de table-types de Coale et Demeny ainsi que dans les tables de mortalité de l'Espagne de 1860 à 1970



Sources: pour l'Espagne, voir référence en note 44. Pour le reste, d'après les données du tableau 27.

Tableau 27. Relation entre l'espérance de vie à la naissance des femmes (e_0) et le quotient de mortalité infantile sexes réunis ($1q_0$)¹ dans les 4 réseaux des tables-types de mortalité de Coale et Demeny

NIVEAU	e_0	Sud		Ouest		Nord		Est	
		q	1 0	q	1 0	q	1 0	q	1 0
1	20.0		321.8		393.2		346.3		467.8
2	22.5		298.4		359.5		316.4		430.1
3	25.0		277.2		329.2		289.6		395.8
4	27.5		257.9		301.7		265.3		364.3
5	30.0		240.2		276.5		243.2		335.2
6	32.5		223.9		253.3		222.8		308.2
7	35.0		208.8		231.9		204.1		283.1
8	37.5		194.7		212.0		186.7		259.6
9	40.0		181.6		193.4		170.5		237.5
10	42.5		169.5		176.0		155.4		216.8
11	45.0		158.8		159.8		141.3		197.4
12	47.5		148.4		144.4		128.0		179.5
13	50.0		138.3		129.8		115.6		162.0
14	52.5		128.4		115.8		104.5		145.6
15	55.0		118.9		103.2		93.6		129.5
16	57.5		109.6		91.0		83.2		114.2
17	60.0		100.6		79.2		73.1		99.5
18	62.5		91.9		67.8		63.3		85.4
19	65.0		82.0		57.0		54.0		72.0
20	67.5		72.3		46.6		45.1		59.1
21	70.0		62.8		36.4		36.6		46.4
22	72.5		53.3		27.0		28.5		34.8
23	75.0		44.0		18.5		21.6		24.6
24	77.5		35.0		11.4		14.8		15.8
25	80.0		26.6		5.8		9.2		8.9

Notes: (1) le quotient de mortalité infantile sexes réunis est la moyenne des quotients masculin et féminin pondéré par les proportions de garçons et de filles à la naissance.

Sources: COALE, A.J. et DEMENY, P., 1983.

c. Le calcul des quotients de mortalité infantile régionaux pour les années 1901-02, 1930-31 et 1960-61

Les statistiques du mouvement naturel de la population espagnole antérieures à 1975 n'incorporent pas dans les naissances vivantes ni dans les décès de moins d'un an les enfants morts à la naissance et les décès avant 24h. Ces derniers sont intégrés de façon erronée aux statistiques d'avortements et n'en sont pas distingués avant 1930.

Pour les années 1930-31 et 1960-61, nous avons calculé les quotients de mortalité infantile corrigés des provinces et des régions de la façon suivante:

décès (0-11 mois) de 1930 et 1931	+	morts à la naissance de 1930 et 1931	+	morts avant 24h. de 1930 et 1931

naissances de 1930 et 1931	+	morts à la naissance de 1930 et 1931	+	morts avant 24h de 1930 et 1931

Pour les années 1901-02 nous avons utilisé la relation existante entre les quotients corrigés et non-corrigés des 50 provinces en 1930-31⁵⁵. Nous avons estimé cette relation par l'ajustement linéaire suivant (les quotients sont exprimés pour mille):

$${}_1q_0 \text{ (corrigé)} = 8.408 + 0.986 * {}_1q_0 \text{ (non-corrigé)}$$

$$n = 50 \text{ provinces, } R = 0.993.$$

⁵⁵ Il existe une autre série corrigée des quotients de mortalité infantile annuels pour l'ensemble de l'Espagne de 1930 à 1970 (GOMEZ REDONDO, R., 1985). L'équation obtenue par l'ajustement linéaire par les moindres carrés sur cette série avec la série correspondante des quotients non-corrigés donne:

$${}_1q_0 \text{ (corrigé)} = 8.155 + 0.974 * {}_1q_0 \text{ (non-corrigé)}.$$

Cette relation est obtenue à partir d'un ensemble de quotients non-corrigés qui varient entre 21 et 135 pour mille, alors que les quotients provinciaux de 1930-31 varient entre 69 et 173 pour mille, intervalle qui est plus proche des valeurs de 1901-02 que nous voulions corriger.

d. Les estimations de l'espérance de vie à la naissance (sexes féminin) des régions, 1863-1980

A partir des quotients de mortalité infantile, on a déterminé les espérances de vie à la naissance, sexe féminin, des régions, pour les années 1901-02, 1930-31 et 1960-61, présentées au tableau 12. Ces espérances ont été trouvées par interpolation linéaire dans le réseau des tables sud pour les quotients supérieurs à 155 pour mille et le réseau des tables ouest pour les quotients inférieurs à cette valeur (voir tableau 27 et graphique 26).

Les espérances de vie de l'année 1887 ont été déduites de celles de 1863-70 et de celles de 1901-02 par interpolation linéaire en considérant que le gain de mortalité dans cette période se réalisa intégralement entre 1880 et 1901-02, conformément à l'évolution de la mortalité dans l'ensemble de l'Espagne.

Pour les années 1976-80, on a utilisé les tables provinciales existantes pour calculer les espérances de vie des régions en pondérant par le chiffre de la population féminine.

III.3.- Calcul des taux de croissance intrinsèque

A. Lotka (1939) a montré qu'une population, en absence de mouvements migratoires, avec une structure par âge de la mortalité et de la fécondité fixes tendrait à la limite vers une population à composition par âge déterminée - d'une population stable. Dans cette composition par âge limite ou stable, ces tables de mortalité et de fécondité engendreraient un taux d'accroissement de la population déterminé et constant appelé le taux de croissance intrinsèque.

A partir d'une table de fécondité, résumée par le taux brut de reproduction R , et une table de mortalité, résumée par l'espérance de vie à la naissance e_0 , ou par un indice qui lui est lié directement et exprimant la probabilité de survie des femmes à l'âge moyen à la maternité, $p(\bar{m})$, on peut déterminer le taux net de reproduction R_0 ou le taux de croissance intrinsèque de la population stable associée à ces deux tables:

$$(1) \quad R_0 = R * p(\bar{m})$$

R_0 qui s'exprime par un nombre moyen de filles par femmes est une mesure de la croissance relative de cette population stable pendant la période de temps T , égale à l'intervalle moyen entre une génération de mères et celles de leur filles. Autrement dit T indique le nombre d'années qui sont nécessaires pour que l'effectif de la population stable soient multipliées par R_0 . C'est ainsi que R_0 peut aussi être exprimé comme:

$$(2) \quad R_0 = e^{r * T}$$

A partir des expressions (1) et (2), on obtient donc:

$$(3) \quad r = \frac{\ln R_0}{T} = \frac{\ln R + \ln p(\bar{m})}{T}$$

Mode de calcul du taux de croissance intrinsèque de la population d'Angleterre et Galles, de la Suède, de la France et de l'Espagne

Pour ces pays on dispose des séries de R et de l'espérance de vie à la naissance. Nous avons utilisé l'espérance de vie sexes réunis, car les séries étaient plus longues que celles pour le sexe féminin. Nous avons utilisé les tables ouest de Coale et Demeny pour convertir ces séries de l'espérance de vie en séries de probabilités de survie à l'âge moyen à la maternité. Pour cela nous avons considéré, au prix d'une certaine imprécision, que l'âge moyen à la maternité était fixe et égal dans tous les pays à 30 ans. A partir des séries de R et de p(30), on a calculé r en appliquant la formule (3). On a supposé aussi que T était constant et égal à 30.5 ans⁵⁶.

⁵⁶T, qui est l'intervalle moyen entre générations féminines dépend des âges où se concentrent les naissances, c'est à dire de l'âge moyen à la maternité \bar{m} et par conséquent du niveau de la fécondité. Une bonne approximation est donnée par la formule:

$$T = \bar{m} - \sigma^2 * \frac{\ln R}{2 * \bar{m}}$$

où σ^2 est l'écart-type de la fonction de fécondité. Coale, qui a élaboré cette approximation, signale que l'on peut sans risque lui donner une valeur fixe de 50. Dans ces conditions, un écart de 0.5 ans entre T et \bar{m} correspond à une valeur de R égale à un peu moins de 2 filles par femmes.

Mode de calcul du taux de croissance intrinsèque de la population
des régions espagnoles

A partir des indices de fécondité générale I_f pour chaque région, on a estimé le taux brut de reproduction en partant du fait que R est la somme des taux de fécondité générale. Si ces taux étaient égaux aux taux des femmes mariées huttérites, alors on aurait:

$$R = (0.300+0.550+0.502+0.447+0.406+0.222+0.061) * 5 * 0.488 \\ = 6.068 \text{ filles par femme.}$$

On peut alors considérer que I_f exprime la fécondité générale d'une population par rapport à la fécondité supposée maximale si les femmes de 15 à 49 ans avaient les taux de fécondité des femmes huttérites:

$$I_f = \frac{R}{6.068}$$

Si à l'inverse, on cherche R , on l'obtient donc en multipliant I_f par 6.068.

Pour calculer le taux de croissance intrinsèque des régions, il nous faut maintenant une estimation de la probabilité de survie des femmes à l'âge moyen à la maternité $p(\bar{m})$. Nous employons pour cela la même méthode suivie pour l'estimation de l'espérance de vie régionale à partir des quotients de mortalité infantile, tel qu'expliqué à la section précédente (III.2). On part ici des niveaux de ${}_1q_0$ et en employant les tables sud et ouest, tel que cela est expliqué dans la section précédente, on estime $p(\bar{m})$ par région et pour les différentes dates. On calcule ensuite r en appliquant la formule (3) en donnant à T la valeur fixe de 30.5 ans.

ANNEXE IV.- AU CHAPITRE IV SUR LES MOUVEMENTS MIGRATOIRES

Le calcul des migrations régionales est un élément important de notre travail. Comme nous avons vu dans l'annexe I.4, ce n'est qu'à partir de 1960 que l'I.N.E. publie l'exploitation provinciale des entrées et des sorties des registres de population dues aux migrations. Avant cette date, nous sommes par conséquent obligés d'utiliser des sources de d'information indirectes, essentiellement les recensements.

En premier lieu les recensements peuvent être utilisés pour calculer le solde des mouvements migratoires quand on dispose des statistiques du mouvement naturel pour l'ensemble de la période intercensale correspondante, c'est à dire en Espagne depuis 1877. Cependant le calcul des soldes migratoires est très imprécis, d'autant plus que la qualité des statistiques du mouvement naturel est très insatisfaisante à la fin du XIXe et dans les premières décennies du XXe siècles.

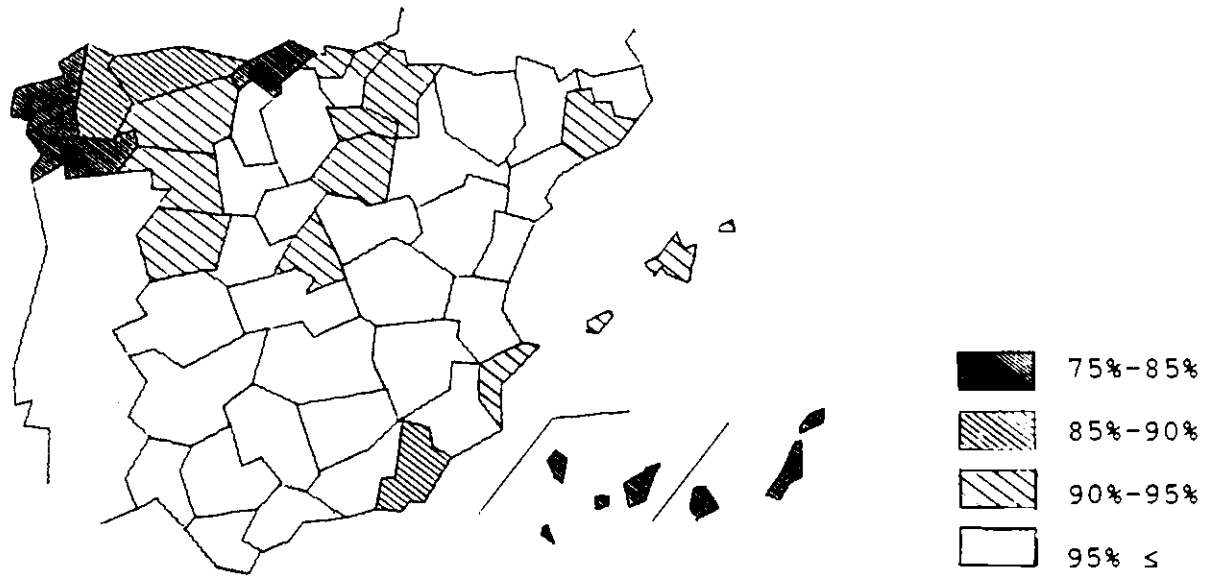
Un deuxième type d'exploitation des données de recensement concerne la déclaration du lieu de naissance de la population, cependant ces données ne sont pas tabulées avant le recensement de 1920. Dans ce dernier, on trouve pour la première fois un tableau donnant une classification croisée de la population selon la province de naissance et la province de résidence. Ce tableau permet d'évaluer l'intensité et la direction des mouvements migratoires internes pendant les années antérieures au recensement. Cependant l'émigration des Espagnols à l'étranger, qui était très importante depuis la fin du XIXe et surtout au début du XXe, échappe, par définition, à cette source. Afin de

compléter ce tableau de 1920, il nous a donc fallu estimer le nombre d'espagnols résidants à cette date à l'étranger et sa distribution selon les provinces de naissance.

Les recensements étrangers et les statistiques espagnoles de migration extérieure (cf annexe I.4) ne permettent pas directement de faire un tel calcul, car les premiers ne spécifient pas la province d'origine des immigrés et les secondes ne classent pas à cette époque les sorties par province d'origine. Nous avons donc mis au point une méthode d'estimation indirecte de l'émigration à l'étranger des espagnols classés selon leur province de naissance en profitant de ses caractéristiques de l'époque, essentiellement du fait que cette émigration était majoritairement masculine.

L'effet de cette émigration est clairement visible quand on examine le rapport de masculinité de la population résidante en Espagne en 1920 classée selon la province de naissance -cf. table 29 et carte 51. Ce rapport est inférieur à 85% pour la population originaire de Galice, des Asturies, de Cantabrique, des Canaries et d'Almeria. Afin de mesurer l'effet de l'émigration externe sur ce rapport, il est nécessaire d'estimer ce qu'il serait s'il n'avait été affecté par ces migrations. Dans une population fermée, le rapport de l'effectif de la population masculine à la population féminine dépend exclusivement du rapport de masculinité à la naissance et des différences existantes entre mortalité masculine et féminine. On peut calculer ce rapport dans des populations stationnaires associées à différents tables de mortalité pour les deux sexes. Pratiquement, il suffit de diviser l'espérance de vie à la naissance des hommes par celle des femmes et de multiplier le

Carte 51. Rapport de masculinité de la population résidant en Espagne en 1920, selon la province de naissance



Source: colonne (3) du tableau 29.

tout par le rapport de masculinité à la naissance (on utilisera ici le rapport traditionnel de 105 naissances masculines pour 100 naissances féminines). A partir des tables de mortalité espagnoles antérieures à 1920, nous avons calculé le rapport de masculinité théorique des populations stationnaires associées à chaque table, ce qui nous donne les résultats suivants:

Tables de mortalité de la population espagnole à différentes dates

Date	Espérance de vie : (en années)		Rapport de masculinité (pour 100 femmes)
	sexe masculin e_0^M	sexe féminin e_0^F	
1900	33.9	35.7	$\frac{105 * e_0^M}{e_0^F}$ 99.6
1910	40.9	42.6	100.7
1920	40.3	42.1	100.4

Source: I.N.E., 1970, Tablas abreviadas ...

La différence entre espérance de vie masculine et féminine à ces trois dates suffisait donc tout juste à compenser la moindre fréquence des naissances féminines et permettait cet équilibre des effectifs totaux de deux sexes. On peut ainsi admettre que par le seul effet de la natalité et de la mortalité, le rapport de masculinité de la population native aurait dû être dans l'Espagne de 1920 très proche de 100 %. Si on admet, comme cela paraît raisonnable, que le rapport de masculinité à la naissance et surtout que la différence relative entre l'espérance de vie masculine et féminine ne variaient pas selon les régions espagnoles, il faudrait s'attendre à rencontrer en 1920 un nombre à peu près similaire d'hommes et de femmes natifs de chaque région.

Si on suit le raisonnement précédent, la différence entre les effectifs féminins et masculins natifs de chaque province recensés en 1920 -voir colonne 4 du tableau 29 aux pages suivantes- nous donnerait alors une estimation du chiffre minimal d'hommes absents du fait de la migration vers l'étranger (663 milles hommes pour toute l'Espagne), le chiffre exact dépendant du rapport de masculinité de la migration. Or, selon les statistiques officielles, le rapport de masculinité des émigrants espagnols s'est maintenu à peu près constant autour de 2.33 hommes par femme pendant les dernières décennies du XIXe siècle et les deux premières du XXe⁵⁷. On dispose donc des identités suivantes:

- | | | | |
|-----|--------------------------------------|--------------|--------------|
| (1) | déficit estimé | Hommes | Femmes |
| | d'hommes en Espagne | résidants | - résidentes |
| | en 1920 | à l'étranger | à l'étranger |
| | (663.054 hommes) | | |
| (2) | <u>Hommes résidants à l'étranger</u> | | |
| | | = | 2.33 |
| | Femmes résidentes à l'étranger | | |

Le nombre d'Espagnols (hommes et femmes) résidants en 1920 à

⁵⁷ROBLEDO, R. 1985, p. 10 : "No hubo cambios significativos a lo largo del período en la distribución por sexo, la proporción de mujeres se mantuvo entre el 25% y el 35% por cada 100 emigrantes".

l'étranger pourrait être alors estimé ainsi⁵⁸ :

(3) Hommes et femmes résidants en Espagne en 1920	= Déficit estimé d'hommes en Espagne en 1920	*	$\frac{\text{Hommes rés. à l'étr.}}{\text{Femmes rés. à l'étr.}} + 1$ $\frac{\text{Hommes rés. à l'étr.}}{\text{Femmes rés. à l'étr.}} - 1$
	= 663.054	*	$\frac{2.33 + 1}{2.33 - 1}$
	= 1.657.635 personnes		

Ce procédé nous conduit donc à estimer qu'il y avait en 1920 environ 1.66 millions d'Espagnols (hommes et femmes) résidants hors du pays. Cette estimation peut-être comparée avec la somme d'Espagnols dans les recensements étrangers des principaux pays d'accueil à cette époque, on trouve un chiffre d'environ 1.9 millions de personnes (cf table 28). Notre estimation paraît donc satisfaisante, et si elle est trop prudente, il est possible que

⁵⁸ En effet, à partir des identités (1) et (2), notées ici respectivement:

$$(1) \quad D_h = E_h - E_f$$

$$(2) \quad \frac{E_h}{E_f} = RME$$

Puisque qu'on dispose d'estimations de D_h et RME , respectivement de 633.054 hommes et de 2.33 hommes par femme, on arrive à la formule de calcul indiquée dans le texte:

$$E_h = E_f * RME$$

$$D_h = E_f * RME - E_f = (RME - 1) * E_f$$

$$E_f = \frac{D_h}{RME - 1}$$

$$E_h + E_f = \frac{D_h}{RME - 1} * RME + \frac{D_h}{RME - 1} = D_h * \frac{RME + 1}{RME - 1}$$

ce soit dû à ce que le recensement espagnol enregistre comme résidents une partie des Espagnols qui à la date du recensement sont absents du pays.

Tableau 28.- Espagnols dans les recensements étrangers vers 1920
(en milliers)

Pays et date du recensement	Population espagnole:		total
	hommes	femmes	
France (1921)	152	103	255
Portugal			18
Algérie (1921)			144
Brésil (1920)	122	97	219
Uruguay (1908)	35	20	55
Chili (1920)			26
Argentine (1914)	513	317	830
Cuba (1920)	187	59	246
Mexique (1920)			27
Etats-Unis (1920)			50
Vénézuela (1926)			6
TOTAL			1.876

Sources : Cuba, Mexique, Etats Unis et Venezuela : ROBLEDO, R. 1988, tableau 1, p.216. La reste de pays : Annuaire de la France de 1926, pp. 190-191 et ...de 1927, p. 373.

Enfin, si on admet que le rapport de masculinité de l'émigration espagnole à l'étranger pendant les dernières décennies du XIXe et les premières du XXe était similaire dans toutes les provinces, on peut alors distribuer le chiffre d'espagnols résidants à l'étranger que nous venons d'estimer selon les provinces d'origine. Cette distribution se fait de façon directement proportionnelle au nombre "observé" d'hommes natifs de chaque province et absents de l'Espagne en 1920 (cf colonnes 4 et 5 du tableau 29). Autrement dit, les hommes et femmes résidants à l'étranger par province de naissance s'obtient en appliquant la formule (3), et dans notre cas, en multipliant la colonne 4 par 2.5 $((2.33 + 1) / (2.33 - 1))$.

Tableau 29. Population née dans les provinces espagnoles résidant en Espagne ou à l'étranger en 1920

Province de naissance	Population résidente en Espagne en 1920			Estimation du déficit minimal d'hommes (4) (2)-(1)	Estimation de la pop. totale résidente en 1920:	
	Hommes (1)	Femmes (2)	Rapport de masculinité (3) $100 \cdot (1) / (2)$		à l'étranger (5) (4) * 2.5	en Espagne et à l'étranger (6) (1)+(2)+(5)
1 Alava	53233	54247	98.1	1014	2535	110015
2 Albacete	155722	153263	101.6			308985
3 Alicante	262290	278168	94.3	15878	39695	580153
4 Almería	189182	212252	89.1	23070	57675	459109
5 Avila	115090	120148	95.8	5058	12645	247883
6 Badajoz	335159	332731	100.7			667890
7 Baleares	161319	178583	90.3	17264	43160	383062
8 Barcelona	477165	503673	94.7	26508	66270	1047108
9 Burgos	189496	196279	96.5	6783	16958	402733
10 Cáceres	206355	210311	98.1	3956	9890	426556
11 Cádiz	255613	263338	97.1	7725	19313	538264
12 Canarias	202433	247158	81.9	44725	111813	561404
13 Castellón	174014	179456	97.0	5442	13605	367075
14 Ciudad Real	214063	217015	98.6	2952	7380	438458
15 Córdoba	273696	271094	101.0			544790
16 Coruña, La	304661	399757	76.2	95096	237740	942158
17 Cuenca	154581	155260	99.6	679	1698	311539
18 Gerona	165199	173367	95.3	8168	20420	358986
19 Granada	296994	303880	97.7	6886	17215	618089
20 Guadalajara	118629	122377	96.9	3748	9370	250376
21 Guipúzcoa	111852	119669	93.5	7817	19543	251064
22 Huelva	156553	162588	96.3	6035	15088	314229
23 Huesca	140427	139604	100.6			280031
24 Jaén	305118	297402	102.6			602520
25 León	205239	218907	93.8	13668	34170	458316
26 Lérida	172058	172562	99.7	504	1260	345880
27 Logroño	102681	108628	94.5	5947	14868	226177
28 Lugo	234127	262795	89.1	28668	71670	568592
29 Madrid	331561	353047	93.9	21486	53715	738323
30 Málaga	294654	299855	98.3	5201	13003	607512
31 Murcia	337668	349997	96.5	12329	30823	718488
32 Navarra	168505	180565	93.3	12060	30150	379220
33 Orense	191348	231305	82.7	39957	99893	522546
34 Oviedo	345482	398668	86.7	53186	132965	877115
35 Palencia	106479	108639	98.0	2160	5400	220518

Tableau 29 (suite)

Province de naissance	Population résidante en Espagne en 1920			Estimation du déficit minimal d'hommes (4) (2)-(1)	Estimation de la pop. totale résidante en 1920:	
	Hommes (1)	Femmes (2)	Rapport de masculinité (3) $100 \cdot (1) / (2)$		à l'étranger (5) (4) * 2.5	en Espagne et à l'étranger (6) (1)+(2)+(5)
36 Pontevedra	221580	292342	75.8	70762	176905	690827
37 Salamanca	166632	176436	94.4	9804	24510	367578
38 Santander	151758	179227	84.7	27469	68673	399658
39 Segovia	98579	100083	98.5	1504	3760	202422
40 Sevilla	323551	329870	98.1	6319	15798	669219
41 Soria	87603	92653	94.5	5050	12625	192881
42 Tarragona	194788	200263	97.3	5475	13688	408739
43 Teruel	143760	147054	97.8	3294	8235	299049
44 Toledo	238953	240721	99.3	1768	4420	484094
45 Valencia	457428	467095	97.9	9667	24168	948691
46 Valladolid	148839	155535	95.7	6696	16740	321114
47 Vizcaya	157872	172570	91.5	14698	36745	367187
48 Zamora	141177	151749	93.0	10572	26430	319356
49 Zaragoza	243688	249694	97.6	6006	15015	508397
ESPAGNE	10284854	10931880	94.1	663054	1657635	22874369

Notes: On trouvera en annexe IV une explication détaillée du procédé utilisé pour estimer le chiffre d'espagnols résidents à l'étranger en 1920. En peu de mots, rappelons ici que le rapport entre le chiffre de la population masculine et celui de la population féminine ne peut guère s'écarter de 1 en l'absence de migrations. Etant donné que le rapport de masculinité de l'émigration hors d'Espagne était de l'ordre de 2.33 à cette époque, et en supposant que ce rapport vaut pour chaque province, on en déduit que chaque homme manquant correspond de fait à 2.5 personnes ayant réellement émigré à l'étranger. Les deux hypothèses nécessaires pour cette estimation sont donc, d'une part que le rapport de masculinité observé au niveau de l'émigration extérieure de l'ensemble de l'Espagne vaut pour les provinces et d'autre part que les espagnols résidents à l'étranger ont connu des conditions de mortalité similaires hors d'Espagne de celles qu'ils auraient connu s'ils y étaient restés.

Sources: recensement de 1920. Pour le détail voir en annexe IV.

Tableau 30. Distribution de la population née dans les provinces espagnoles selon son lieu de résidence en 1920: la province de naissance, une autre province ou l'étranger

Province de naissance	Population née dans les provinces espagnoles, selon son lieu de résidence en 1920:			
	la province de naissance (7)	une autre province (8)	l'étranger (5)	Totale (6) (7)+(8)+(5)
1 Alava	80315	27165	2535	110015
2 Albacete	274643	34342		308985
3 Alicante	484182	56276	39695	580153
4 Almería	344502	56932	57675	459109
5 Avila	197120	38118	12645	247883
6 Badajoz	617073	50817		667890
7 Baleares	326577	13325	43160	383062
8 Barcelona	928721	52117	66270	1047108
9 Burgos	310546	75229	16958	402733
10 Cáceres	389375	27291	9890	426556
11 Cádiz	465465	53486	19313	538264
12 Canarias	446200	3391	111813	561404
13 Castellón	293050	60420	13605	367075
14 Ciudad Real	399044	32034	7380	438458
15 Córdoba	504608	40182		544790
16 Coruña, La	674663	29755	237740	942158
17 Cuenca	271749	38092	1698	311539
18 Girona	295034	43532	20420	358986
19 Granada	547444	53430	17215	618089
20 Guadalajara	187106	53900	9370	250376
21 Guipúzcoa	205892	25629	19543	251064
22 Huelva	295504	23637	15088	334229
23 Huesca	235540	44491		280031
24 Jaén	557201	45319		602520
25 León	388754	35392	34170	458316
26 Lérida	290625	53995	1260	345880
27 Logroño	174004	37305	14868	226177
28 Lugo	458718	38204	71670	568592
29 Madrid	612895	71713	53715	738323
30 Málaga	516151	78358	13003	607512
31 Murcia	608579	79086	30823	718488
32 Navarra	303469	45601	30150	379220
33 Orense	403398	19255	99893	522546
34 Oviedo	704537	39613	132965	877115
35 Palencia	174393	40725	5400	220518

Tableau 30 (suite)

Province de naissance	Population née dans les provinces espagnoles, selon son lieu de résidence en 1920:			
	la province de naissance (7)	une autre province (8)	l'étranger (5)	Totale (6) (7)+(8)+(5)
36 Pontevedra	497856	16066	176905	690827
37 Salamanca	304138	38930	24510	367578
38 Santander	289671	41314	68673	399658
39 Segovia	156324	42338	3760	202422
40 Sevilla	608598	44823	15798	669219
41 Soria	143076	37180	12625	192881
42 Tarragona	324592	70459	13688	408739
43 Teruel	238523	52291	8235	299049
44 Toledo	422474	57200	4420	484094
45 Valencia	853136	71387	24168	948691
46 Valladolid	242411	61963	16740	321114
47 Vizcaya	297506	32936	36745	367187
48 Zamora	255373	37553	26430	319356
49 Zaragoza	433450	59932	15015	508397
ESPAGNE	19034205	2182529	1657635	22874369

Sources: colonnes (7) et (8), recensement de 1920; colonnes (5) et (6), idem que tableau 29.

Tableau 30 bis. Distribution (en %) de la population née dans les provinces espagnoles selon son lieu de résidence en 1920: la province de naissance, une autre province ou l'étranger

Province de naissance	Population née dans les provinces espagnoles, selon son lieu de résidence en 1920:			
	la province de naissance (7')	une autre province (8')	l'étranger (5')	Totale (6')
1 Alava	73.0	24.7	2.3	100
2 Albacete	88.9	11.1		100
3 Alicante	83.5	9.7	6.8	100
4 Almería	75.0	12.4	12.6	100
5 Avila	79.5	15.4	5.1	100
6 Badajoz	92.4	7.6		100
7 Baleares	85.3	3.5	11.3	100
8 Barcelona	88.7	5.0	6.3	100
9 Burgos	77.1	18.7	4.2	100
10 Cáceres	91.3	6.4	2.3	100
11 Cádiz	86.5	9.9	3.6	100
12 Canarias	79.5	0.6	19.9	100
13 Castellón	79.8	16.5	3.7	100
14 Ciudad Real	91.0	7.3	1.7	100
15 Córdoba	92.6	7.4		100
16 Coruña, La	71.6	3.2	25.2	100
17 Cuenca	87.2	12.2	0.5	100
18 Gerona	82.2	12.1	5.7	100
19 Granada	88.6	8.6	2.8	100
20 Guadalajara	74.7	21.5	3.7	100
21 Guipúzcoa	82.0	10.2	7.8	100
22 Huelva	88.4	7.1	4.5	100
23 Huesca	84.1	15.9		100
24 Jaén	92.5	7.5		100
25 León	84.8	7.7	7.5	100
26 Lérida	84.0	15.6	0.4	100
27 Logroño	76.9	16.5	6.6	100
28 Lugo	80.7	6.7	12.6	100
29 Madrid	83.0	9.7	7.3	100
30 Málaga	85.0	12.9	2.1	100
31 Murcia	84.7	11.0	4.3	100
32 Navarra	80.0	12.0	8.0	100
33 Orense	77.2	3.7	19.1	100
34 Oviedo	80.3	4.5	15.2	100
35 Palencia	79.1	18.5	2.4	100

Tableau 30 bis (suite)

Province de naissance	Population née dans les provinces espagnoles, selon son lieu de résidence en 1920:			
	la province de naissance (7')	une autre province (8')	l'étranger (5')	Totale (6')
36 Pontevedra	72.1	2.3	25.6	100
37 Salamanca	82.7	10.6	6.7	100
38 Santander	72.5	10.3	17.2	100
39 Segovia	77.2	20.9	1.9	100
40 Sevilla	90.9	6.7	2.4	100
41 Soria	74.2	19.3	6.5	100
42 Tarragona	79.4	17.2	3.3	100
43 Teruel	79.8	17.5	2.8	100
44 Toledo	87.3	11.8	0.9	100
45 Valencia	89.9	7.5	2.5	100
46 Valladolid	75.5	19.3	5.2	100
47 Vizcaya	81.0	9.0	10.0	100
48 Zamora	80.0	11.8	8.3	100
49 Zaragoza	85.3	11.8	3.0	100
ESPAGNE	83.2	9.5	7.2	100

Sources: calculé d'après les données du tableau 30.

Tableau 31. Rapport de la population résidente à la population totale née dans la province en 1920

Province	Population résidente en 1920 (9)	Pop. tot. née dans la prov. et rés. en Espagne ou à l'étranger (6)	Rapport résidents / natifs 100*(9)/(6) (10)
1 Alava	98668	110015	89.7
2 Albacete	291833	308985	94.4
3 Alicante	512186	580153	88.3
4 Almería	358149	459109	78.0
5 Avila	209360	247883	84.5
6 Badajoz	644625	667890	96.5
7 Baleares	338894	383062	88.5
8 Barcelona	1349282	1047108	128.9
9 Burgos	336472	402733	83.5
10 Cáceres	410032	426556	96.1
11 Cádiz	547827	538264	101.8
12 Canarias	457663	561404	81.5
13 Castellón	306886	367075	83.6
14 Ciudad Real	427365	438458	97.5
15 Córdoba	565262	544790	103.8
16 Coruña, La	708660	942158	75.2
17 Cuenca	281628	311539	90.4
18 Girona	325619	358986	90.7
19 Granada	573682	618089	92.8
20 Guadalajara	201444	250376	80.5
21 Guipúzcoa	258557	251064	103.0
22 Huelva	330402	334229	98.9
23 Huesca	250508	280031	89.5
24 Jaén	592297	602520	98.3
25 León	412417	458316	90.0
26 Lérida	314670	345880	91.0
27 Logroño	192940	226177	85.3
28 Lugo	469705	568592	82.6
29 Madrid	1067637	738323	144.6
30 Málaga	554301	607512	91.2
31 Murcia	638639	718488	88.9
32 Navarra	329875	379220	87.0
33 Orense	412460	522546	78.9
34 Oviedo	743726	877115	84.8
35 Palencia	191719	220518	86.9

Tableau 3A (suite)

Province	Population résidante en 1920 (9)	Pop. tot. née dans la prov. et rés. en Espagne ou à l'étranger (6)	Rapport résidents / natifs 100*(9)/(6) (10)
36 Pontevedra	533419	690827	77.2
37 Salamanca	321615	367578	87.5
38 Santander	327669	399658	82.0
39 Segovia	167081	202422	82.5
40 Sevilla	703747	669219	105.2
41 Soria	151595	192881	78.6
42 Tarragona	355148	408739	86.9
43 Teruel	252096	299049	84.3
44 Toledo	442933	484094	91.5
45 Valencia	926442	948691	97.7
46 Valladolid	280931	321114	87.5
47 Vizcaya	409550	367187	111.5
48 Zamora	266215	319356	83.4
49 Zaragoza	494550	508397	97.3
ESPAGNE	21338381	22874369	93.3

Sources: colonne (9), recensement de la population de 1920;
colonne (6), idem que tableau 29.

Tableau 32. Distribution de la population née dans les régions espagnoles selon le lieu de résidence en 1920: la région de naissance, une autre région ou l'étranger

Région de naissance	Population née dans les régions selon son lieu de résidence en 1920:			
	la région de naissance (7)	une autre région (8)	l'étranger (5)	Totale (7)+(8)+(5) (6)
1 Galicia	2073521	64393	586208	2724122
2 Asturias	704537	39613	132965	877115
3 Castilla León	2256758	322804	153238	2732800
4 Cantabria	289671	41314	68673	399658
5 Rioja	174004	37305	14868	226177
6 País Vasco	617874	51569	58823	728266
7 Navarra	303469	45601	30150	379220
8 Aragón	939247	124980	23250	1087477
9 Catalogña	2011791	47284	101638	2160713
10 Balears	326577	13325	43160	383062
11 Valencia	1670249	148202	77468	1895919
12 Andalucía	4073725	161914	138092	4373731
13 Extremadura	1016673	67883	9890	1094446
14 Castilla la Mancha	1579284	191300	22868	1793452
15 Madrid	612895	71713	53715	738323
16 Murcia	608579	79085	30823	718487
17 Canarias	446200	3390	111813	561403
ESPAGNE	19705054	1511675	1657642	22874371

Sources: colonnes (7) et (8), recensement de 1920; colonne (5) et (6), d'après les données du tableau 29, mêmes colonnes.

Tableau 32 bis. Distribution (en %) de la population née dans les régions espagnoles selon le lieu de résidence en 1920: la région de naissance, une autre région ou l'étranger

Région de naissance	Population née dans les régions selon son lieu de résidence en 1920:			
	la région de naissance (7')	une autre région (8')	l'étranger (5')	Totale (6') (7')+(8')+(5')
1 Galicie	76.1	2.4	21.5	100.0
2 Asturias	80.3	4.5	15.2	100.0
3 Castilla León	82.6	11.8	5.6	100.0
4 Cantabria	72.5	10.3	17.2	100.0
5 Rioja	76.9	16.5	6.6	100.0
6 País Vasco	84.8	7.1	8.1	100.0
7 Navarra	80.0	12.0	8.0	100.0
8 Aragón	86.4	11.5	2.1	100.0
9 Catalogña	93.1	2.2	4.7	100.0
10 Baleares	85.3	3.5	11.3	100.0
11 Valencia	88.1	7.8	4.1	100.0
12 Andalucía	93.1	3.7	3.2	100.0
13 Extremadura	92.9	6.2	0.9	100.0
14 Castilla la Mancha	88.1	10.7	1.3	100.0
15 Madrid	83.0	9.7	7.3	100.0
16 Murcia	84.7	11.0	4.3	100.0
17 Canarias	79.5	0.6	19.9	100.0
ESPAGNE	86.1	6.6	7.2	100.0

Sources: d'après les données du tableau 32, mêmes colonnes.

Tableau 33. Rapport de la population résidente à la population totale
née dans la région en 1920

Région	Population résidente en 1920 (9)	Pop. tot. née dans la région et rés. en Espagne ou à l'étranger (6)	Rapport résidents / natifs (10) 100*(9)/(6)
1 Galicia	2124244	2724122	78.0
2 Asturias	743726	877115	84.8
3 Castilla León	2337405	2732800	85.5
4 Cantabria	327669	399658	82.0
5 Rioja	192940	226177	85.3
6 País Vasco	766775	728266	105.3
7 Navarra	329875	379220	87.0
8 Aragón	997154	1087477	91.7
9 Cataluña	2344719	2160713	108.5
10 Baleares	338894	383062	88.5
11 Valencia	1745514	1895919	92.1
12 Andalucía	4225667	4373731	96.6
13 Extremadura	1054657	1094446	96.4
14 Castilla la Mancha	1645203	1793452	91.7
15 Madrid	1067637	738323	144.6
16 Murcia	638639	718487	88.9
17 Canarias	457663	561403	81.5
ESPAGNE	21338381	22874371	93.3

Sources: d'après les données du tableau 31, mêmes colonnes.

ANNEXE 5.- TABLES DE CORRESPONDANCE ET CARTES DES DIVISIONS
TERRITORIALES DE L'ESPAGNE UTILISEES

Première table

Divisions territoriales (1787-1797)	Communautés Autonomes actuelles	Provinces (à partir de 1833)
1 Galicia	1 Galicia	16 Coruña (la) 28 Lugo 33 Orense 36 Pontevedra
2 Asturias	2 Asturias	34 Oviedo
3 Avila 4 Burgos 5 León 6 Palencia 7 Salamanca 8 Segovia 9 Soria 10 Valladolid 11 Castilla la Vieja 12 Toro	3 Castilla-León	5 Avila 9 Burgos 25 León 35 Palencia 37 Salamanca 39 Segovia 41 Soria 46 Valladolid 48 Zamora
	4 Cantabria	38 Santander
	5 Rioja (La)	27 Logroño
13 Alava 14 Guipúzcoa 15 Vizcaya	6 País Vasco	1 Alava 21 Guipúzcoa 47 Vizcaya
16 Navarra	7 Navarra	32 Navarra
17 Aragón	8 Aragón	23 Huesca 43 Teruel 49 Zaragoza
18 Cataluña	9 Cataluña	8 Barcelona 18 Gerona 26 Lérida 42 Tarragona
19 Mallorca 20 Menorca 21 Ibiza y Formentera	10 Baleares	7 Baleares
22 Valencia	11 Valencia	3 Alicante 13 Castellón 45 Valencia

Divisions territoriales (1787-1797)	Communautés Autonomes actuelles	Provinces (à partir de 1833)
23 Andalucía	12 Andalucía	4 Almería
24 Sierra Morena		11 Cádiz
25 Córdoba		15 Córdoba
26 Granada		19 Granada
27 Jaén		22 Huelva
		24 Jaén
		30 Málaga
		40 Sevilla
28 Extremadura	13 Extremadura	6 Badajoz
		10 Cáceres
29 Ciudad Real	14 Castilla la Mancha	2 Albacete
30 Cuenca		14 Ciudad Real
31 Guadalajara		17 Cuenca
32 Toledo		20 Guadalajara
(Aranjuez, Escorial San Ildefonso i el Pardo)		44 Toledo
33 Madrid	15 Madrid	29 Madrid
34 Murcia (en partie)	16 Murcia	31 Murcia
35 Canarias	17 Canarias	12 Canarias ⁵⁹

⁵⁹ Ce n'est qu'en 1927 que les Canaries ont été divisées en deux provinces (Las Palmas et Santa Cruz de Tenerife). Dans l'ensemble de notre travail, nous les avons conservé comme une unité et travaillé avec 49 provinces au lieu des 50 actuelles.

Seconde table

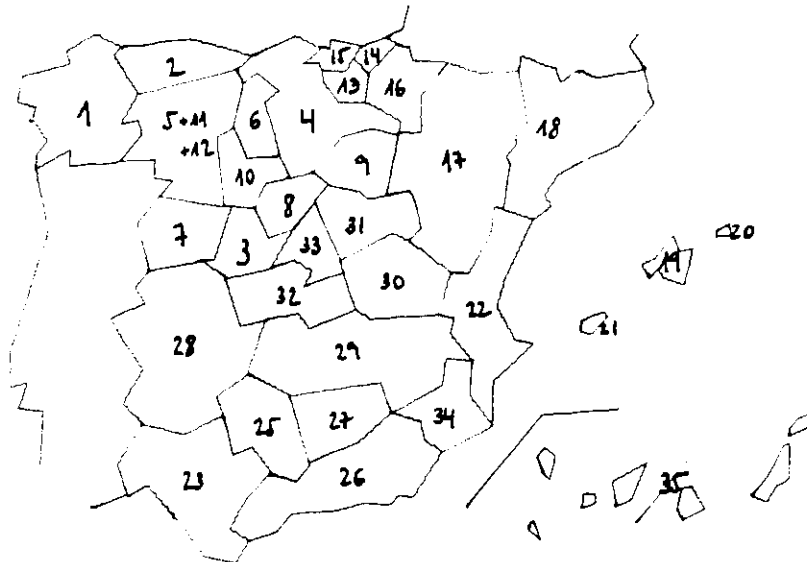
Divisions territoriales (1787-1797)	Régions historiques	Provinces (à partir de 1833)
1 Galicia	1 Galicia	16 Coruña (la) 28 Lugo 33 Orense 36 Pontevedra
2 Asturias	2 Asturias	34 Oviedo
5 León 7 Salamanca 11 Castilla la Vieja 12 Toro	3 León	25 León 37 Salamanca 48 Zamora
3 Avila 4 Burgos 6 Palencia 8 Segovia 9 Soria 10 Valladolid	4 Castilla la Vieja	5 Avila 9 Burgos 35 Palencia 39 Segovia 41 Soria 46 Valladolid 38 Santander 27 Logroño
13 Alava 14 Guipúzcoa 15 Vizcaya 16 Navarra	5 Vascongadas y Navarra	1 Alava 21 Guipúzcoa 47 Vizcaya 32 Navarra
17 Aragón	6 Aragón	23 Huesca 43 Teruel 49 Zaragoza
18 Cataluña	7 Cataluña	8 Barcelona 18 Gerona 26 Lérida 42 Tarragona
19 Mallorca 20 Menorca 21 Ibiza y Formentera	8 Baleares	7 Baleares
22 Valencia	9 Valencia	3 Alicante 13 Castellón 45 Valencia

Divisions territoriales (1787-1797)	Régions historiques	Provinces (à partir de 1833)
23 Andalucía	10 Andalucía	4 Almería
24 Sierra Morena		11 Cádiz
25 Córdoba		15 Córdoba
26 Granada		19 Granada
27 Jaén		22 Huelva
		24 Jaén
		30 Málaga
		40 Sevilla
28 Extremadura	11 Extremadura	6 Badajoz
		10 Cáceres
29 Ciudad Real	12 Castilla la Nueva	14 Ciudad Real
30 Cuenca		17 Cuenca
31 Guadalajara		20 Guadalajara
32 Toledo		44 Toledo
(Aranjuez, Escorial San Ildefonso i el Pardo)		
33 Madrid		29 Madrid
34 Murcia (en partie)		
34 Murcia (en partie)	13 Murcia	2 Albacete
		31 Murcia
35 Canarias	14 Canarias	12 Canarias ^{6°}

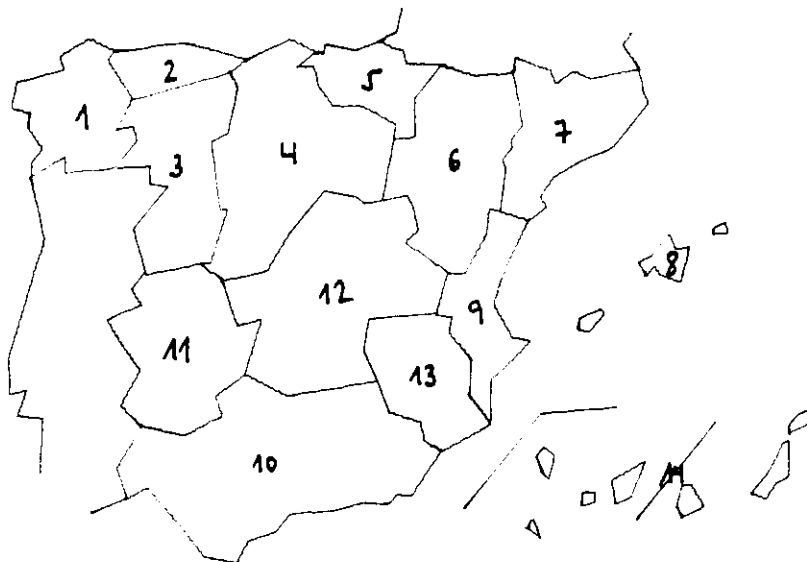
^{6°} Voir note 59.

Cartes 52a à 52d. Cartes de correspondance entre les différentes divisions territoriales historiques de l'Espagne qui apparaissent dans notre travail.

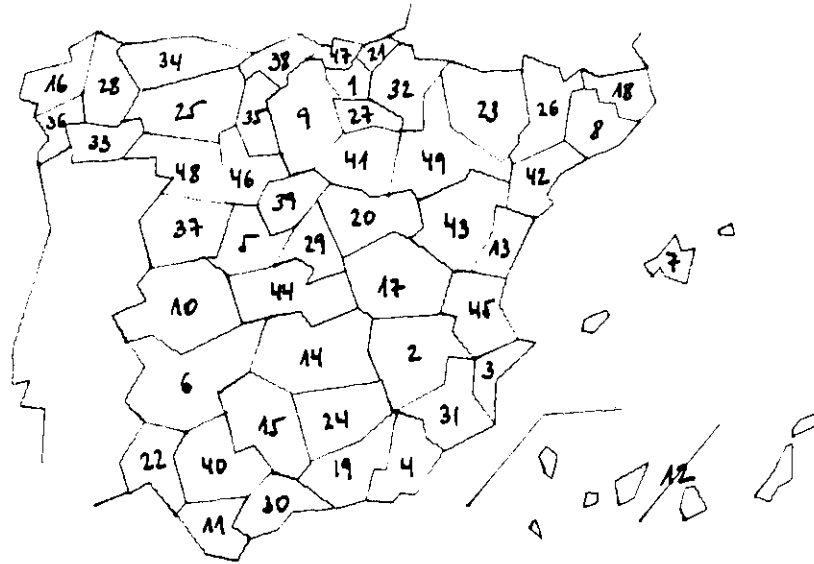
52 a) Divisions territoriales 1787-1797



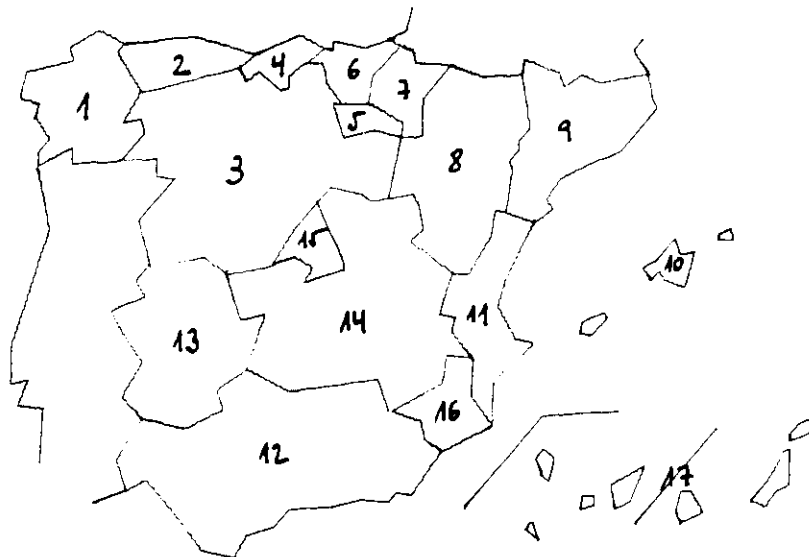
52 b) Régions historiques



√2 c) Provinces



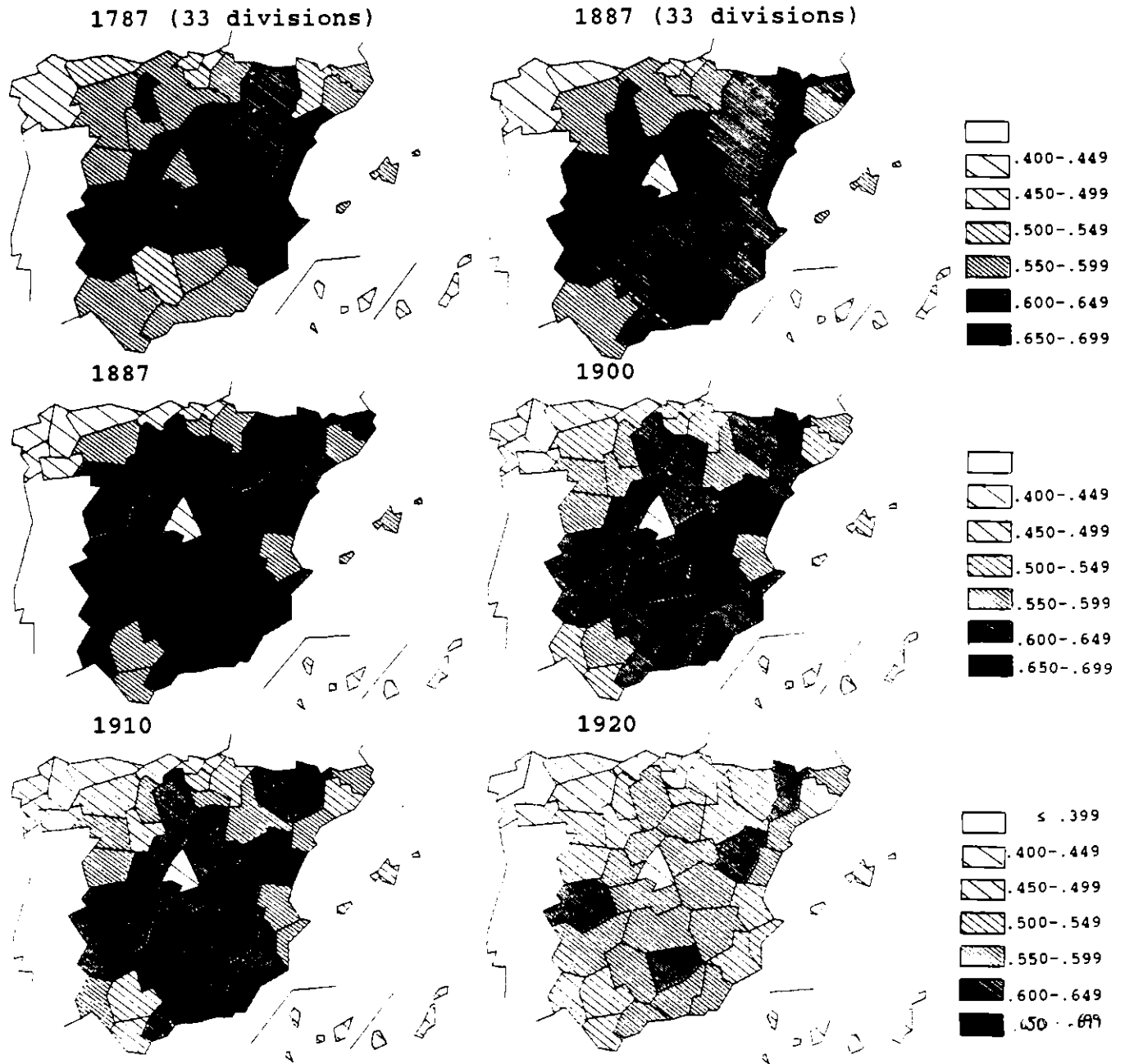
√2 d) Comunautés autonomes actuelles



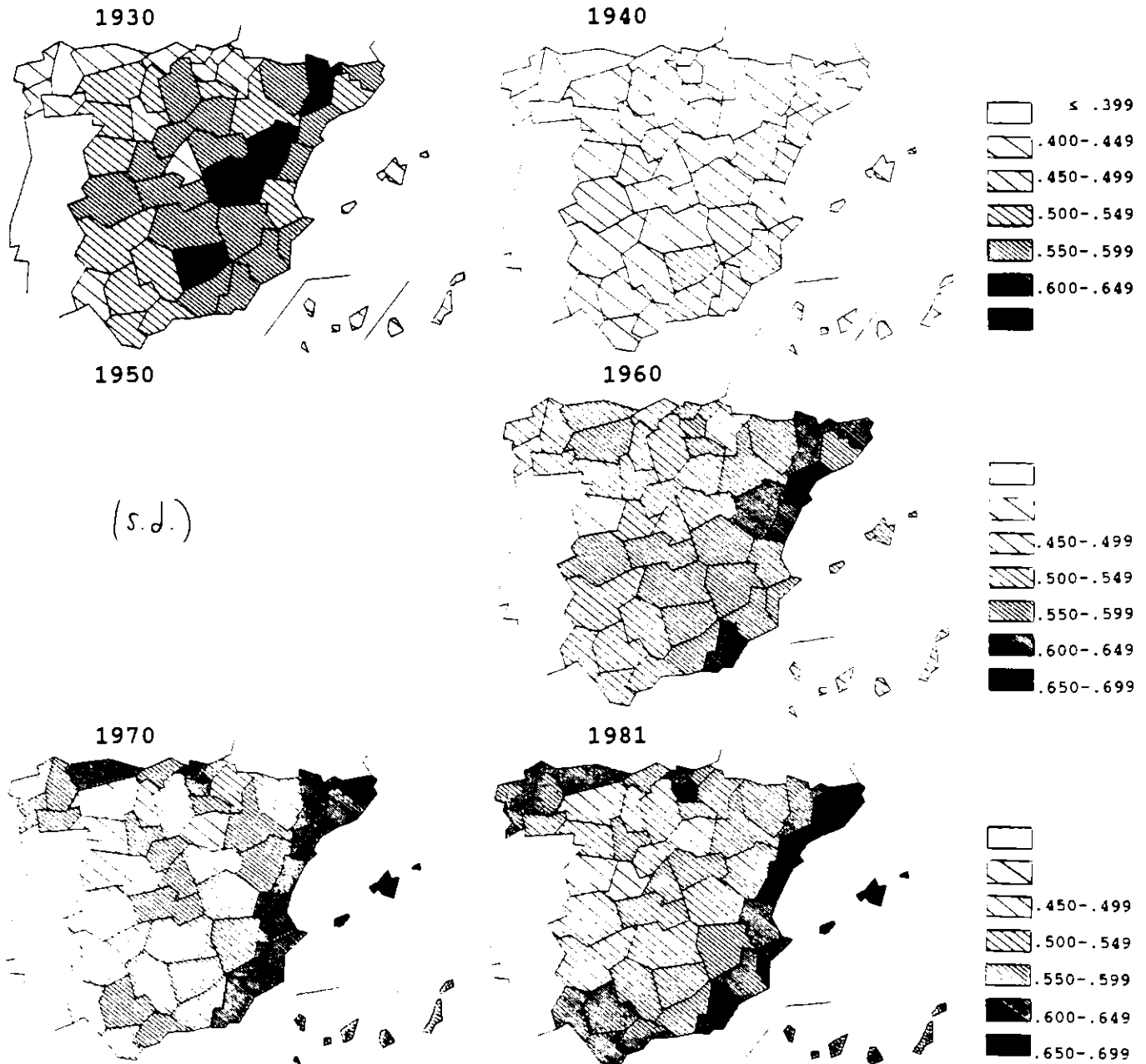
ANNEXE VI.- CARTES

DES INDICES DE NUPTIALITE ET DE FECONDITE POUR L'ESPAGNE, 1787-1981

Cartes 33. Indice de nuptialité (Im), par provinces⁴, pour différentes dates entre 1787 et 1981



Cartes 53 (suite)



Notes: (1) pour 1787 on a utilisé les 33 divisions territoriales du recensement de Floridablanca. Afin de faciliter la comparaison, on a représenté la carte de 1887 une première fois selon ces 33 divisions et une seconde fois selon les 49 provinces actuelles.

Sources: données des tableaux 44 et 56.

Cartes 54. Indice de fécondité légitime (I_g), par provinces, pour différentes dates entre 1787 et 1981

1787 (14 régions)

1887 (14 régions)



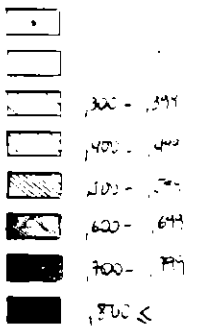
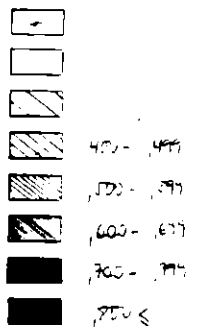
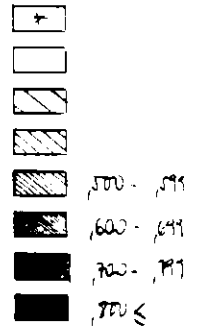
1887

1900

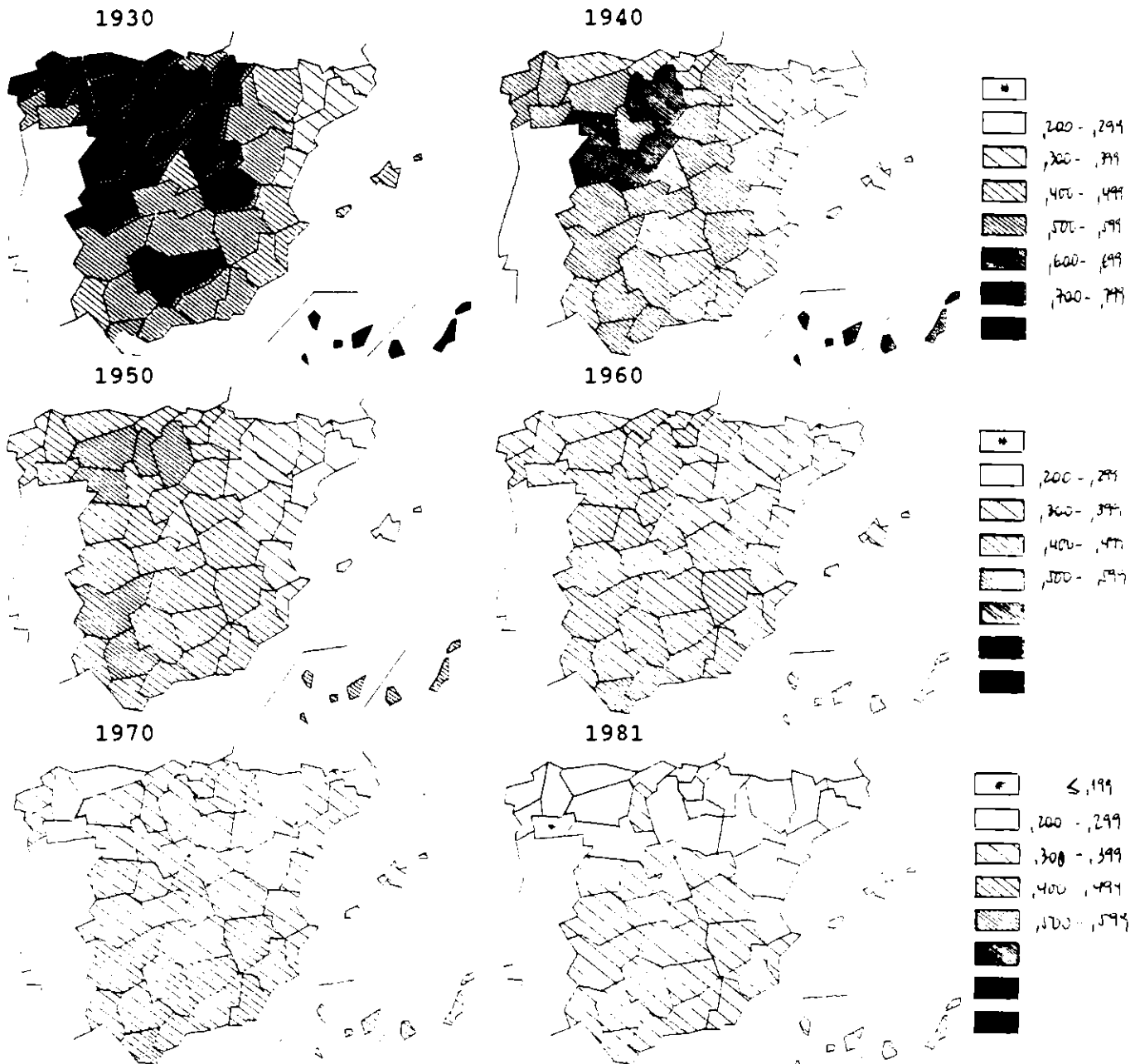


1910

1920



Carte 54 (suite)



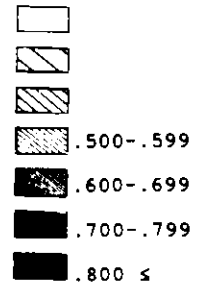
Notes: (1) pour 1787 on a utilisé les 14 régions historiques du recensement de Floridablanca. Afin de faciliter la comparaison, on a représenté la carte de 1887 une première fois selon ces 14 régions et une seconde fois selon les 49 provinces actuelles.

Sources: données des tableaux 45 et 47.

Cartes 55. Indice de fécondité légitime corrigé (I'g), par provinces¹, pour différentes dates entre 1787 et 1981

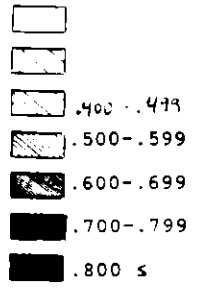
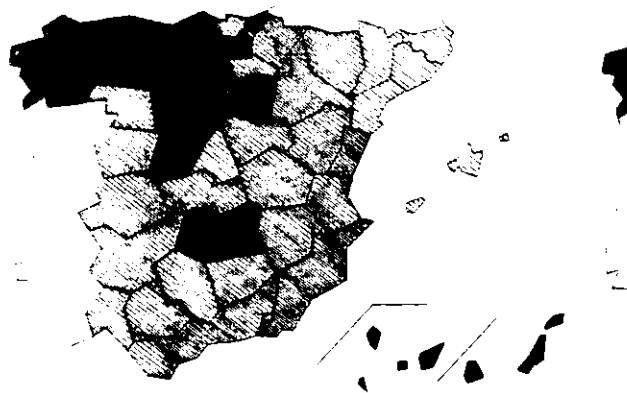
1787 (14 régions)

1887 (14 régions)



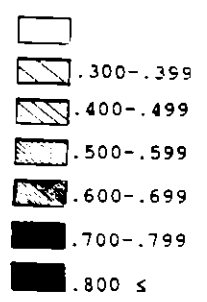
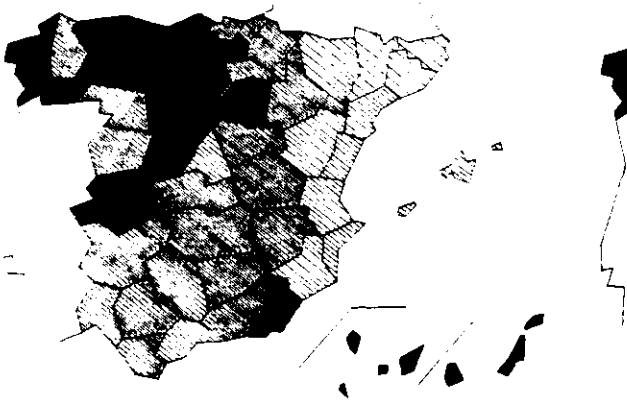
1887

1900

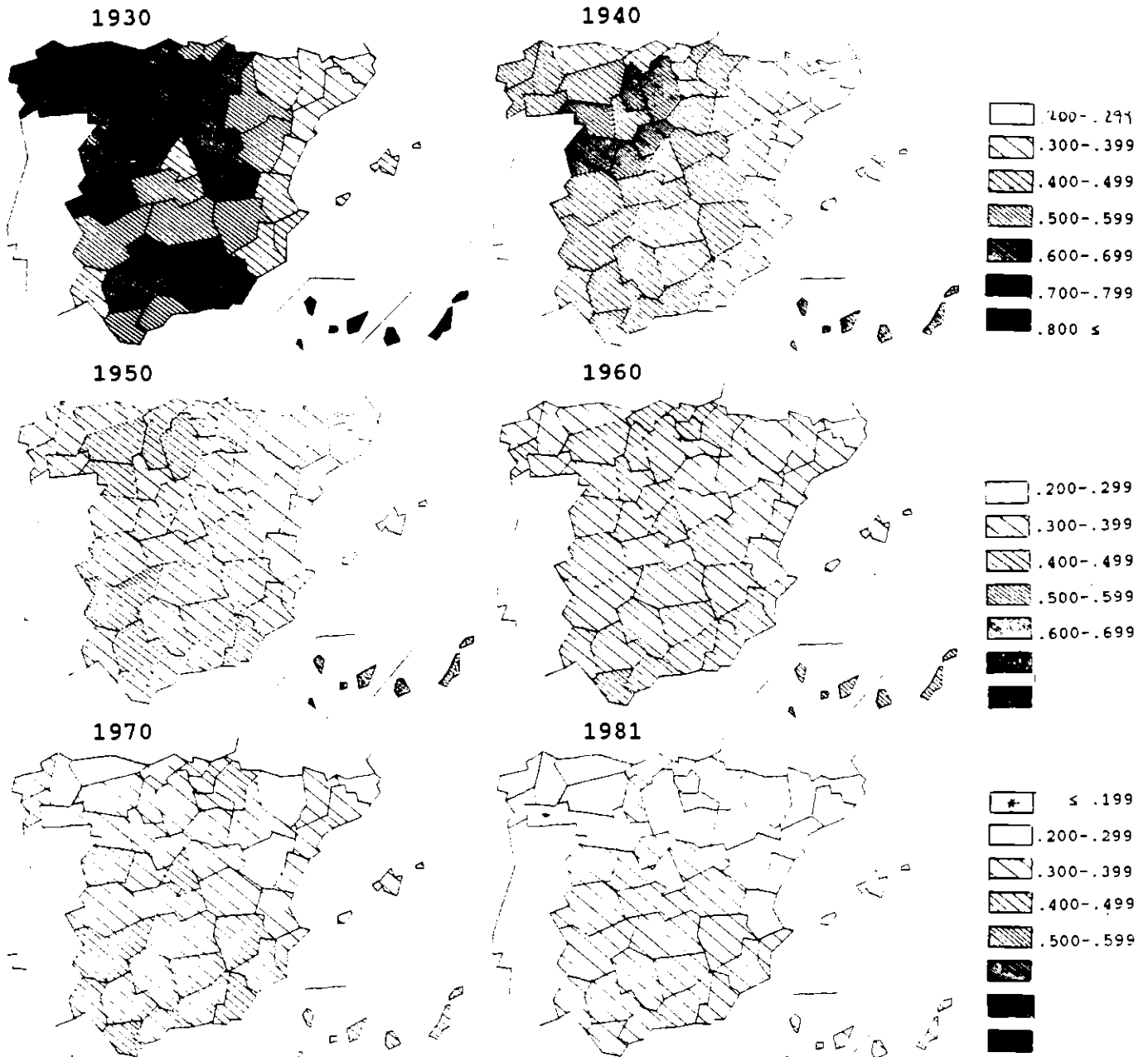


1910

1920



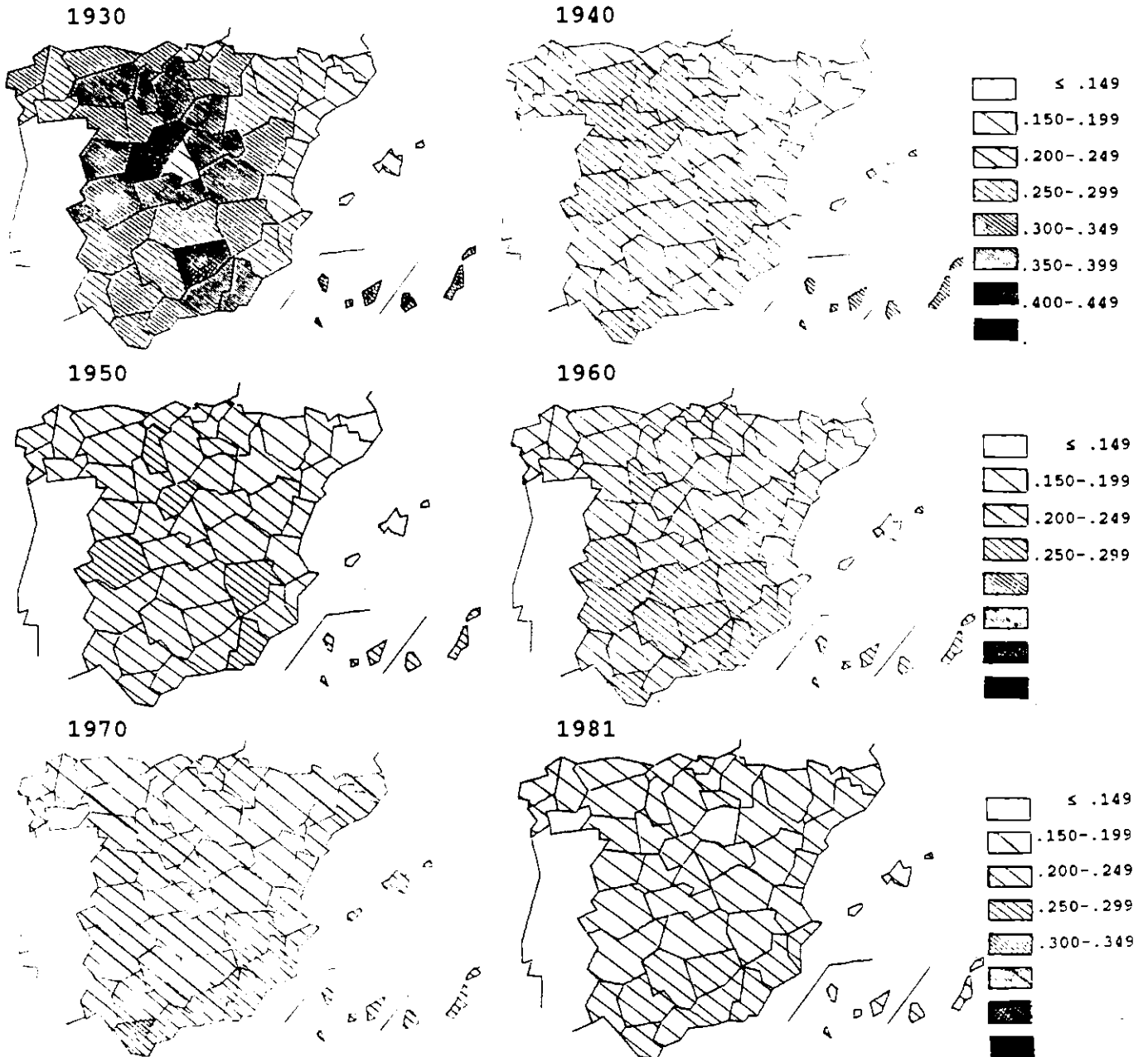
Carte 55 (suite)



Notes: (1) pour 1787 on a utilisé les 14 régions historiques du recensement de Floridablanca. Afin de faciliter la comparaison, on a représenté la carte de 1887 une première fois selon ces 14 régions et une seconde fois selon les 49 provinces actuelles.

Sources: données des tableaux 45 et 59.

Carte 56 (suite)



Notes: (1) pour 1787 on a utilisé les 14 régions historiques du recensement de Floridablanca. Afin de faciliter la comparaison, on a représenté la carte de 1887 une première fois selon ces 14 régions et une seconde fois selon les 49 provinces actuelles.

Sources: données des tableaux 45 et 61.

ANNEXE VII.- TABLEAUX
VII.1.- STATISTIQUES DES PAYS EUROPEENS

Tableau 34. Age moyen des femmes au premier mariage (en années), pour différents pays, générations 1725-1950

Génération	Angl. & Irlande Galles	Suède	Norvège	Pays Bas	Belgique	Allemagne	Suisse	France	Italie	Espagne	Portugal
1725-29	26.2							25.7			
1730-34											
1735-39								26.2			
1740-44									26.4		
1745-49											
1750-54	24.9							26.7			
1755-59											
1760-64											
1765-69									26.4		23.2
1770-74											
1775-79								25.8			
1781-85											
1786-90								26.4			
1791-95											
1796-00								26.0			
1801-05	23.4										
1806-10					27.4				25.9		
1811-15					27.4						
1816-20					28.0	28.6			25.5		
1821-25				28.3							
1826-30				28.2			28.0	25.1			
1831-35				27.9	28.0		28.0				
1836-40	25.2	26.4	27.5	27.2	27.7		27.7	24.5			
1841-45				27.3	27.7	26.3	27.3		24.0		
1846-50	26.6			26.9	25.7	25.7	26.6	24.1			26.1

Tableau 34 (suite)

Génération	Angl. & Irlande Galles	Suède	Norvège	Pays Bas	Belgique	Allemagne	Suisse	France	Italie	Espagne	Portugal
1851-55				26.6		25.5	26.2				25.9
1856-60	27.5			26.5	26.7	25.6	26.3	23.9			25.9
1861-65	28.2				25.7	25.6	26.2			24.2	25.8
1866-70						25.5	26.2	24.0			25.8
1871-75	28.7					25.5	26.2				25.7
1876-80					25.2					24.5	
1881-85	28.8					25.3					
1886-90					25.6					25.1	
1891-95											
1896-00	25.7	28.2	27.1	26.5	25.7	26.1	26.7	24.0		25.7	
1901-05	26.0		27.3	26.9	25.8		26.8	23.4	24.7		
1906-10	25.8	28.3	27.0	27.3	26.0	26.2	26.9	23.4	25.0	25.8	
1911-15	24.9	28.4	26.2	26.9	25.9	24.5	26.6	23.4	25.1		
1916-20	24.3		25.2	26.3	25.6		26.2	24.0	24.9	26.7	
1921-25	23.6	26.4	24.5	25.6	25.4		26.0	23.7	25.1		
1926-30	23.2		24.0	24.6	24.9	24.5	25.4	23.1	25.0	26.4	
1931-35	22.7		23.5	23.7	24.4	22.8	24.9	23.0	24.5		
1936-40	22.3	25.5	23.3	23.1	23.9	23.3	24.3	22.8	24.1		
1941-45						22.8					
1946-50	23.8									23.7	

Notes: (1) L'âge moyen au premier mariage a été calculé à partir des proportions de célibataires par groupe d'âge à des recensements successifs. Certains de ces âges sont calculés à partir d'un seul recensement et dans ce cas nous les avons décalés pour les attribuer à la génération correspondante.

Sources: Espagne, gén. 1765-69, d'après les recensements de 1787 et 1797, PEREZ MOREDA, V., 1984, table 9. Gén. 1861-1950, d'après les recensements de 1887 à 1970, CACHINERO SANCHEZ, B., 1982, p. 87.

Angleterre, WRIGLEY, E.A. et SCHOFIELD, R.S., 1981, p. 255.

Irlande, DIXON, R.B., 1978, p. 459.

Belgique, LESTHAEGHE, R., 1977, p. 53.

Allemagne, KNODEL, J., 1974, p. 70.

France, HENRY, L. et HOUDAILLE, J., 1979, p. 415.

Pour les générations 1831 à 1950, surtout FESTY, P., 1979a, pp. 29, 143, 208, 219, 226, 230.

Tableau 35. Proportions de femmes célibataires à 50 ans, pour différents pays, générations 1680 à 1940
(en pourcentage)

Génération	Angl. & Irlande Galles	Suède	Norvège	Danemark	Pays-Bas	Belgique	Allemagne	Suisse	France	Italie	Espagne	Portugal
1680-84	14.7								7.0			
1685-89	12.8								6.6			
1690-94	13.1								6.6			
1695-99	11.2								8.6			
1700-04	9.6	10.4							7.5			
1705-09	10.7								7.8			
1710-14	10.7								6.6			
1715-19	7.3								8.4			
1720-24	8.6								8.5			
1725-29	7.7								10.3			
1730-34	4.6								9.6			
1735-39	3.6								9.2			
1740-44	6.2			9.0					10.7	11.4		
1745-49	4.9								9.6			
1750-54	5.2	11.7	14.1	9.0					9.9			
1755-59	6.8								10.8			
1760-64	7.2								11.7			
1765-69	6.5								11.8			
1770-74	6.3								12.8			
1775-79	7.1					23.5			13.2			
1781-85	7.8				14.0				13.8			
1786-90	7.5				15.0				14.0			
1791-95	8.2	10.1		9.0					13.8			
1796-00	9.6	10.9				17.7			13.4			
1801-05	10.2	11.3	13.5		19.5				13.4			
1806-10	11.0	12.3		10.5	16.1			19.5	13.1	12.3		
1811-15	11.9	13.5			13.9		12.1	18.8	12.6			21.7
1816-20	10.7	14.3			13.9	18.2	11.9	20.2	12.4	12.2		
1821-25		15.0			13.9		11.5	20.3	12.4			

Tableau V (suite)

Généralions	Angl. & Irlande Galles	Suède	Norvège	Danemark	Pays- Bas	Belgique	Alle- magne	Suisse	France	Italie	Espagne	Portugal
1826-30		15.6			13.7	18.9	11.4	20.6	12.0	12.1		20.2
1831-35		16.1			13.7		10.7	18.6	11.8			
1836-40		16.6		12.0	13.6		10.5	18.5	11.6		10.9	22.2
1841-45	12.4	18.5	17.7		13.7	17.5		17.0	11.0			
1846-50		20.0	18.5		13.9	16.8	10.1	17.7	11.0	10.9		21.4
1851-55		18.9	18.9	15.0	14.2			17.2	10.7		10.2	
1856-60		24.0	20.2		14.6		10.4	17.7	11.3	10.6		18.9
1861-65	15.7	21.0	19.6	14.9	14.9	16.4		17.9	11.2		10.2	
1866-70		22.2				15.4		17.8	11.4	11.2		18.2
1871-75							10.1	17.5	11.3		10.6	
1876-80						13.3			10.5	11.9		16.8
1881-85	16.4	24.5	22.5	21.8	14.9	13.1		17.8	10.9	12.4		16.8
1886-90	16.4	28.0	22.6	22.2	14.4	12.2		19.3	11.6			
1891-95	16.4	21.6	22.2	22.2	14.1	10.2		19.5	12.5		13.7	
1896-00	15.6	27.0	20.4	21.5	13.6	10.2	13.2	19.6	11.8	14.8	14.8	16.7
1901-05	14.8	18.1	20.0	13.5	13.0	9.7	12.4	18.8	10.6	14.7	15.2	
1906-10	12.7	14.0	16.1	11.7	12.0	9.4	10.0	17.0	9.4	14.2	13.3	16.0
1911-15	10.1	10.7	12.7	9.0	10.4	9.0	9.1	14.9	8.5	13.4	14.5	
1916-20	8.5	8.4	10.0	7.3	8.9	8.2	9.5	13.2	8.1	14.1	13.7	
1921-25	7.5	7.6	8.0	6.5	7.9	7.4	10.0	11.7	7.9	13.5	12.1	
1926-30	7.0	6.8	6.2	5.6	6.8	6.6	9.1	10.2	7.5	12.6	10.2	
1931-35	5.5	6.8	4.7	4.5	5.6	5.6	6.0	9.3	7.2	10.5	9.3	
1936-40	4.0	8.6	4.5	4.5	5.0	5.0	5.0	7.8	7.0	8.1	8.9	

Sources: Espagne, d'après les données des recensements

Angleterre, WRIGHT, E.A. et SCHOFIELD, R.S., 1981, p. 260 et DRAKE, M., 1978, pp. 200-202

Irlande, DIXON, R.B., 1978, p. 459.

Suède et Norvège, HENRY, L. et HOUDAILLE, J., 1978, p. 61

Danemark, HAJNAL, J., 1953b, p. 84 et DRAKE, M., 1978, pp. 200-202.

Belgique, DRAKE, M., 1978, pp. 200-202 et DEPREZ, P., 1979, p. 269.

Allemagne, KNODEL, J., 1974, p. 70.

France, HENRY, L. et HOUDAILLE, J., 1978, p. 50.

Italie, LIVI BACCI, M., 1977a, p. 100.

Portugal, LIVI BACCI, M., 1971, p. 49.

Pour tous les pays, pour les générations 1840 à 1940, surtout FESTY, P., 1979a, pp. 21, 69, 127, 196, 208, 214, 217, 219 et 222.

Tableau 36. Indice de nuptialité, Ia, pour différents pays, années 1750-1981

Années d'observation	Angl. & Irlande Galles	Suède Norvège	Pays-bas	Belgique	Allemagne	France	Italie	Espagne Portugal	Années d'observation
1750		0.490							1750
1787							0.571		1787
1831					0.514				1831
1836					0.514				1836
1841					0.516				1841
1846				0.375	0.520				1846
1851	0.483				0.526				1851
1856				0.366	0.530				1856
1859			0.406						1859
1861	0.502				0.531				1861
1864						0.560		0.424	1864
1866				0.403	0.530				1866
1867					0.454				1867
1869			0.438						1869
1870	0.509	0.420	0.400						1870
1871		0.405			0.472	0.529	0.568		1871
1875			0.406		0.495				1875
1876						0.533			1876
1878								0.452	1878
1879			0.469						1879

Tableau 36 (suite)

Années d'observation	Angl. & Irlande Galles	Suède	Norvège	Pays-Bas	Belgique	Allemagne	France	Italie	Espagne Portugal	Années d'observation
1880		0.409			0.435	0.501				1880
1881	0.501	0.370					0.538	0.569		1881
1885					0.494					1885
1886						0.561				1886
1887								0.581		1887
1888										1888
1889				0.450						1889
1890			0.420		0.436	0.497			0.456	1890
1891	0.477	0.336					0.560	0.569		1891
1896							0.561			1896
1899				0.450						1899
1900			0.411	0.420	0.479	0.513		0.564	0.460	1900
1901	0.476	0.324					0.563	0.569		1901
1909				0.469						1909
1910			0.409	0.418	0.517	0.524		0.552		1910
1911	0.479	0.339					0.591	0.534	0.471	1911
1920			0.413	0.416	0.482	0.501		0.511	0.455	1920
1921	0.489						0.534			1921
1923								0.495		1923
1925						0.490				1925
1926		0.362								1926
1930		0.350	0.422	0.408	0.499	0.602		0.513	0.474	1930
1931	0.503						0.613	0.513		1931
1933						0.534				1933
1936		0.369						0.519		1936
1939						0.590				1939

Tableau 36 (suite)

Années d'observation	Angl. & Irlande Galles	Suède	Norvège	Pays-Bas	Belgique	Allemagne	France	Italie	Espagne Portugal	Années d'observation	
1940									0.422	0.481	1940
1941	0.366										1941
1947					0.617						1947
1950		0.629	0.581			0.537				0.513	1950
1951	0.658	0.422					0.618	0.538			1951
1954											1954
1959			0.660								1959
1960		0.626		0.630		0.625			0.552	0.556	1960
1961	0.699	0.513			0.705			0.578			1961
1962							0.645				1962
1965		0.611									1965
1966		0.485									1966
1968							0.622	0.616			1968
1970		0.485	0.599	0.649	0.661	0.703	0.704		0.589	0.596	1970
1971	0.715	0.517						0.633			1971
1975			0.528								1975
1979		0.557					0.622				1979
1980	0.656	0.557	0.461	0.586	0.632	0.689	0.603	0.626		0.615	1980
1981	0.624								0.604		1981

Sources: les données relatives aux pays et années suivants ont été calculées par nous-mêmes d'après les données des recensements publiés dans les Annuaire démographiques des Nations Unies: Angleterre et Galles: 1951, 1971 et 1981; Irlande: 1941, 1951, 1966, 1971 et 1979; Suède: 1910, 1920, 1965 et 1975; Norvège: 1910 et 1950; France: 1954, 1962, 1968 et 1975; Italie: 1971; Espagne: toutes les années. Irlande: 1930; Norvège: 1870; Suède: 1750 et 1870, COALE, A.J., 1965, p. 8. Allemagne: 1939 et 1950, KNODEL, J., 1974, pp. 270-275. Le reste des données, COALE, A.J. et TREADWAY, R., 1986, pp. 78-152.

Tableau 37. Estimation de l'indice de fécondité légitime Ig pour 4 grandes régions de la France au XVIIIe siècle

Régions:				
Promotions de mariages:	sud-ouest	sud-est	nord-est	nord-ouest
1670-1689			.926	.841
1690-1719		.800	.914	.792
1720-1739	.743		.914	.785
1740-1769	.739	.752	.878	.794
1770-1789	.710	.741	.818	.750
1790-1819	.647	.667	.679	.635

Note: Ces indices ont été calculés à partir des taux de fécondité légitime des femmes de ces promotions en utilisant les données pour les différents groupes d'âge au mariage des quatre régions. Le calcul a été fait ainsi:

1. Nous avons tout d'abord calculé les taux de fécondité légitime tous âges au mariage confondus; pour cela nous avons appliqué une répartition fixe des femmes selon leur âge au mariage. La répartition utilisée est celle découlant de l'ensemble des fiches du nord (est et ouest) de la France de 1690 à 1769: 11% de femmes mariées à 15-19 ans, 33% à 20-24 ans, 29% à 25-29 ans, 15% à 30-34 ans et 12% à 35 ans et plus;

2. Afin d'établir des comparaisons entre les régions françaises et espagnoles, il était nécessaire de convertir les données disponibles pour obtenir un même indice de la fécondité légitime, ici l'indice Ig. La comparaison entre les taux de fécondité légitime de la population française et celle des femmes huttérites devait être faite à l'aide d'une série de coefficients de pondération qui donne plus d'importance aux groupes d'âge où le nombre de femmes mariées est plus grand qu'aux groupes d'âge où la fréquence des mariées est plus réduite. Nous avons pris comme coefficients de pondération la distribution de la population féminine mariée de l'ensemble de la France en 1831 (VAN DE WALLE, E., 1974, p. 127). Les Ig des régions françaises ont été alors estimés de la façon suivante:

$$I_g = \frac{\sum m_i * F'i}{\sum m_i * F_i}$$

m_i = nombre de femmes mariées en France, en 1831, par groupes d'âge quinquennaux.

$F'i$ = taux de fécondité légitime des populations françaises par groupes d'âge quinquennaux.

F_i = taux de fécondité légitime des Huttérites, par groupes d'âge quinquennaux.

Sources: HENRY, L. 1972a et 1978a; HENRY, L. et HOUDAILLE, J. 1973 et HOUDAILLE, J. 1976a.

Tableau 38. Indice de fécondité légitime, Ig, pour différents pays, années 1755-1983

Années d'observation	Angl. & Irlande Galles	Suède	Norvège	Pays-Bas	Belgique	Allemagne	France	Italie	Espagne	Portugal	Années d'observation
1755							0.775				1755
1768								0.767			1768
1779							0.742				1779
1787								0.750			1787
1797								0.735			1797
1805			0.688				0.658				1805
1815			0.705								1815
1825			0.721								1825
1831							0.537				1831
1835											1835
1836			0.695				0.518				1836
1841							0.515				1841
1844			0.708								1844
1845					0.757		0.498				1845
1846											1846
1851	0.675						0.478				1851
1855			0.733								1855
1856					0.827		0.478				1856
1859				0.816							1859

Tableau 38 (suite)

Années d'observation	Angl. & Irlande Galles	Suède	Norvège	Pays-bas	Belgique	Alliance	France	Italie	Espagne	Portugal	Années d'observation
1860											1860
1861	0.670						0.478				1861
1864								0.677		0.682	1864
1865		0.726									1865
1866					0.830		0.481				1866
1867						0.760					1867
1869				0.845							1869
1870											1870
1871	0.686	0.708				0.760	0.494	0.646			1871
1875			0.751	0.752		0.791					1875
1876							0.471				1876
1878										0.664	1878
1879				0.831							1879
1880		0.700			0.749	0.735					1880
1881	0.674	0.706					0.460	0.648			1881
1885		0.716			0.726						1885
1886							0.435		0.650		1886
1887											1887
1889				0.808							1889
1890			0.735		0.669	0.706				0.689	1890
1891	0.621	0.709					0.410	0.640			1891
1895		0.695									1895
1896							0.396				1896
1899				0.752							1899

Tableau 38 (suite)

Années d'observation	Angl. & Irlande Galles	Suède	Norvège	Pays-Bas	Belgique	Allemagne	France	Italie	Espagne Portugal	Années d'observation	
1900		0.652	0.701		0.534	0.664	0.383	0.633	0.653	0.681	1900
1901	0.707										1901
1902	0.553										1902
1905		0.649									1905
1909				0.652							1909
1910		0.571	0.638		0.444	0.542	0.315	0.616	0.623	0.636	1910
1911	0.467	0.708									1911
1915		0.535									1915
1920		0.470	0.548	0.554	0.370		0.321		0.586	0.609	1920
1921	0.375										1921
1923								0.585			1923
1925		0.406				0.334					1925
1926		0.610									1926
1930		0.660	0.303	0.383	0.446	0.282	0.273	0.471	0.540	0.544	1930
1931	0.292										1931
1933						0.264					1933
1935		0.306						0.434			1935
1936		0.570									1936
1939						0.316					1939
1940									0.464	0.453	1940
1946							0.342				1946
1947				0.539	0.304						1947
1950		0.258	0.340						0.419	0.440	1950
1951	0.260	0.607				0.291					1951
1954							0.339	0.344			1954

Tableau 38 (suite)

Années d'observation	Angleterre et Galles	Irlande	Suède	Norvège	Pays-bas	Belgique	Allemagne	France	Italie	Espagne	Portugal	Années d'observation
1960			0.241	0.322	0.394					0.404	0.414	1960
1961	0.289	0.612				0.289	0.301		0.338			1961
1962								0.329				1962
1965												1965
1966		0.591	0.271					0.305				1966
1968												1968
1970			0.222	0.308	0.267	0.247	0.224		0.376	0.370		1970
1971	0.251	0.558							0.295			1971
1975			0.195					0.244				1975
1979		0.440										1979
1980	0.209	0.425		0.215	0.203		0.170	0.235				1980
1981						0.204			0.193	0.291	0.341	1981
1983												1983

Sources: les données relatives aux pays et années suivantes ont été calculées par nous même d'après les données des recensements et du mouvement naturel de ces pays telles que publiées par les Nations Unies:

Unies:

Angleterre et Galles: 1951; Irlande: 1951 à 1979; Suède: 1910, 1920, 1930, 1950, 1965 et 1975; Norvège: 1910 et 1950; France: 1966 à 1975; Italie: 1971 et 1981; Espagne: 1960, 1970 et 1981.

Irlande: 1930, COALE, A.J., 1965, p. 8.

Suède: valeurs tous les dix ans de 1801 à 1941, WRIGLEY, E.A., 1985a, p. 42.

Pays-bas: 1947, ENGELEN, I.L.M. et HILLEBRAND, J.H.A., 1986, p. 496.

Allemagne: 1939 et 1950, KNODEL, J., 1974, pp. 270-275.

France: avant 1831, WRIGLEY, E.A., 1985a, p. 42.

Espagne: avant 1887, LIVI BACCI, M., 1968, p. 97.

Le reste: COALE, A.J., et TREADWAY, R., 1986, pp. 78-152.

Tableau 37. Indice de fécondité générale If, pour différents pays, 1745-1980

Années d'observation	Angl & Irlande Galles	Suède	Norvège	Pays-Bas	Belgique	Allemagne	France	Italie	Espagne	Portugal
1745	0.374						0.417			
1755	0.382	0.384					0.422			
1765	0.394	0.372					0.409			
1775	0.417	0.354					0.392			
1785	0.432	0.333					0.376		0.450	
1787										
1795	0.455	0.356					0.361			
1805	0.483	0.336					0.330			
1815	0.504	0.353					0.320			
1825	0.471	0.381					0.315			
1831							0.297			
1835	0.417									
1836							0.288			

Tableau 37 (suite)

Années d'obser- vation	Angl & Irlande Galles	Suède	Norvège	Pays-Bas	Belgique	Alle- magne	France	Italie	Espagne	Portugal
1841							0.286			
1845		0.353								
1846					0.306		0.279			
1851	0.369						0.271			
1855		0.354								
1856					0.328		0.273			
1859				0.345						
1861	0.359						0.275			0.329
1864								0.399		
1865		0.354								
1866					0.359		0.276			
1867						0.389				
1869				0.384						
1871	0.369	0.295					0.396	0.282		0.369
1875					0.334		0.428			
1876							0.270			
1878										0.341
1879				0.402						
1880		0.319								
1881	0.355	0.268			0.354	0.404	0.267	0.364		
1885						0.395				
1886							0.256			
1887										0.395
1889				0.375						

Tableau 39 (suite)

Années d'observation	Angli & Galles	Irlande	Suède	Norvège	Pays-bas	Belgique	Allemagne	France	Italie	Espagne	Portugal
1890				0.333		0.320	0.386				0.358
1891	0.310	0.245						0.242	0.376		
1896								0.235			
1899					0.347						
1900			0.302	0.317		0.273	0.373			0.386	0.353
1901	0.273	0.235						0.228	0.369		
1909					0.312						
1910						0.244	0.312			0.360	0.344
1911	0.234	0.247						0.204	0.346		
1920				0.245	0.273	0.198				0.318	0.316
1921	0.193							0.189			
1923							0.185		0.304		
1925											
1926		0.229									
1930			0.152	0.168	0.227	0.177				0.296	0.304
1931	0.154							0.182	0.255		
1933							0.157				
1936		0.218							0.236		
1939							0.202				
1940										0.208	0.257
1947						0.194					
1950			0.187							0.203	0.255
1951							0.173				0.192

Tableau 39 (suite)

Années d'observation	Angl & Galles	Irlande	Suède	Norvège	Pays-bas	Belgique	Allemagne	France	Italie	Espagne	Portugal
1960			0.172	0.221	0.2					0.228	0.255
1961	0.214	0.287				0.208	0.200		0.200		
1962								0.222			
1968									0.193		
1970	0.196	0.294	0.167	0.212	0.195	0.179	0.167	0.202		0.225	0.238
1980	0.154	0.247	0.137	0.166	0.133	0.145	0.122	0.165	0.135		0.226
1981										0.182	

Sources: Angleterre et Galles avant 1840, Suède avant 1870 et France avant 1830, d'après les R publiés dans WRIGLEY, E.A., 1985, p. 37 (calcul expliqué en annexe II-3);
 Espagne, données du tableau 45 et 61.
 Le reste des données, COALE, A.J. et TREADWAY, R., 1986, pp 78-152.

Tableau 40. Moyenne, écart-type et coefficient de variation des I_m provinciaux pour différentes dates

Pays	Recensements autour de:										
	1850	1860	1870	1880	1890	1900	1910	1920	1930	1960	
Angl. & G. (n=45)	moyenne	0.482	0.499	0.504	0.496	0.471	0.468	0.472	0.485	0.507	0.703
	éc. type	0.034	0.035	0.037	0.039	0.040	0.040	0.041	0.035	0.029	0.035
	coef. var.	0.071	0.070	0.073	0.079	0.085	0.085	0.087	0.072	0.057	0.050
Ecosse (n=33)	moyenne		0.398	0.398	0.398	0.379	0.383	0.390	0.403	0.419	0.658
	éc. type		0.058	0.058	0.059	0.057	0.061	0.061	0.049	0.044	0.030
	coef. var.		0.146	0.146	0.148	0.150	0.159	0.156	0.122	0.105	0.046
Irlande (n=32)	moyenne			0.398	0.364	0.329	0.316	0.330		0.361	0.498
	éc. type			0.047	0.030	0.022	0.019	0.021		0.028	0.033
	coef. var.			0.118	0.082	0.067	0.060	0.064		0.078	0.066
Suède (n=25)	moyenne			0.420		0.423				0.429	0.629
	éc. type			0.049		0.048				0.030	0.025
	coef. var.			0.117		0.113				0.070	0.040
Norvège (n=20)	moyenne			0.411		0.424	0.425		0.421	0.411	0.664
	éc. type			0.034		0.035	0.032		0.042	0.037	0.043
	coef. var.			0.083		0.083	0.075		0.100	0.090	0.065
Danemark (n=23)	moyenne	0.424	0.473	0.456	0.462	0.476	0.478	0.498	0.505	0.518	0.677
	éc. type	0.043	0.030	0.034	0.024	0.037	0.023	0.024	0.023	0.023	0.033
	coef. var.	0.101	0.063	0.075	0.052	0.078	0.048	0.048	0.045	0.044	0.049

Tableau 40 (suite)

		Recensements autour de:									
		1850	1860	1870	1880	1890	1900	1910	1920	1930	1960
Pays bas (n=11)	moyenne		0.408	0.440	0.468	0.449	0.454	0.475	0.488	0.506	0.636
	éc. type		0.037	0.035	0.037	0.039	0.042	0.039	0.035	0.031	0.028
	coef. var.		0.091	0.080	0.079	0.087	0.093	0.082	0.072	0.061	0.044
Belgique (n=41)	moyenne				0.427	0.425	0.464	0.502	0.477	0.577	0.697
	éc. type				0.043	0.045	0.056	0.060	0.065	0.066	0.045
	coef. var.				0.101	0.106	0.121	0.120	0.136	0.114	0.065
Allemagne (n=72)	moyenne			0.468	0.502	0.495	0.509	0.523		0.527	0.686
	éc. type			0.035	0.043	0.045	0.039				0.058
	coef. var.			0.075	0.086	0.091	0.077				0.085
Suisse (n=25)	moyenne		0.374	0.411	0.444	0.428	0.438	0.459	0.413	0.427	0.564
	éc. type		0.074	0.058	0.039	0.042	0.026	0.022	0.027	0.035	0.037
	coef. var.		0.198	0.141	0.089	0.098	0.059	0.048	0.065	0.082	0.066
France (n=86)	moyenne	0.534	0.540	0.543	0.553	0.556	0.560	0.605	0.541	0.616	0.645
	éc. type	0.071	0.074	0.074	0.074	0.070	0.067	0.059	0.051	0.054	0.037
	coef. var.	0.133	0.137	0.136	0.134	0.126	0.120	0.098	0.094	0.088	0.057
Italie (n=14)	moyenne		0.560	0.567	0.545	0.548	0.551	0.535	0.497	0.515	0.581
	éc. type		0.018	0.025	0.038	0.037	0.041	0.039	0.045	0.048	0.044
	coef. var.		0.032	0.044	0.070	0.068	0.074	0.073	0.091	0.093	0.076

Tableau 40 (suite)

		Recensements autour de:									
		1850	1860	1870	1880	1890	1900	1910	1920	1930	1960
Espagne (n=49)	moyenne					0.596	0.577	0.565	0.523	0.523	0.556
	éc. type					0.079	0.074	0.068	0.067	0.062	0.042
	coef. var.					0.133	0.128	0.120	0.127	0.118	0.075
Portugal (n=21)	moyenne			0.451		0.462	0.466	0.488	0.468	0.486	0.561
	éc. type			0.068		0.062	0.056	0.057	0.057	0.047	0.048
	coef. var.			0.151		0.134	0.120	0.117	0.122	0.097	0.086
Europe (sans France)	n=			501			502			533	526
	moyenne			0.493			0.494			0.508	0.623
	éc. type			0.107			0.108			0.090	0.078
	coef. var.			0.217			0.219			0.177	0.125
Europe	n=			588			589			624	616
	moyenne			0.500			0.504			0.523	0.627
	éc. type			0.104			0.105			0.094	0.073
	coef. var.			0.208			0.208			0.180	0.116

Notes: n: nombre de provinces

Sources: Espagne: tableau 3. Europe: COALE, A.J. et TREADWAY, R, 1986, p. 51.
Autres pays: WATKINS, S.C., 1981, pp. 200-201 et 204-205.

Tableau 44. Moyenne, écart-type et coefficient de variation des Ig provinciaux pour différentes dates

Pays	Recensements autour de:											
	1830	1850	1860	1870	1880	1890	1900	1910	1920	1930	1950	1960
Angl. & S. (n=45)	0.681			0.695		0.635		0.463		0.285		0.290
	0.031			0.032		0.031		0.043		0.044		0.014
	0.046			0.046		0.049		0.093		0.154		0.048
Ecosse (n=33)				0.755		0.706		0.547		0.396		0.328
				0.043		0.059		0.061		0.050		0.024
				0.057		0.084		0.112		0.126		0.073
Irlande (n=31)				0.714		0.709		0.740		0.656		0.612
				0.032		0.034		0.072		0.055		0.052
				0.045		0.048		0.097		0.084		0.085
Suède (n=25)					0.691		0.657		0.321	0.277	0.247	
					0.073		0.096		0.075	0.027	0.017	
					0.106		0.146		0.234	0.097	0.069	
Norvège (n=20)				0.756		0.735		0.707		0.565		0.332
				0.052		0.037		0.046		0.078		0.044
				0.069		0.050		0.065		0.138		0.133
Danemark (n=20)		0.678		0.662		0.674		0.638		0.361		0.293
		0.041		0.050		0.057		0.077		0.061		0.029
		0.060		0.076		0.085		0.121		0.169		0.099

Tableau VI (suite)

Pays	Recensements autour de :												
	1830	1850	1860	1870	1880	1890	1900	1910	1920	1930	1950	1960	
Pays Bas (n=11)	moyerne.		0.815		0.828		0.773		0.678		0.471		0.401
	éc. type		0.064		0.080		0.108		0.120		0.094		0.040
	coef. var.		0.079		0.097		0.140		0.177		0.200		0.100
Belgique (n=41)	moyerne.				0.791		0.666				0.355		0.310
	éc. type				0.149		0.193				0.124		0.053
	coef. var.				0.188		0.290				0.349		0.171
Allemagne (n=72)	moyerne.			0.759	0.732		0.674		0.561		0.293		0.281
	éc. type			0.087	0.084		0.114		0.126		0.078		0.032
	coef. var.			0.115	0.115		0.169		0.225		0.266		0.114
Suisse (n=25)	moyerne.			0.725		0.667			0.559		0.418		0.393
	éc. type			0.115		0.115			0.133		0.144		0.088
	coef. var.			0.159		0.172			0.238		0.344		0.224
France (n=87)	moyerne.	0.559	0.497		0.493		0.432		0.332		0.295		0.332
	éc. type	0.111	0.109		0.126		0.120		0.078		0.054		0.042
	coef. var.	0.199	0.219		0.256		0.278		0.235		0.183		0.127
Italie (n=16)	moyerne.			0.662		0.664			0.654		0.506		0.354
	éc. type			0.031		0.037			0.090		0.131		0.116
	coef. var.			0.047		0.056			0.138		0.259		0.331

Tableau 44 (suite)

Pays	Recensements autour de :											
	1830	1850	1860	1870	1880	1890	1900	1910	1920	1930	1950	1960
Espagne (n=49)	moienne.					0.664	0.669	0.638	0.608	0.568	0.433	0.408
	éc. type					0.069	0.089	0.089	0.091	0.107	0.072	0.063
	coef. var.					0.104	0.133	0.139	0.149	0.188	0.166	0.154
Portugal (n=21)	moienne.					0.702		0.656		0.577		0.428
	éc. type					0.060		0.058		0.113		0.148
	coef. var.					0.085		0.088		0.196		0.346
Europe (sans France)	n=			501			502			536		526
	moienne.			0.723			0.671			0.449		0.352
	éc. type			0.084			0.105			0.159		0.106
	coef. var.			0.116			0.156			0.354		0.301
Europe	n=			588			589			626		616
	moienne.			0.689			0.631			0.428		0.349
	éc. type			0.124			0.141			0.157		0.100
	coef. var.			0.180			0.223			0.367		0.287

Notes: n: nombre de provinces.

Sources: Espagne: tableau 4. Le reste de COALE, A.J. et TREADWAY, R, 1986, pp. 42-44

Tableau 42 Moyenne, écart-type et coefficient de variation des If provinciaux pour différentes dates.

Pays	Recensements autour de:											
	1830	1850	1860	1870	1880	1890	1900	1910	1920	1930	1950	1960
Angl. & G. (n=45)	0.353	0.373	0.315	0.231	0.152	0.217						
	0.027	0.036	0.035	0.036	0.025	0.013						
	0.076	0.097	0.111	0.156	0.164	0.060						
Ecosse (n=33)		0.335	0.294	0.233	0.181	0.226						
		0.059	0.056	0.049	0.030	0.018						
		0.176	0.190	0.210	0.166	0.080						
Irlande (n=31)		0.293	0.239	0.248	0.239	0.307						
		0.039	0.022	0.017	0.014	0.026						
		0.133	0.092	0.069	0.059	0.085						
Suède (n=25)		0.322	0.311	0.163	0.175							
		0.038	0.048	0.035	0.017	0.012						
		0.118	0.154	0.215	0.088	0.069						
Norvège (n=20)		0.399	0.335	0.323	0.256	0.229						
		0.030	0.034	0.036	0.049	0.032						
		0.075	0.101	0.111	0.191	0.140						
Danemark (n=20)	0.332	0.337	0.349	0.333	0.203	0.212						
	0.021	0.035	0.039	0.040	0.029	0.021						
	0.063	0.104	0.112	0.120	0.143	0.099						

Tableau 42 (suite)

Pays	Recensements autour de:											
	1830	1850	1860	1870	1880	1890	1900	1910	1920	1930	1950	1960
Pays Bas (n=11)	moenne		0.344		0.397		0.356	0.326		0.241		0.257
	éc. type		0.029		0.025		0.029	0.043		0.043		0.018
	coef. var.		0.084		0.063		0.081	0.132		0.178		0.070
Belgique (n=41)	moenne				0.354		0.319			0.205		0.218
	éc. type				0.050		0.071			0.053		0.027
	coef. var.				0.141		0.223			0.259		0.124
Allemagne (n=72)	moenne			0.388	0.398		0.370	0.318		0.167		0.207
	éc. type			0.041	0.041		0.051	0.056		0.032		0.027
	coef. var.			0.106	0.103		0.138	0.176		0.192		0.130
Suisse (n=25)	moenne			0.309		0.296		0.266		0.182	0.214	0.228
	éc. type			0.040		0.047		0.058		0.055	0.049	0.046
	coef. var.			0.142		0.159		0.218		0.302	0.229	0.202
France (n=87)	moenne	0.301	0.276		0.276	0.249		0.212		0.193		0.226
	éc. type	0.040	0.039		0.041	0.041		0.033		0.028		0.026
	coef. var.	0.133	0.141		0.149	0.165		0.156		0.145		0.115
Italie (n=16)	moenne			0.390		0.374		0.348		0.266	0.194	0.201
	éc. type			0.020		0.029		0.048		0.070	0.063	0.054
	coef. var.			0.051		0.078		0.138		0.263	0.325	0.269

Tableau 49 (suite)

Pays	Recensements autour de:											
	1830	1850	1860	1870	1880	1890	1900	1910	1920	1930	1950	1960
Espagne (n=49)	moienne					0.410	0.400	0.374	0.333	0.310	0.211	0.230
	éc. type					0.052	0.054	0.054	0.058	0.061	0.035	0.030
	coef. var.					0.127	0.135	0.144	0.174	0.197	0.166	0.130
Portugal (n=21)	moienne					0.362		0.355		0.317		0.261
	éc. type					0.042		0.043		0.045		0.071
	coef. var.					0.116		0.121		0.142		0.272
Europe (sans France)	n=			501			502			536		527
	moienne			0.379			0.350			0.244		0.223
	éc. type			0.078			0.094			0.101		0.051
	coef. var.			0.206			0.269			0.414		0.229
Europe	n=			588			589			626		617
	moienne			0.364			0.333			0.237		0.223
	éc. type			0.083			0.098			0.096		0.048
	coef. var.			0.228			0.294			0.405		0.215

Notes: n: nombre de provinces

Sources: Espagne: tableau 40. Le reste de COALE, A.J. et TREADWAY, R, 1986, pp. 55-57

Tableau 49. Espérance de vie à la naissance, sexes réunis, pour différents pays, 1740-1984
(en années)

\ Pays Périodes	Angl. & Galles	Suède	Danemark	Pays-bas	Belgique	Allemagne	France	Italie	Espagne	Portugal
1740-49	35.3						24.7			
1750-59	37.3	36.0					27.9			
1760-69	35.0	35.0					27.7			
1770-79	38.2	33.3					28.9			
1780-89	35.9	35.2					27.8		26.8	
1790-99	36.8	37.9					31.3			
1800-09	38.7	35.8					34.1			
1810-19	37.9	37.0					36.7			
1820-29	39.9	40.8					38.8			
1830-39	40.2	41.0	42.5		25.0		39.9			
1840-49	39.6	43.8	44.0	37.4	24.9		41.3			
1850										
51										
52										
53										
54										
55	40.4	42.4	44.3	37.3			38.9			
56										
57										
58										
59										
1860										
61										
62										
63										
64										
65	40.3	44.6	44.7	38.2			41.0		29.1	
66										
67										
68										
69										
1870										
71										
72										
73										
74										
75	42.8	46.9	46.4	39.6		37.0	43.1			
76										
77										
78										
79										

Tableau 43 (suite)

\ Pays Périodes	Angl. & Galles	Suède	Danemark	Pays-bas	Belgique	Allemagne	France	Italie	Espagne	Portugal
1880										28.9
81								35.5		
82										
83										
84										
85	45.2	50.0	47.9	43.8	45.2	38.7	43.3			
86										
87										
88										
89										
1890										
91										
92										
93										
94										
95	46.4	52.3	50.0	47.6	47.1	42.3	46.1			
96										
97										
98										
99										
1900										34.8
01										
02										
03			54.6							
04										
05	50.1	55.7		52.2		46.6	48.2			
06								44.5		
07										
08			56.4							
09										
1910										41.7
11						49.0		47.0		
12										
13			57.7							
14										
15	53.1	57.0		56.1			51.5			
16										
17			57.0							
18										
19										

Tableau 43 (suite)

\ Pays Périodes	Angl. & Galles	Suède	Danemark	Pays-bas	Belgique	Allemagne	France	Italie	Espagne	Portugal
1920									41.2	
21								50.0		
22										
23			61.1							
24										
25	58.8	62.0		62.7		57.4	54.8			
26										
27			61.8							
28										
29										
1930						57.9			50.0	
31	60.8						56.7	54.9		
32										
33			62.9			61.3				
34										
35		64.9		66.5			58.8			
36										
37			64.7							
38										
39										
1940									50.1	50.7
41										
42										
43		68.4	66.7							
44										
45										
46						60.6				
47			69.0		64.7		64.7			
48		70.3		70.5						
49										
1950	68.9					66.5	66.5		62.1	58.0
51				71.8				65.5		
52										
53		72.0	71.2	72.2						
54							68.1			
55	70.3							67.9		61.3
56										
57			72.1							62.4
58		73.0		73.1						
59										

Tableau 43 (suite)

\ Pays Périodes	Angl. & Galles	Suède	Danemark	Pays-bas	Belgique	Allemagne	France	Italie	Espagne	Portugal
1960	71.2						70.5		69.9	63.5
61					70.6	69.6		69.8		
62			72.4							
63		73.7		73.5						
64	71.4					70.0				
65			72.5				71.4	70.6		
66										
67										
68			73.0							
69	71.7									
1970					71.0	70.4			72.4	67.3
71		74.6		73.9			72.3	71.9		
72			73.6							
73										
74										
75	72.7		74.0	74.5					73.3	69.0
76		75.0				71.9	73.2			
77				75.2						
78								73.9		
79										
1980					73.4				75.6	
81							74.4			
82										
83	74.6		74.5	76.3		74.2				
84		76.9								

Note: (1) après 1930, données d'Angleterre et Galles.

Sources: Angleterre, Suède et France avant 1929, WRIGLEY, E.A., 1985a, p. 35.

Danemark avant 1950, ANDERSEN, O., 1979, p. 111.

Pays-bas avant 1950, DEPREZ, P., 1979, p. 281.

Belgique avant 1950, DEPREZ, P., 1979, p. 277.

Allemagne avant 1935, KNODEL, J., 1974, p. 5.

Italie avant 1962, DEL PANTA, L., 1979, p. 227.

Espagne, 1787, LIVI BACCI, M., 1978a, p. 181. 1861-70, I.G.E., 1877 (mouvement naturel de la population 1861-70), p. 26-36. 1878-82, I.G.E., 1895, (mouvement naturel de la population 1886-92), p. 64. 1900-81, I.N.E., Annuaires statistiques.

Le reste des données tiré de NATIONS UNIES, Annuaires démographiques.

VII.2.- STATISTIQUES DES REGIONS ESPAGNOLES

Tableau 44. Indice de nuptialité (Im) selon les divisions territoriales de 1787, en 1787 et 1887

Divisions Territoriales de 1787	Recensements:		1887 ---- * 100 1787
	1787	1887	
1 Galicia	0.492	0.430	87.4
2 Asturias	0.527	0.430	81.6
3 Avila	0.616	0.680	110.4
4 Burgos	0.564	0.582	103.2
5 León	0.575	0.585	101.7
6 Palencia	0.611	0.632	103.4
7 Salamanca	0.591	0.627	106.1
8 Segovia	0.640	0.688	107.5
9 Soria	0.640	0.657	102.7
10 Valladolid	0.578	0.623	107.8
11 Castilla la Vieja ¹			
12 Toro ¹			
13 Alava	0.516	0.585	113.4
14 Guipúzcoa	0.449	0.475	105.8
15 Vizcaya	0.504	0.523	103.8
16 Navarra	0.565	0.572	101.2
17 Aragón	0.617	0.648	105.0
18 Catalogna			
Barcelona	0.561	0.576	102.7
Gerona	0.560	0.626	111.8
Lérida	0.540	0.655	121.3
Tarragona	0.645	0.638	98.9
19 Mallorca			
20 Menorca			
21 Ibiza	0.570	0.556	97.5
22 Valencia	0.629	0.619	98.4
23 Andalucía	0.552	0.581	105.3
24 Sierra Morena			
25 Córdoba	0.526	0.629	119.6
26 Granada	0.570	0.638	111.9
27 Jaén	0.581	0.656	112.9
28 Extremadura	0.661	0.676	102.3
29 Ciudad Real	0.639	0.649	101.6
30 Cuenca	0.605	0.665	109.9
31 Guadalajara	0.630	0.662	105.1
32 Toledo	0.631	0.663	105.1
33 Madrid	0.566	0.468	82.7
34 Murcia	0.615	0.634	103.1
35 Canarias	0.458	0.447	97.6
ESPAGNE	0.571	0.581	101.8

Notes: (1) inclus dans la région de León.

Sources: à partir des données des recensements de 1787 et 1887. Cf Annexe II.1.

Tableau 45. Indice de nuptialité (Im), de fécondité légitime (Ig), de fécondité légitime corrigée (I'g) et de fécondité générale (If), par régions historiques, 1787 et 1887

Régions historiques	Im		Ig		fm/hm (1)		I'g		If	
	1787	1887	1787	1887	1787	1887	1787	1887	1787	1887
Galicie	0.492	0.430	0.744	0.695	100.0	107.9	0.744	0.750	0.430	0.324
Asturias	0.527	0.430	0.838	0.794	100.4	104.5	0.841	0.830	0.470	0.351
León	0.580	0.598	0.789	0.689	100.5	103.0	0.793	0.710	0.480	0.424
Castilla la Vieja	0.596	0.620	0.765	0.712	99.9	101.9	0.765	0.726	0.470	0.451
Vascongadas y Navarra	0.518	0.537	0.819	0.679	100.4	99.5	0.822	0.679	0.430	0.363
Aragón	0.617	0.648	0.744	0.647	99.5	101.0	0.744	0.653	0.470	0.424
Cataluña	0.560	0.606	0.789	0.534	103.1	100.3	0.813	0.536	0.470	0.330
Baleares	0.570	0.556	0.761	0.581	99.8	101.1	0.761	0.587	0.450	0.325
Valencia	0.629	0.619	0.718	0.640	100.0	99.7	0.718	0.640	0.460	0.398
Andalucía	0.559	0.619	0.725	0.622	99.1	98.9	0.725	0.622	0.430	0.392
Extremadura	0.661	0.676	0.736	0.688	99.3	97.2	0.736	0.688	0.500	0.477
Castilla la Nueva	0.613	0.577	0.625	0.651	98.3	99.3	0.625	0.651	0.420	0.403
Murcia	0.615	0.635	0.698	0.622	98.5	99.4	0.698	0.622	0.450	0.411
Canarias	0.458	0.447	0.814	0.899	107.5	108.4	0.875	0.975	0.450	0.429
ESPAGNE	0.571	0.581	0.750	0.650	99.8	100.9	0.750	0.656	0.450	0.391

Notes: (1) rapport entre le total de femmes mariées et d'hommes mariés, en pourcentage.
Sources: 1787, d'après les estimations des taux de natalité de LIVI BACCI, M., 1968, p. 227 et les données du recensement de la population de 1787. Cf annexe II.
1887, Im, calculé par nous même d'après les données du recensement; Ig et If, COALE, A.J. et TREADWAY, R., 1986, pp. 144-145, et I'g calculé à partir de Ig et du rapport fm/hm tiré des données du recensement de 1887.

Tableau 46. Indice de nuptialité, Im, par régions, 1887-1981

Régions	Recensements:										
	1887	1900	1910	1920	1930	1940	1950	1960	1970	1981	
Galicia	.430	.443	.452	.383	.413	.370	-	.508	.571	.627	
Asturias	.430	.452	.445	.500	.414	.327	-	.598	.617	.622	
Castilla León	.625	.588	.580	.527	.530	.427	-	.535	.515	.527	
Cantabria	.487	.463	.471	.426	.428	.343	-	.545	.572	.598	
Rioja	.640	.612	.584	.526	.531	.429	-	.551	.554	.598	
País Vasco	.517	.514	.476	.450	.449	.348	-	.555	.603	.601	
Navarra	.572	.527	.506	.470	.452	.339	-	.476	.508	.552	
Aragón	.648	.623	.612	.553	.565	.425	-	.577	.572	.579	
Cataluña	.606	.570	.559	.525	.547	.454	-	.607	.640	.657	
Baleares	.556	.517	.521	.480	.495	.418	-	.599	.658	.654	
Valencia	.619	.612	.573	.530	.545	.450	-	.576	.618	.633	
Andalucía	.619	.607	.598	.557	.541	.445	-	.536	.579	.591	
Extremadura	.676	.624	.616	.585	.552	.448	-	.547	.537	.543	
Castilla la Mancha	.657	.643	.620	.588	.576	.450	-	.578	.563	.553	
Madrid	.468	.439	.430	.414	.445	.390	-	.504	.573	.584	
Murcia	.634	.643	.604	.542	.565	.479	-	.584	.638	.626	
Canarias	.447	.460	.458	.442	.455	.443	-	.541	.614	.621	
ESPAGNE	.581	.564	.552	.511	.513	.422	-	.552	.589	.604	

Sources: d'après les données des recensements. Cf annexe U.1.

Tableau 47. Indice de fécondité légitime, Ig, par régions, 1887-1981

Régions	Recensements:									
	1887	1900	1910	1920	1930	1940	1950	1960	1970	1981
Galicia	.696	.719	.646	.634	.602	.526	.405	.363	.308	.262
Asturias	.794	.782	.804	.780	.692	.443	.402	.341	.296	.243
Castilla León	.701	.718	.691	.685	.669	.612	.493	.438	.366	.299
Cantabria	.749	.838	.806	.747	.686	.497	.447	.423	.369	.294
Rioja	.684	.700	.658	.647	.600	.486	.469	.373	.345	.280
Pais Vasco	.687	.709	.690	.648	.547	.435	.408	.436	.380	.252
Navarra	.669	.667	.685	.700	.654	.592	.487	.472	.416	.291
Aragón	.647	.639	.593	.587	.517	.421	.358	.344	.315	.267
Cataluña	.534	.486	.459	.411	.323	.264	.287	.303	.333	.235
Baleares	.581	.570	.508	.472	.403	.366	.298	.312	.374	.263
Valencia	.640	.610	.525	.491	.427	.365	.350	.363	.362	.296
Andalucía	.625	.640	.620	.603	.584	.520	.481	.475	.446	.357
Extremadura	.688	.669	.651	.617	.604	.553	.496	.461	.397	.342
Castilla la Mancha	.672	.666	.663	.634	.585	.504	.455	.426	.365	.328
Madrid	.589	.560	.556	.506	.462	.366	.356	.419	.404	.288
Murcia	.620	.636	.571	.565	.498	.446	.475	.425	.438	.363
Canarias	.899	1.012	.911	.660	.772	.669	.575	.497	.471	.319
ESPAGNE	.650	.653	.623	.586	.540	.464	.419	.404	.376	.291

Sources: 1887-1960, d'après les naissances provinciales calculées à partir des Ig provinciaux dans COALE, A.J. et TREADWAY, R, 1986, pp. 145-148 et les données des recensements. 1970-1981, d'après les données du mouvement naturel et des recensements. Cf annexe II.2.4.

Tableau 48. Rapport entre le total de femmes mariées et d'hommes mariés dans les régions espagnoles, 1887-1981
(pour 100 hommes)

Régions	1887	1900	1910	1920	1930	1940	1950	1960	1970	1981
Recensements:										
Galicie	107.9	107.9	113.3	116.4	111.4	105.1	103.7	102.3	100.4	100.0
Asturias	104.5	100.0	106.8	101.5	102.8	101.1	100.0	100.4	100.2	100.0
Castilla León	102.4	102.5	104.1	104.1	102.0	100.0	100.0	100.2	100.2	100.0
Cantabria	102.4	101.1	101.0	104.6	101.9	100.0	100.3	100.0	100.4	100.0
Rioja	100.8	100.2	102.9	100.6	100.4	100.8	100.0	100.0	100.2	100.0
Pais Vasco	100.0	100.0	100.7	101.1	101.1	100.0	100.0	100.1	100.0	100.0
Navarra	100.1	100.7	101.0	100.8	100.1	100.0	100.0	101.3	100.4	100.0
Aragón	101.0	101.2	102.1	100.2	100.1	100.6	100.0	101.7	100.4	100.0
Cataluña	100.3	100.3	100.2	100.6	100.1	103.0	100.2	100.0	100.0	100.0
Baleares	101.1	102.0	104.5	104.8	101.6	100.6	100.0	102.3	100.0	100.0
Valencia	100.0	100.6	101.9	102.0	100.3	100.6	100.5	100.8	100.0	100.0
Andalucía	100.0	100.0	101.0	102.0	100.6	101.1	100.0	100.5	100.0	100.0
Extremadura	100.0	100.0	100.0	100.4	100.0	100.9	100.0	100.4	100.0	100.1
Castilla la Mancha	100.0	100.0	100.0	101.0	100.0	101.0	100.2	100.0	100.0	100.0
Madrid	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	102.3	100.6	100.0
Murcia	100.0	101.2	100.8	100.8	?	100.0	101.7	100.8	100.1	100.0
Canarias	108.4	105.2	108.3	124.3	104.5	102.8	105.1	104.3	100.0	100.0
ESPAGNE	100.9	101.1	102.6	103.1	101.5	101.1	100.2	100.8	100.1	99.6

Sources: d'après les données des recensements de la population.

Tableau 1^a. Indice de fécondité légitime corrigé, I'g, par régions, 1887-1981

Régions	Recensements:										
	1887	1900	1910	1920	1930	1940	1950	1960	1970	1981	
Galicie	.751	.776	.732	.738	.670	.553	.419	.371	.309	.262	
Asturias	.830	.782	.859	.792	.712	.448	.402	.342	.296	.243	
Castilla León	.718	.736	.720	.713	.682	.612	.493	.439	.367	.299	
Cantabria	.767	.847	.814	.781	.699	.497	.448	.423	.370	.294	
Rioja	.690	.701	.677	.651	.602	.490	.469	.373	.346	.280	
Pais Vasco	.687	.709	.695	.655	.552	.435	.408	.436	.380	.252	
Navarra	.670	.672	.692	.705	.654	.592	.487	.478	.417	.291	
Aragón	.653	.646	.605	.589	.517	.424	.358	.349	.317	.267	
Cataluña	.536	.487	.460	.413	.324	.272	.288	.303	.333	.235	
Baleares	.587	.582	.531	.495	.410	.368	.298	.319	.374	.263	
Valencia	.640	.613	.535	.501	.428	.367	.351	.365	.362	.296	
Andalucía	.625	.640	.626	.615	.587	.526	.481	.478	.446	.357	
Extremadura	.688	.669	.651	.620	.604	.558	.496	.463	.397	.343	
Castilla la Mancha	.672	.666	.662	.640	.585	.509	.456	.426	.365	.328	
Madrid	.589	.560	.556	.506	.462	.366	.356	.429	.406	.288	
Murcia	.620	.644	.576	.570	.498	.446	.483	.428	.439	.363	
Canarias	.974	1.064	.987	.820	.807	.687	.604	.518	.471	.319	
ESPAGNE	.656	.660	.639	.604	.548	.469	.420	.407	.376	.290	

Sources: d'après les tableaux 41 et 48. Cf annexe II.2.4.

Tableau 50. Indice de fécondité générale, If, par régions, 1887-1981

Régions	Recensements:									
	1887	1900	1910	1920	1930	1940	1950	1960	1970	1981
Galicia	.326	.346	.321	.270	.284	.216	.197	.197	.183	.172
Asturias	.355	.367	.368	.397	.300	.151	.172	.207	.185	.156
Castilla León	.454	.437	.414	.378	.370	.270	.243	.238	.190	.163
Cantabria	.379	.404	.397	.318	.306	.177	.209	.235	.214	.181
Rioja	.446	.437	.395	.352	.328	.212	.203	.207	.192	.172
País Vasco	.370	.380	.343	.305	.253	.157	.176	.244	.230	.156
Navarra	.389	.358	.354	.337	.302	.208	.205	.227	.213	.164
Aragón	.428	.407	.370	.34	.301	.190	.178	.200	.182	.158
Cataluña	.333	.285	.264	.224	.184	.127	.144	.187	.216	.162
Baleares	.329	.300	.273	.231	.203	.155	.148	.189	.250	.181
Valencia	.402	.379	.308	.266	.238	.170	.173	.212	.226	.192
Andalucía	.409	.412	.394	.362	.343	.246	.228	.263	.262	.217
Extremadura	.478	.430	.413	.371	.347	.255	.244	.256	.215	.190
Castilla la Mancha	.459	.443	.426	.390	.347	.238	.238	.250	.207	.185
Madrid	.329	.294	.280	.244	.236	.158	.155	.218	.235	.175
Murcia	.410	.429	.372	.328	.281	.226	.239	.253	.282	.232
Canarias	.434	.503	.444	.312	.373	.322	.261	.275	.294	.209
ESPAGNE	.395	.386	.360	.318	.296	.208	.203	.228	.225	.182

Sources: 1887-1960, d'après les naissances provinciales calculées à partir des If provinciaux dans COALE, A.J. et TREADWAY, R., 1986, pp. 145-148 et les données des recensements. 1970-1981, d'après les données du mouvement naturel et des recensements. Cf annexe II.2.4.

Tableau 51. Taux de mortalité infantile par région
(pour mille)

Régions	Période:				
	1863-70	1901-02	1930-31	1960-61	1980-81
1 Galicie	212	155.5	113.2	51.7	14.4
2 Asturias	194	142.5	100.6	47.5	14.2
3 Castilla León	274	195.6	155.9	60.8	13.6
4 Cantabria	204	177.2	115.1	46.8	10.7
5 Rioja	268	210.3	139.5	56.0	15.7
6 País Vasco	214	147.8	93.7	37.2	13.9
7 Navarra	247	166.2	110.7	47.0	12.9
8 Aragón	280	196.9	123.1	44.3	12.9
9 Catalogña	245	152.3	83.5	32.7	10.3
10 Balears	168	108.3	74.6	33.1	11.6
11 Valencia	252	173.5	100.5	38.5	10.8
12 Andalucía	241	212.5	124.4	41.9	13.2
13 Extremadura	266	239.8	159.4	57.1	13.4
14 Castilla la Mancha	252	208.0	142.2	54.4	12.5
15 Madrid	291	210.3	121.3	39.6	11.3
16 Murcia	230	209.6	114.9	41.4	11.9
17 Canarias	-	205.1	148.2	50.9	13.6
ESPAGNE	245	189.0	123.2	44.9	12.4
moyenne	239.875	183.032	118.876	45.950	12.759
écart type	32.916	32.831	23.702	8.152	1.439
coef. variation	0.137	0.179	0.199	0.177	0.113
coef. asymétrie	-0.476	-0.472	0.019	0.075	-0.011

Note: (1) Taux de mortalité infantile (sexes réunis) corrigé (avant 1975) des morts à la naissance et avant 24h comme expliqué en annexe III.2.

Sources: 1863-70, DOPICO, F., 1987, p. 177. 1901-81, d'après les données du mouvement naturel de la population.

Tableau 2. Taux brut de reproduction (R)¹, probabilité de survie à l'âge moyen à la maternité $(p(\bar{m}))^2$ et taux de croissance intrinsèque $(r)^3$ des régions espagnoles, 1887-1981

Régions	1887			1901-02			1930-31			1960-61			1980-81		
	R	p(m)	r (%)	R	p(m)	r (%)	R	p(m)	r (%)	R	p(m)	r (%)	R	p(m)	r (%)
1 Galicia	1.98	0.559	0.33	2.10	0.652	1.03	1.72	0.758	0.87	1.20	0.903	0.26	1.04	0.980	0.06
2 Asturias	2.15	0.588	0.77	2.23	0.696	1.44	1.82	0.788	1.18	1.26	0.913	0.46	0.95	0.980	-0.23
3 Castilla León	2.75	0.439	0.62	2.65	0.544	1.20	2.25	0.651	1.25	1.44	0.881	0.18	0.99	0.981	-0.10
4 Cantabria	2.30	0.549	0.76	2.45	0.591	1.21	1.86	0.754	1.11	1.43	0.914	0.88	1.10	0.986	0.27
5 Rioja	2.71	0.437	0.55	2.65	0.510	0.99	1.99	0.702	1.10	1.26	0.893	0.39	1.04	0.977	0.05
6 País Vasco	2.25	0.556	0.73	2.31	0.685	1.50	1.54	0.804	0.70	1.48	0.936	1.07	0.95	0.980	-0.23
7 Navarra	2.36	0.503	0.56	2.17	0.621	0.98	1.83	0.764	1.10	1.38	0.914	0.76	1.00	0.982	-0.06
8 Aragón	2.60	0.436	0.41	2.47	0.541	0.95	1.83	0.736	0.98	1.21	0.920	0.35	0.96	0.982	-0.19
9 Cataluña	2.02	0.515	0.13	1.73	0.676	0.51	1.12	0.828	-0.25	1.13	0.945	0.22	0.98	0.986	-0.11
10 Baleares	2.00	0.652	0.87	1.82	0.770	1.11	1.23	0.849	0.14	1.15	0.944	0.27	1.10	0.984	0.26
11 Valencia	2.44	0.489	0.58	2.30	0.600	1.06	1.44	0.788	0.41	1.29	0.933	0.61	1.17	0.986	0.47
12 Andalucía	2.48	0.471	0.51	2.50	0.505	0.76	2.08	0.734	1.39	1.60	0.925	1.29	1.32	0.982	0.85
13 Extremadura	2.90	0.420	0.65	2.61	0.445	0.49	2.11	0.641	0.99	1.55	0.890	1.05	1.15	0.981	0.40
14 Castilla la Mancha	2.79	0.457	0.80	2.69	0.515	1.07	2.11	0.696	1.26	1.52	0.896	1.01	1.12	0.983	0.32
15 Madrid	2.00	0.406	-0.68	1.78	0.510	-0.32	1.43	0.740	0.19	1.32	0.931	0.68	1.06	0.985	0.14
16 Murcia	2.49	0.489	0.65	2.60	0.512	0.94	1.71	0.754	0.83	1.54	0.926	1.16	1.41	0.984	1.07
17 Canarias	2.63	-	-	3.05	0.522	1.52	2.26	0.684	1.43	1.67	0.905	1.35	1.27	0.981	0.72
ESPAÑE	2.40	0.482	0.48	2.34	0.561	0.89	1.80	0.736	0.92	1.38	0.919	0.78	1.10	0.983	0.26

Notes: (1) nombre de filles qu'aurait une génération de femmes qui, en l'absence de mortalité, expérimenterait au cours de leur vie fertile les conditions de fécondité de la période. Ce taux indique le nombre moyen de filles par femme correspondant à cette hypothèse.

(2) probabilité de ce qu'une fille arrive à l'âge moyen à la maternité (au risque d'une certaine imprécision on a pris ici un âge constant de 30 ans) avec les conditions de mortalité de la période.

(3) taux d'accroissement annuel de la population stable associée à la table de fécondité et à la table de mortalité résumées par R et p(m). Sources: calculé à partir des If et des e0 féminins, tableaux 12 et 50. Cf Annexe III.3.

Graphique 17. Evolution du taux brut de reproduction (R), de l'espérance de vie à la naissance (e0) et du taux intrinsèque de croissance (r) dans les régions espagnoles entre 1787¹ et 1980

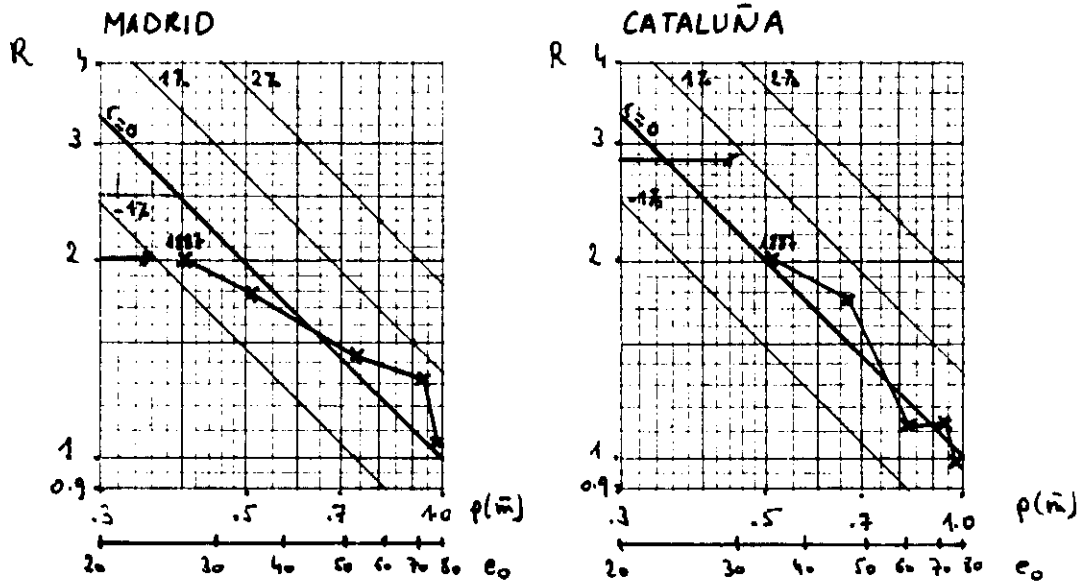
(voir pages suivantes)

Notes: pour les définitions de R, e0 et r, voir les notes du tableau .

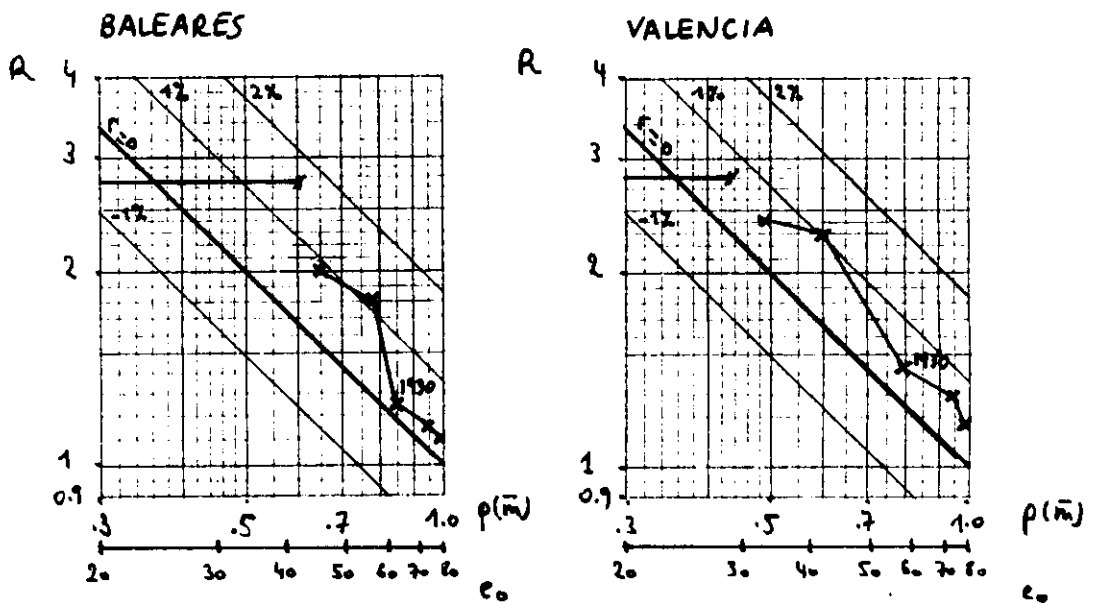
(1) pour 1787, faute de données régionales sur la mortalité, on a dessiné un segment de droite horizontal au niveau de la fécondité de la région en 1787 dont la longueur indique les valeurs possibles de l'espérance de vie en 1787: de 20 ans jusqu'à son niveau dans la région en 1860.

Sources: -1787: R calculé d'après les données des If régionaux du tableau 45; le mode de calcul est exposé à l'annexe III.3. Pour l'espérance de vie des régions, voir note 1, et pour celles de 1860, voir tableau 12.
-1887, 1900, 1930, 1960 et 1980: données du tableau 52 .

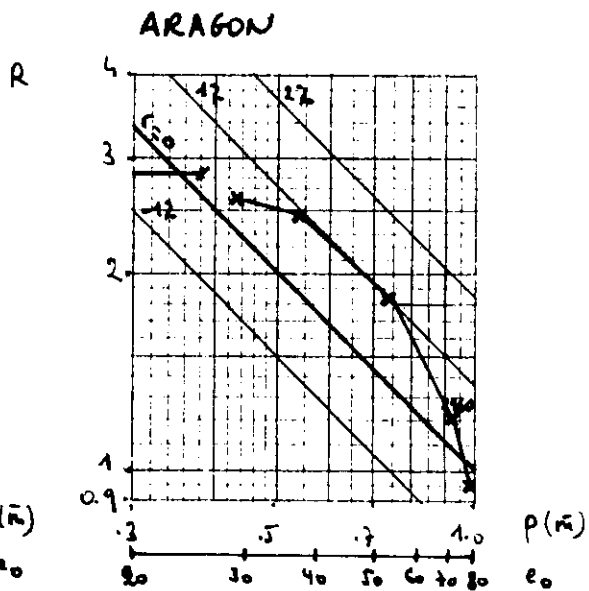
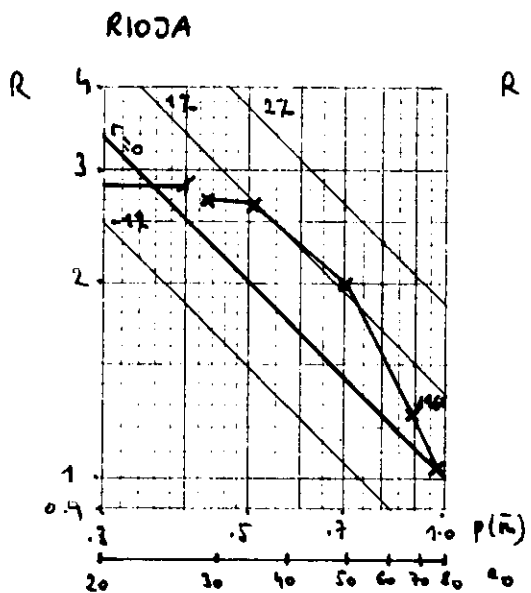
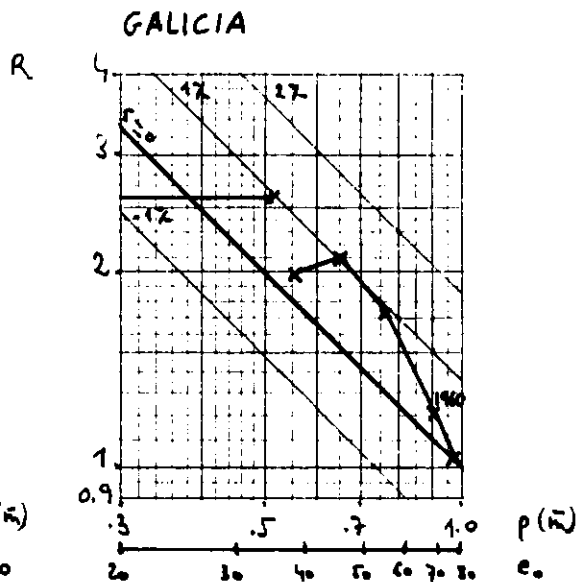
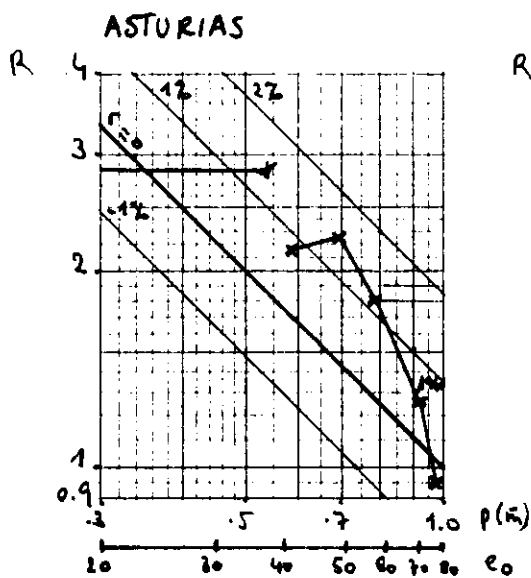
Graphique 27a. Régions qui ont leur taux de croissance intrinsèque proche de zéro depuis 1887



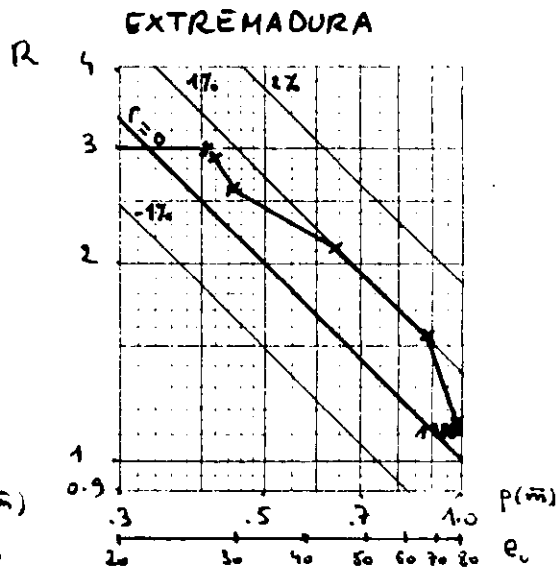
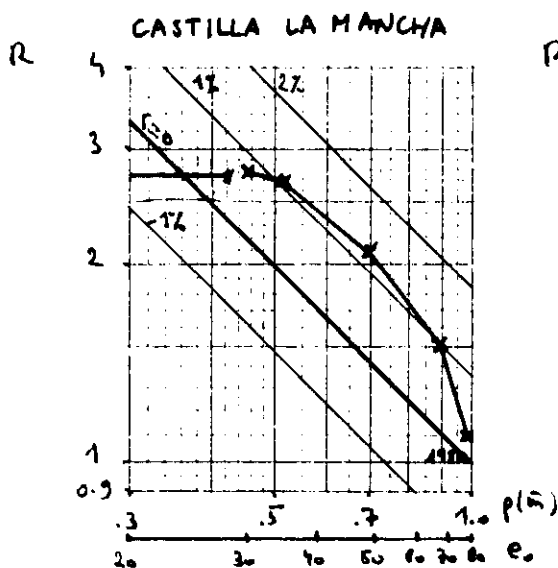
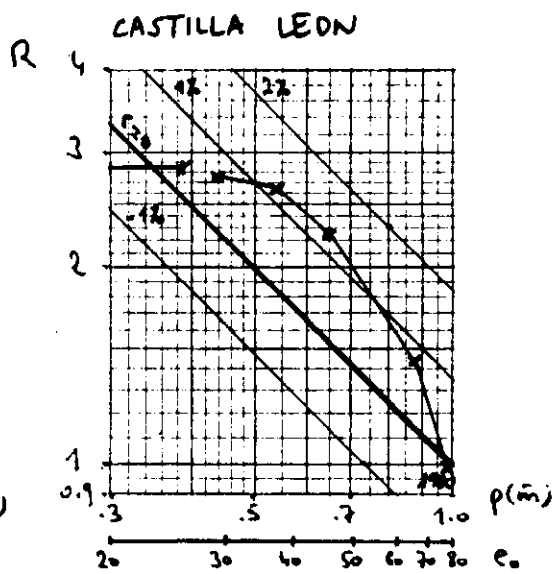
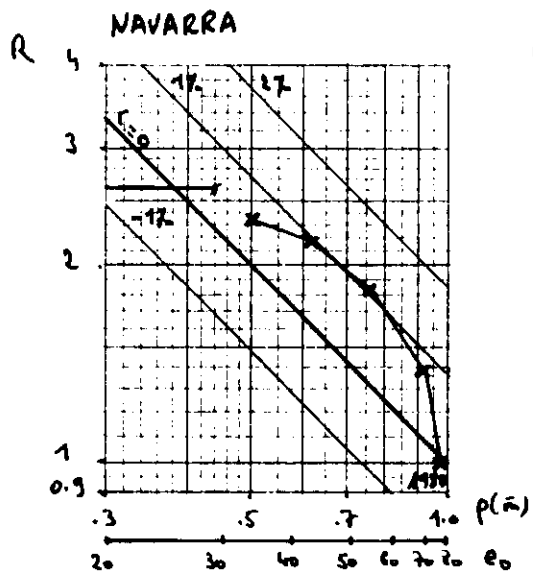
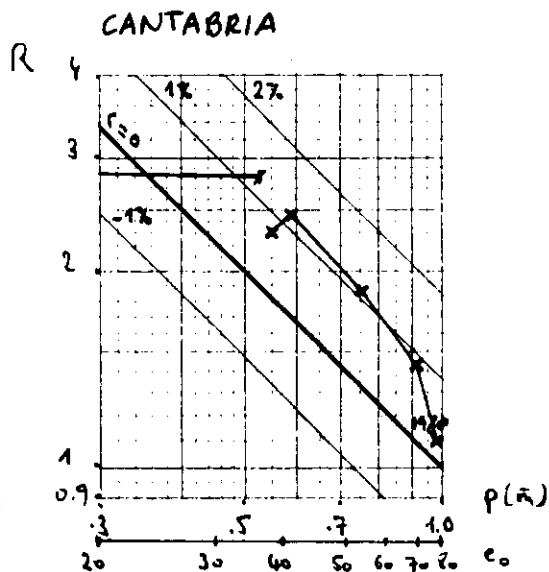
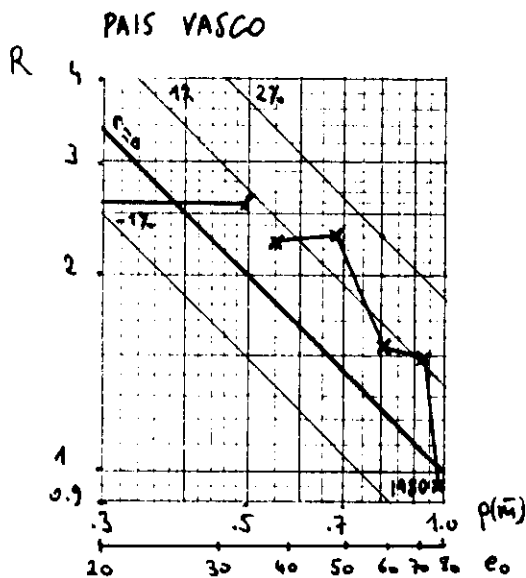
Graphique 27b. Régions qui ont leur taux de croissance intrinsèque proche de zéro depuis 1930



Graphique 27. Régions qui ont leur taux de croissance intrinsèque proche de zéro depuis 1960

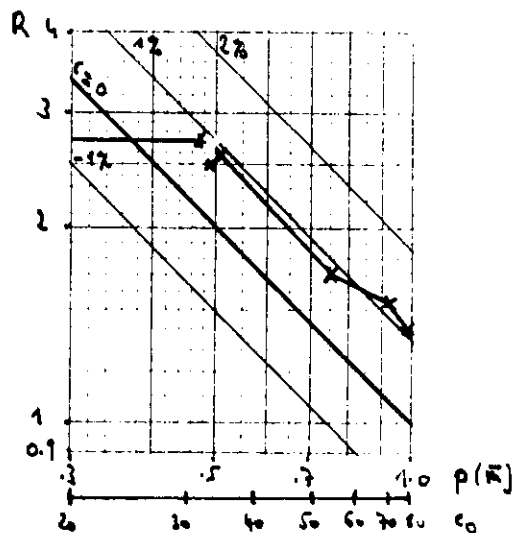


Graphique 271. Régions qui ont leur taux de croissance intrinsèque proche de zéro depuis 1980

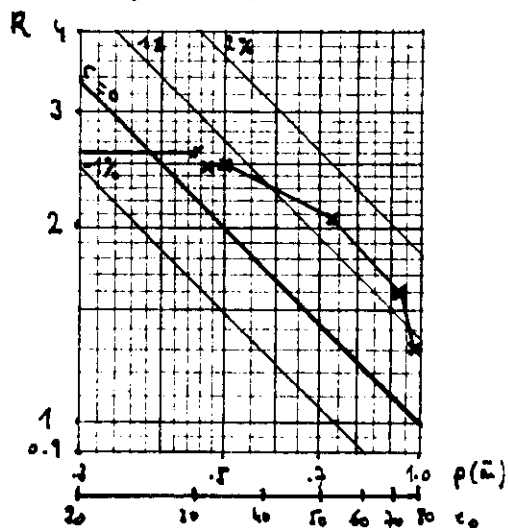


Graphique 27e. Régions qui avaient encore un taux de croissance intrinsèque proche de un pour cent en 1980

MURCIA



ANDALUCIA



CANARIAS

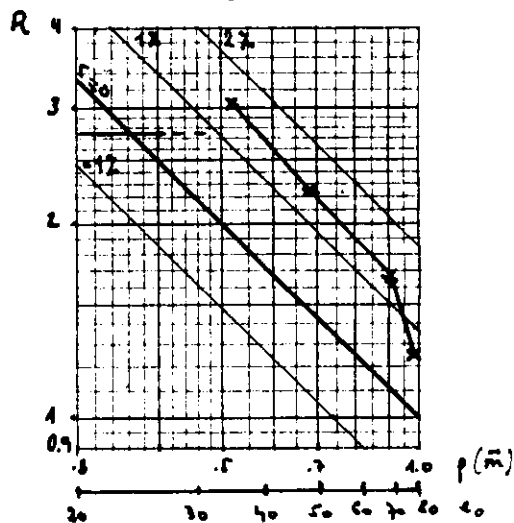


Tableau 53. Population totale¹ de l'Espagne par régions, 1787-1981 (en milliers)

Régions	Recensements										
	1787 ^v	1797 ^t	1822 ³	1833 ³	1857	1860	1877	1887	1897		
1 Galicie	1345.8	1142.6	1267.8	1472.0	1776.9	1799.2	1848.0	1894.6	1941.5		
2 Asturias	347.8	364.2	375.5	434.6	524.5	540.6	576.4	595.4	612.7		
3 Castilla León	1855.6	1878.6	1423.9	1583.1	2083.1	2085.8	2130.6	2258.8	2290.2		
4 Cantabria			180.2	169.1	214.4	220.0	235.3	244.3	264.0		
5 Rioja			184.2	147.7	173.8	175.1	174.4	181.5	186.5		
6 País Vasco			308.2	283.5	300.3	287.5	413.5	429.2	450.7	510.4	577.1
7 Navarra			227.4	221.7	281.8	230.9	297.4	299.7	304.2	304.1	303.1
8 Aragón	623.3	657.4	709.1	734.7	880.6	891.1	895.0	912.2	892.5		
9 Cataluña	888.2	858.8	909.3	1041.2	1652.3	1673.8	1752.0	1843.5	1945.3		
10 Balears	179.1	187.0	229.1	229.2	262.9	269.8	289.0	312.6	306.7		
11 Valencia	783.1	825.1	965.9	957.1	1246.5	1275.7	1374.6	1459.5	1536.4		
12 Andalucía	1837.0	1904.2	2270.6	2404.1	2927.4	2966.5	3273.7	3420.8	3442.8		
13 Extremadura	416.9	428.5	500.4	547.4	707.1	697.4	739.4	821.3	853.4		
14 Castilla la Mancha	1484.5	1610.5	1304.6	1244.7	1203.2	1212.0	1252.0	1324.9	1349.4		
15 Madrid			290.5	320.0	475.8	489.3	594.2	682.6	737.5		
16 Murcia			253.4	283.5	381.0	382.8	451.6	491.4	534.8		
17 Canarias	169.3	173.9	215.1	200.0	234.0	237.0	281.0	291.6	334.5		
ESPAGNE	10466.2	10536.0	11661.9	12286.9	15454.5	15645.1	16622.2	17549.6	18108.6		

Tableau 53 (suite)

Régions	Recensements								
	1900	1910	1920	1930	1940	1950	1960	1970	1981
1 Galicia	1980.5	2063.6	2124.2	2230.3	2495.9	2604.2	2603.0	2583.7	2753.8
2 Asturias	627.1	685.1	743.7	791.9	836.6	888.2	989.3	1045.6	1127.0
3 Castilla León	2302.4	2363.1	2337.4	2477.3	2694.3	2864.4	2848.3	2623.2	2577.1
4 Cantabria	276.0	303.0	327.7	364.1	393.7	404.9	432.1	467.1	510.8
5 Rioja	189.4	188.2	192.9	203.8	221.2	229.8	229.9	235.7	253.3
6 País Vasco	603.6	673.8	766.8	891.7	955.8	1061.2	1371.7	1878.6	2135.0
7 Navarra	307.7	312.2	329.9	345.9	369.6	382.9	402.0	464.9	507.4
8 Aragón	912.7	952.7	997.2	1031.6	1058.8	1094.0	1105.5	1152.7	1213.1
9 Cataluña	1966.4	2084.9	2344.7	2791.3	2891.0	3240.3	3925.8	5122.6	5958.2
10 Baleares	311.6	326.0	338.9	365.5	407.5	422.1	443.3	558.3	685.1
11 Valencia	1587.5	1704.1	1745.5	1896.7	2176.7	2307.1	2480.9	3073.2	3646.8
12 Andalucía	3549.3	3805.0	4190.4	4609.9	5219.4	5605.9	5893.4	5971.3	6441.7
13 Extremadura	882.4	991.0	1054.7	1152.2	1253.9	1364.9	1378.8	1145.4	1050.1
14 Castilla la Mancha	1386.2	1536.6	1645.2	1827.2	1923.8	2030.6	1975.5	1706.5	1628.0
15 Madrid	775.0	878.6	1067.6	1384.0	1579.8	1926.3	2606.3	3792.6	4727.0
16 Murcia	578.0	615.1	638.6	645.4	719.7	756.7	800.5	832.3	957.9
17 Canarias	358.6	444.0	457.7	555.1	680.3	793.3	944.4	1170.2	1444.6
ESPAGNE	18594.4	19927.2	21303.2	23563.9	25878.0	27976.8	30430.7	33823.9	37616.9

Note: (1) à partir de 1877 est faite dans les recensements la distinction entre la population de droit et de fait. C'est cette dernière que l'on a retenu ici;
 (2) données des 14 régions historiques de 1787;
 (3) ces données ne correspondent pas à des recensements proprement dits, mais à des dénombrements de la population effectués à des fins administratives et fiscales; ces dénombrements n'indiquent que le total de la population par province.

Source: d'après les données des recensements correspondants, à l'exception de:

- dénombrement de 1822, total de la population selon 52 unités territoriales publié dans "Anuario Estadístico de España de 1859-60", p. 74;
- dénombrement de 1833, total de la population selon les 49 provinces actuelles NIEVA, J.M., "Decretos del Rey, Reales ordenes, resoluciones y reglamentos generales expedidos ... desde 1º de enero hasta fin de diciembre de 1833", tomo XVIII, Madrid, Imprenta Real, 1834, p. 291.

Tableau 54. Distribution (en %) de la population espagnole^A par régions, 1787-1981

Régions	Recensements								
	1787 ¹	1797 ²	1822 ³	1833 ³	1857	1860	1877	1887	1897
1 Galícia	12.9	10.8	10.9	12.0	11.5	11.5	11.1	10.8	10.7
2 Asturias	3.3	3.5	3.2	3.5	3.4	3.5	3.5	3.4	3.4
3 Castilla León			12.2	12.9	13.5	13.3	12.8	12.9	12.6
4 Cantabria	17.7	17.8	1.5	1.4	1.4	1.4	1.4	1.4	1.5
5 Rioja			1.6	1.2	1.1	1.1	1.0	1.0	1.0
6 País Vasco	2.9	2.7	2.6	2.3	2.7	2.7	2.7	2.9	3.2
7 Navarra	2.2	2.1	2.4	1.9	1.9	1.9	1.8	1.7	1.7
8 Aragón	6.0	6.2	6.1	6.0	5.7	5.7	5.4	5.2	4.9
9 Cataluña	8.5	8.2	7.8	8.5	10.7	10.7	10.5	10.5	10.7
10 Baleares	1.7	1.8	2.0	1.9	1.7	1.7	1.7	1.8	1.7
11 Valencia	7.5	7.8	8.3	7.8	8.1	8.2	8.3	8.3	8.5
12 Andalucía	17.6	18.1	19.5	19.6	18.9	19.0	19.7	19.5	19.0
13 Extremadura	4.0	4.1	4.3	4.5	4.6	4.5	4.4	4.7	4.7
14 Castilla la Mancha			11.2	10.1	7.8	7.7	7.5	7.5	7.5
15 Madrid	14.2	15.3	2.5	2.6	3.1	3.1	3.6	3.9	4.1
16 Murcia			2.2	2.3	2.5	2.4	2.7	2.8	3.0
17 Canarias	1.6	1.7	1.8	1.6	1.5	1.5	1.7	1.7	1.8
ESPAGNE	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

Tableau 54 (suite)

Régions	Recensements								
	1900	1910	1920	1930	1940	1950	1960	1970	1981
1 Galicie	10.7	10.4	10.0	9.5	9.6	9.3	8.6	7.6	7.3
2 Asturias	3.4	3.4	3.5	3.4	3.2	3.2	3.3	3.1	3.0
3 Castilla León	12.4	11.9	11.0	10.5	10.4	10.2	9.4	7.8	6.9
4 Cantabria	1.5	1.5	1.5	1.5	1.5	1.4	1.4	1.4	1.4
5 Rioja	1.0	0.9	0.9	0.9	0.9	0.8	0.8	0.7	0.7
6 País Vasco	3.2	3.4	3.6	3.8	3.7	3.8	4.5	5.6	5.7
7 Navarra	1.7	1.6	1.5	1.5	1.4	1.4	1.3	1.4	1.3
8 Aragón	4.9	4.8	4.7	4.4	4.1	3.9	3.6	3.4	3.2
9 Cataluña	10.6	10.5	11.0	11.8	11.2	11.6	12.9	15.1	15.8
10 Baleares	1.7	1.6	1.6	1.6	1.6	1.5	1.5	1.7	1.8
11 Valencia	8.5	8.6	8.2	8.0	8.4	8.2	8.2	9.1	9.7
12 Andalucía	19.1	19.1	19.7	19.6	20.2	20.0	19.4	17.7	17.1
13 Extremadura	4.7	5.0	5.0	4.9	4.8	4.9	4.5	3.4	2.8
14 Castilla la Mancha	7.5	7.7	7.7	7.8	7.4	7.3	6.5	5.0	4.3
15 Madrid	4.2	4.4	5.0	5.9	6.1	6.9	8.6	11.2	12.6
16 Murcia	3.1	3.1	3.0	2.7	2.8	2.7	2.6	2.5	2.5
17 Canarias	1.9	2.2	2.1	2.4	2.6	2.8	3.1	3.5	3.8
ESPAGNE	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

Notes: (1), (2), (3), voir les mêmes notes du tableau 53.

Source: calculé d'après les données du tableau 53.

Tableau 55. Evolution de la population totale⁴ des régions espagnoles, 1787-1981
(base 100 en 1900)

Régions	Recensements								
	1787 ¹	1797 ²	1822 ³	1833 ³	1857	1860	1877	1887	1897
1 Galicia	68	58	64	74	90	91	93	96	98
2 Asturias	55	58	60	69	84	86	92	95	98
3 Castilla León			62	69	90	91	93	98	99
4 Cantabria	67	68	65	61	78	80	85	89	96
5 Rioja			97	78	92	92	92	96	98
6 País Vasco	51	47	50	48	69	71	75	85	96
7 Navarra	74	72	92	75	97	97	99	99	99
8 Aragón	68	72	78	80	96	98	98	100	98
9 Catalogña	45	44	46	53	84	85	89	94	99
10 Balears	57	60	74	74	84	87	93	100	98
11 Valencia	49	52	61	60	79	80	87	92	97
12 Andalucía	52	54	64	68	82	84	92	96	97
13 Extremadura	47	49	57	62	80	79	84	93	97
14 Castilla la Mancha			94	90	87	87	90	96	97
15 Madrid	54	59	37	41	61	63	77	88	95
16 Murcia			44	49	66	66	78	85	93
17 Canarias	47	48	60	56	65	66	78	81	93
ESPAGNE	56	57	63	66	83	84	89	94	97

Tableau 55 (suite)

Régions	Recensements								
	1900	1910	1920	1930	1940	1950	1960	1970	1981
1 Galicia	100	104	107	113	126	131	131	130	139
2 Asturias	100	109	119	126	133	142	158	167	180
3 Castilla León	100	103	102	108	117	124	124	114	112
4 Cantabria	100	110	119	132	143	147	157	169	185
5 Rioja	100	99	102	108	117	121	121	124	134
6 País Vasco	100	112	127	148	158	176	227	311	354
7 Navarra	100	101	107	112	120	124	131	151	165
8 Aragón	100	104	109	113	116	120	121	126	133
9 Catalogña	100	106	119	142	147	165	200	261	303
10 Balears	100	105	109	117	131	135	142	179	220
11 Valencia	100	107	110	119	137	145	156	194	230
12 Andalucía	100	107	118	130	147	158	166	168	181
13 Extremadura	100	112	120	131	142	155	156	130	119
14 Castilla la Mancha	100	111	119	132	139	146	143	123	117
15 Madrid	100	113	138	179	204	249	336	489	610
16 Murcia	100	106	110	112	125	131	138	144	166
17 Canarias	100	124	128	155	190	221	263	326	403
ESPAGNE	100	107	115	127	139	150	164	182	202

Notes: (1), (2), (3), voir les mêmes notes du tableau 53.

Source: calculé d'après les données du tableau 53.

VII.3.- STATISTIQUES DES PROVINCES ESPAGNOLES

Tableau 16.
Indice de nuptialité, Im, des provinces espagnoles, 1887-1981

Provinces	Recensements:									
	1887	1900	1910	1920	1930	1940	1950	1960	1970	1981
1 Alava	.585	.548	.527	.486	.472	.363	-	.550	.608	.628
2 Albacete	.639	.651	.609	.586	.580	.465	-	.581	.589	.565
3 Alicante	.623	.626	.570	.539	.566	.474	-	.592	.639	.641
4 Almería	.635	.668	.635	.575	.574	.479	-	.608	.624	.634
5 Avila	.680	.635	.645	.578	.588	.455	-	.522	.453	.491
6 Badajoz	.667	.614	.609	.571	.533	.417	-	.537	.542	.546
7 Baleares	.556	.517	.521	.480	.495	.418	-	.599	.658	.654
8 Barcelona	.576	.539	.524	.491	.530	.451	-	.594	.640	.655
9 Burgos	.627	.614	.610	.559	.550	.427	-	.540	.513	.519
10 Cáceres	.689	.638	.626	.607	.581	.495	-	.561	.530	.538
11 Cádiz	.553	.528	.543	.523	.506	.436	-	.532	.574	.606
12 Canarias (*)	.447	.460	.458	.442	.455	.443	-	.541	.614	.621
13 Castellón	.665	.652	.610	.565	.581	.469	-	.607	.626	.651
14 Ciudad Real	.656	.648	.622	.593	.563	.438	-	.580	.572	.543
15 Córdoba	.629	.610	.625	.568	.538	.443	-	.524	.567	.556
16 Coruña (La)	.420	.461	.459	.378	.428	.373	-	.510	.568	.632
17 Cuenca	.665	.669	.646	.599	.606	.491	-	.596	.552	.528
18 Gerona	.626	.571	.598	.563	.557	.443	-	.641	.652	.686
19 Granada	.639	.649	.616	.562	.566	.459	-	.566	.586	.557
20 Guadalajara	.662	.636	.626	.578	.559	.414	-	.543	.514	.552
21 Guipúzcoa	.475	.460	.451	.416	.424	.323	-	.511	.573	.594
22 Huelva	.610	.547	.554	.527	.497	.411	-	.523	.576	.612
23 Huesca	.682	.647	.631	.530	.584	.429	-	.579	.570	.577
24 Jaén	.656	.657	.656	.603	.603	.507	-	.573	.589	.563
25 León	.566	.537	.536	.464	.502	.408	-	.566	.545	.539

Tableau 56 (suite)

Provinces	Recensements :									
	1887	1900	1910	1920	1930	1940	1950	1960	1970	1981
26 Lérida	.655	.658	.640	.610	.607	.466	-	.647	.628	.625
27 Logroño	.640	.612	.584	.526	.531	.429	-	.551	.554	.598
28 Lugo	.420	.433	.419	.348	.373	.355	-	.518	.565	.606
29 Madrid	.468	.439	.430	.414	.445	.390	-	.504	.573	.584
30 Málaga	.638	.630	.612	.576	.535	.432	-	.518	.586	.600
31 Murcia	.634	.643	.604	.542	.565	.479	-	.584	.638	.626
32 Navarre	.572	.527	.506	.470	.452	.339	-	.476	.508	.552
33 Orense	.483	.461	.477	.412	.430	.386	-	.529	.567	.600
34 Oviedo	.430	.452	.445	.500	.414	.327	-	.598	.617	.622
35 Palencia	.632	.589	.567	.540	.527	.400	-	.533	.473	.512
36 Pontevedra	.407	.411	.452	.395	.409	.366	-	.484	.581	.641
37 Salamanca	.627	.596	.581	.529	.509	.427	-	.499	.483	.490
38 Santander	.487	.463	.471	.426	.428	.343	-	.545	.572	.598
39 Segovia	.688	.652	.634	.596	.594	.470	-	.543	.576	.507
40 Sevilla	.590	.564	.543	.523	.506	.403	-	.502	.565	.602
41 Soria	.657	.621	.611	.563	.550	.430	-	.512	.475	.467
42 Tarragona	.638	.612	.596	.569	.585	.470	-	.651	.642	.676
43 Teruel	.670	.672	.676	.629	.636	.487	-	.637	.581	.559
44 Toledo	.663	.620	.605	.580	.576	.440	-	.575	.554	.567
45 Valencia	.599	.589	.563	.513	.524	.432	-	.561	.606	.625
46 Valladolid	.623	.565	.539	.498	.495	.414	-	.523	.552	.583
47 Vizcaya	.523	.537	.480	.463	.460	.361	-	.583	.620	.600
48 Zamora	.612	.556	.562	.508	.525	.445	-	.544	.499	.521
49 Zaragoza	.616	.584	.569	.529	.528	.398	-	.558	.571	.582
ESPAGNE	.581	.564	.552	.511	.513	.422	-	.552	.589	.604

Sources: d'après les données des recensements, cf annexe III.A.

Tableau 17.
Indice de fécondité légitime, Ig, des provinces espagnoles, 1887-1981

Provinces	Recensements :									
	1887	1900	1910	1920	1930	1940	1950	1960	1970	1981
1 Alava	.697	.731	.710	.720	.636	.494	.433	.435	.378	.265
2 Albacete	.631	.654	.633	.591	.532	.510	.468	.462	.425	.344
3 Alicante	.608	.576	.488	.477	.437	.373	.374	.375	.383	.303
4 Almería	.616	.640	.622	.589	.585	.464	.498	.443	.411	.346
5 Avila	.674	.691	.671	.669	.653	.638	.498	.442	.355	.324
6 Badajoz	.684	.640	.623	.623	.597	.567	.506	.466	.411	.354
7 Baleares	.581	.570	.508	.472	.403	.366	.298	.312	.374	.263
8 Barcelona	.508	.459	.414	.409	.314	.249	.284	.304	.339	.227
9 Burgos	.716	.743	.706	.726	.695	.628	.503	.439	.375	.281
10 Cáceres	.694	.709	.693	.608	.615	.534	.481	.454	.375	.324
11 Cádiz	.606	.639	.614	.590	.590	.574	.484	.511	.513	.382
12 Canarias (*)	.899	1.012	.911	.660	.772	.669	.575	.497	.471	.319
13 Castellón	.667	.606	.516	.468	.383	.348	.316	.305	.311	.283
14 Ciudad Real	.716	.678	.690	.674	.597	.475	.470	.448	.373	.335
15 Córdoba	.626	.642	.623	.649	.609	.511	.495	.486	.419	.357
16 Coruña	.688	.702	.633	.661	.618	.536	.351	.357	.316	.262
17 Cuenca	.646	.652	.629	.626	.615	.500	.445	.419	.335	.305
18 Gerona	.564	.561	.477	.420	.351	.272	.284	.278	.299	.269
19 Granada	.625	.612	.644	.620	.591	.486	.455	.481	.429	.356
20 Guadaluajara	.643	.677	.662	.638	.613	.526	.439	.387	.318	.306
21 Guipúzcoa	.708	.729	.693	.646	.548	.497	.451	.476	.399	.230
22 Huelva	.643	.643	.609	.522	.483	.467	.442	.438	.406	.364
23 Huesca	.624	.613	.584	.569	.484	.374	.348	.311	.266	.274
24 Jaén	.654	.698	.629	.627	.606	.481	.474	.476	.402	.354
25 León	.710	.739	.687	.695	.684	.588	.501	.412	.332	.295

Tableau 57 (suite)

Provinces	Recensements:									
	1887	1900	1910	1920	1930	1940	1950	1960	1970	1981
26 Lérida	.528	.504	.478	.441	.354	.316	.309	.321	.309	.256
27 Logroño	.684	.700	.658	.647	.600	.486	.469	.373	.345	.280
28 Lugo	.824	.802	.665	.684	.673	.533	.444	.325	.273	.259
29 Madrid	.589	.560	.556	.506	.462	.366	.356	.419	.404	.288
30 Málaga	.619	.603	.585	.602	.576	.544	.476	.439	.434	.317
31 Murcia	.620	.636	.571	.565	.492	.446	.475	.425	.438	.363
32 Navarra	.669	.667	.685	.700	.654	.592	.487	.472	.416	.291
33 Orense	.667	.666	.660	.592	.584	.525	.415	.314	.232	.198
34 Oviedo	.794	.782	.804	.780	.692	.443	.402	.341	.296	.243
35 Palencia	.776	.765	.778	.765	.717	.648	.556	.462	.374	.307
36 Pontevedra	.619	.716	.637	.597	.543	.509	.451	.434	.355	.290
37 Salamanca	.684	.692	.662	.666	.656	.624	.443	.476	.411	.312
38 Santander	.749	.838	.806	.747	.686	.497	.447	.423	.369	.294
39 Segovia	.682	.720	.690	.664	.669	.612	.483	.431	.376	.332
40 Sevilla	.615	.644	.626	.583	.581	.591	.504	.486	.475	.369
41 Soria	.666	.702	.678	.648	.647	.594	.445	.393	.324	.297
42 Tarragona	.583	.489	.577	.382	.323	.294	.299	.299	.323	.269
43 Teruel	.671	.655	.570	.574	.531	.434	.370	.316	.268	.293
44 Toledo	.697	.668	.678	.624	.581	.524	.438	.390	.340	.325
45 Valencia	.648	.632	.549	.507	.434	.365	.345	.370	.361	.294
46 Valladolid	.725	.729	.732	.693	.662	.579	.498	.473	.394	.292
47 Vizcaya	.670	.692	.682	.634	.529	.388	.381	.414	.369	.262
48 Zamora	.666	.673	.639	.627	.627	.611	.501	.408	.331	.292
49 Zaragoza	.647	.644	.612	.604	.524	.435	.357	.364	.338	.262
TOTAL	.650	.653	.623	.586	.540	.464	.419	.404	.376	.291

Sources: 1887-1960, COALE, A.J. et TREADWAY, R, 1986, pp. 145-148.
 1970-1981, d'après les données du mouvement naturel et des
 recensements. Cf annexe II.2.1

Tableau 58.
Rapport entre le total des femmes mariées et d'hommes mariés dans les
provinces espagnoles, 1887-1981
 (pour cent hommes)

Provinces	Recensements:									
	1887	1900	1910	1920	1930	1940	1950	1960	1970	1981
1 Alava	100.8	100.2	100.7	99.8	100.3	99.0	95.9	97.1	98.4	99.4
2 Albacete	99.4	100.1	100.3	100.4	?	101.9	100.8	100.8	100.2	99.3
3 Alicante	101.2	101.5	104.5	103.9	102.0	101.2	102.5	99.9	100.0	99.7
4 Almeria	104.9	104.3	114.8	116.4	108.3	105.6	101.7	101.2	100.3	98.9
5 Avila	104.8	105.2	107.3	105.4	103.8	102.5	97.0	100.1	99.6	98.7
6 Badajoz	97.7	98.2	99.0	99.3	98.6	102.0	98.5	100.8	100.1	99.9
7 Baleares	101.1	102.0	104.5	104.8	101.6	100.6	98.8	102.3	99.7	99.2
8 Barcelona	100.8	100.3	100.2	100.8	100.4	103.2	100.6	99.9	100.1	99.7
9 Burgos	100.7	99.8	101.1	101.0	99.9	94.7	95.8	98.9	100.3	100.1
10 Cáceres	96.6	98.1	101.0	102.1	100.3	99.3	98.7	99.8	99.9	100.4
11 Cádiz	96.4	97.1	98.8	102.8	99.8	94.2	98.7	102.2	100.0	99.4
12 Canarias	108.4	105.2	108.3	124.3	104.5	102.8	105.1	104.3	100.0	100.0
13 Castellon	99.4	100.5	101.3	100.8	99.8	102.3	99.9	99.0	99.7	100.3
14 Ciudad Real	98.0	99.2	98.4	100.4	98.0	101.1	99.8	99.9	99.7	99.1
15 Córdoba	97.6	97.4	97.2	99.1	98.5	102.0	98.9	100.1	100.1	98.8
16 Coruña (La)	107.8	109.4	115.9	117.7	113.7	105.7	103.4	102.8	100.2	99.7
17 Cuenca	100.6	100.7	100.5	101.1	99.8	99.9	100.7	100.4	99.9	99.8
18 Gerona	99.9	100.3	100.6	101.4	99.9	100.9	99.9	98.4	99.8	100.0
19 Granada	99.6	99.8	101.2	101.4	102.2	103.7	100.0	99.5	99.2	99.3
20 Guadaluajara	105.2	103.5	103.4	103.0	100.8	101.8	100.4	99.3	99.2	100.2
21 Guipúzcoa	99.3	100.2	100.8	100.4	100.8	102.0	100.9	100.1	100.3	99.5
22 Huelva	95.2	100.4	98.9	100.7	98.6	100.1	100.8	99.5	99.9	99.9
23 Huerca	101.5	102.5	101.5	100.0	99.9	104.9	97.5	105.5	100.0	100.1
24 Jaen	96.9	98.4	99.4	99.7	98.7	102.4	100.5	100.8	99.8	99.6
25 Leon	104.6	104.6	107.3	104.8	103.2	97.7	98.9	100.2	100.4	98.4

Tableau J8 (suite)

Recensements:

Provinces	1887	1900	1910	1920	1930	1940	1950	1960	1970	1981
26 Lérida	101.2	101.0	100.2	100.2	99.7	102.7	99.8	100.1	99.9	99.9
27 Logroño	100.8	100.2	102.9	100.6	100.4	100.8	99.5	99.6	100.2	100.0
28 Lugo	101.3	100.9	104.7	106.5	102.5	101.3	99.4	100.0	100.4	99.8
29 Madrid	98.2	98.9	98.7	99.6	99.9	99.9	99.0	102.3	100.6	99.3
30 Málaga	101.5	101.1	101.4	101.1	96.0	103.7	98.4	99.9	99.6	99.4
31 Murcia	99.5	101.2	100.8	100.8	?	98.9	101.7	100.8	100.1	100.0
32 Navarre	100.1	100.7	101.0	100.8	100.1	97.2	98.6	101.3	100.4	99.8
33 Orense	105.3	106.6	112.4	120.4	111.0	104.3	104.1	102.6	100.1	99.9
34 Oviedo	104.5	99.5	106.8	101.5	102.8	101.1	98.5	100.4	100.2	99.5
35 Palencia	99.8	100.2	100.6	102.6	99.7	99.7	102.3	101.8	99.1	100.3
36 Pontevedra	117.7	114.3	119.1	120.6	116.5	107.9	107.3	103.5	100.8	100.1
37 Salamanca	101.6	102.9	105.3	107.7	102.9	100.2	100.6	99.2	99.6	99.7
38 Santander	102.4	101.1	101.0	104.6	101.9	98.9	100.3	99.9	100.4	99.7
39 Segovia	102.6	102.0	102.3	102.5	101.2	98.0	100.2	100.2	100.0	99.6
40 Sevilla	98.5	99.8	99.7	101.0	104.7	98.8	101.1	100.7	99.7	98.9
41 Soria	108.0	106.3	104.9	105.9	102.5	100.8	100.2	100.5	101.0	100.0
42 Tarragona	98.9	99.6	100.0	99.7	99.3	103.9	98.6	102.2	99.3	99.7
43 Teruel	104.1	102.6	105.1	103.0	100.8	103.9	101.3	99.9	100.8	99.6
44 Toledo	98.0	98.2	99.2	101.0	99.7	100.7	99.9	99.6	99.0	100.0
45 Valencia	99.0	100.1	100.6	101.3	99.6	99.9	99.8	101.7	100.0	99.6
46 Valladolid	99.2	100.4	101.0	100.6	100.5	100.5	99.6	101.5	100.8	99.0
47 Vizcaya	98.4	98.4	100.7	101.8	101.4	97.9	99.2	100.7	100.1	99.3
48 Zamora	102.3	102.8	106.6	106.3	103.8	101.9	99.3	101.1	100.5	99.8
49 Zaragoza	98.8	99.5	100.7	98.7	99.8	97.6	99.8	101.0	100.4	99.7
ESPAGNE	100.9	101.1	102.5	103.1	101.5	101.1	100.2	100.8	100.1	99.6

Sources: d'après les données des recensements de la population.

Tableau 59.
Indice de fécondité légitime corrigé, I'g, des provinces espagnoles, 1887-1981

Provinces	Recensements:									
	1887	1900	1910	1920	1930	1940	1950	1960	1970	1981
1 Alava	.702	.732	.715	.720	.638	.494	.433	.435	.378	.265
2 Albacete	.631	.655	.635	.593	.532	.520	.472	.466	.425	.344
3 Alicante	.615	.585	.510	.496	.446	.377	.383	.375	.383	.303
4 Almería	.646	.667	.714	.686	.633	.490	.506	.448	.413	.346
5 Avila	.706	.727	.720	.705	.678	.654	.498	.443	.355	.324
6 Badajoz	.684	.640	.623	.623	.597	.578	.506	.469	.412	.354
7 Baleares	.587	.582	.531	.495	.410	.368	.298	.319	.374	.263
8 Barcelona	.512	.460	.415	.412	.315	.257	.286	.304	.339	.227
9 Burgos	.721	.743	.714	.733	.695	.628	.503	.439	.376	.282
10 Cáceres	.694	.709	.700	.521	.617	.534	.481	.454	.375	.326
11 Cádiz	.606	.639	.614	.607	.590	.574	.484	.523	.513	.382
12 Canarias (*)	.974	1.064	.987	.820	.807	.687	.604	.519	.471	.319
13 Castellón	.667	.609	.523	.472	.383	.356	.316	.305	.311	.284
14 Ciudad Real	.716	.678	.690	.677	.597	.480	.470	.448	.373	.335
15 Córdoba	.626	.642	.623	.649	.609	.521	.495	.487	.420	.357
16 Coruña	.742	.768	.734	.778	.703	.567	.363	.367	.316	.262
17 Cuenca	.650	.656	.632	.633	.615	.500	.448	.420	.335	.305
18 Gerona	.564	.562	.480	.426	.351	.274	.284	.278	.299	.269
19 Granada	.625	.612	.652	.629	.604	.504	.455	.481	.429	.356
20 Guadalajara	.676	.701	.685	.657	.618	.536	.440	.387	.318	.307
21 Guipúzcoa	.708	.730	.699	.649	.552	.507	.455	.476	.400	.230
22 Huelva	.643	.646	.609	.526	.483	.468	.445	.438	.406	.364
23 Huesca	.634	.628	.593	.569	.484	.392	.348	.329	.266	.274
24 Jaén	.654	.698	.629	.627	.606	.492	.476	.479	.402	.354
25 León	.744	.773	.737	.728	.706	.588	.501	.413	.333	.295

Tableau 59 (suite)

Provinces	Recensements :									
	1887	1900	1910	1920	1930	1940	1950	1960	1970	1981
26 Lérida	.534	.509	.479	.442	.354	.324	.309	.321	.309	.256
27 Logroño	.690	.701	.677	.651	.602	.490	.469	.373	.346	.280
28 Lugo	.835	.809	.696	.728	.690	.540	.444	.325	.274	.259
29 Madrid	.589	.560	.556	.506	.462	.366	.356	.428	.406	.288
30 Málaga	.628	.609	.593	.609	.576	.564	.476	.439	.434	.317
31 Murcia	.620	.644	.576	.570	.498	.446	.483	.428	.438	.363
32 Navarre	.670	.672	.692	.705	.654	.592	.487	.478	.417	.291
33 Orense	.702	.710	.742	.713	.648	.548	.432	.322	.232	.198
34 Oviedo	.830	.782	.859	.792	.712	.448	.402	.342	.296	.243
35 Palencia	.776	.766	.783	.785	.717	.648	.569	.470	.374	.308
36 Pontevedra	.728	.819	.759	.720	.633	.549	.484	.449	.357	.290
37 Salamanca	.695	.712	.697	.717	.675	.625	.446	.476	.411	.312
38 Santander	.767	.847	.814	.781	.699	.497	.448	.423	.370	.294
39 Segovia	.700	.735	.706	.681	.677	.612	.484	.432	.376	.332
40 Sevilla	.615	.644	.626	.589	.608	.591	.509	.489	.475	.369
41 Soria	.719	.746	.711	.686	.663	.598	.446	.395	.327	.297
42 Tarragona	.583	.489	.577	.382	.323	.305	.299	.305	.323	.269
43 Teruel	.699	.672	.599	.591	.535	.451	.375	.316	.270	.293
44 Toledo	.697	.668	.678	.630	.581	.528	.438	.390	.340	.326
45 Valencia	.648	.633	.552	.514	.434	.365	.345	.377	.361	.294
46 Valladolid	.725	.732	.739	.697	.665	.582	.498	.480	.397	.292
47 Vizcaya	.670	.692	.687	.645	.536	.388	.381	.417	.370	.262
48 Zamora	.682	.692	.681	.666	.651	.622	.501	.412	.333	.292
49 Zaragoza	.647	.644	.616	.604	.524	.435	.357	.368	.339	.262
ESPAGNE	.656	.660	.639	.604	.548	.469	.420	.407	.376	.291

Sources: d'après les tableaux Det 18. Cf Annexe II.2.4

Tableau 60.
Indice de fécondité illégitime, 1h, des provinces espagnoles, 1887-1981

Provinces	Recensements:									
	1887	1900	1910	1920	1930	1940	1950	1960	1970	1981
1 Alava	.029	.026	.016	.019	.014	.007	-	.003	.001	.008
2 Albacete	.068	.075	.077	.080	-	.043	-	.012	.006	.008
3 Alicante	.009	.012	.013	.013	.015	.012	-	.006	.007	.015
4 Almeria	.036	.045	.060	.066	.069	.024	-	.029	.014	.018
5 Avila	.047	.042	.052	.040	.038	.012	-	.008	.002	.008
6 Badajoz	.031	.030	.028	.012	.021	.015	-	.007	.003	.009
7 Baleares	.013	.011	.018	.009	.006	.003	-	.005	.011	.025
8 Barcelona	.034	.026	.022	.021	.018	.016	-	.010	.009	.022
9 Burgos	.022	.020	.015	.024	.021	.010	-	.002	.003	.011
10 Cáceres	.053	.042	.039	.043	.044	.011	-	.011	.005	.009
11 Cádiz	.084	.079	.059	.060	.060	.051	-	.031	.012	.021
12 Canarias (*)	.058	.069	.050	.037	.039	.046	-	.014	.012	.028
13 Castellón	.010	.009	.008	.006	.007	.005	-	.004	.005	.013
14 Ciudad Real	.029	.026	.028	.021	.028	.014	-	.007	.003	.007
15 Córdoba	.060	.052	.056	.047	.042	.033	-	.010	.005	.008
16 Coruña (La)	.047	.055	.049	.048	.063	.038	-	.026	.017	.020
17 Cuenca	.035	.035	.038	.041	-	.023	-	.008	.002	.005
18 Gerona	.013	.009	.008	.010	.007	.006	-	.006	.007	.019
19 Granada	.063	.071	.055	.070	.081	.048	-	.023	.009	.014
20 Guadalaajara	.069	.027	.015	.012	.021	.007	-	.005	.002	.008
21 Guipúzcoa	.017	.022	.021	.026	.014	.007	-	.002	.004	.010
22 Huelva	.039	.039	.036	.036	.028	.017	-	.012	.006	.018
23 Huesca	.020	.017	.016	.016	.015	.006	-	.004	.002	.006
24 Jaén	.045	.050	.067	.085	.094	-	-	.018	.006	.008
25 León	.037	.038	.031	.038	.036	.022	-	.009	.006	.012

Tableau 60 (suite)

Provinces	Recensements :									
	1887	1900	1910	1920	1930	1940	1950	1960	1970	1981
26 Lérida	.007	.005	-	.010	.027	.005	-	.005	.003	.010
27 Logroño	.022	.021	.025	.025	.021	.006	-	.003	.002	.011
28 Lugo	.053	.052	.075	.040	.046	.026	-	.023	.010	.013
29 Madrid	.101	.085	.071	.059	.054	.025	-	.013	.009	.017
30 Málaga	.039	.058	.058	.056	.048	.035	-	.014	.011	.020
31 Murcia	.046	.056	.068	.048	-	.024	-	.012	.008	.012
32 Navarra	.014	.013	.014	.016	.011	.011	-	.004	.004	.008
33 Orense	.041	.037	.035	.030	.032	.017	-	.009	.007	.011
34 Oviedo	.024	.025	.018	.013	.023	.009	-	.007	.005	.013
35 Palencia	.030	.028	.023	.036	.027	.016	-	.006	.005	.008
36 Pontevedra	.046	.053	.051	.053	.090	.044	-	.036	.021	.031
37 Salamanca	.054	.047	.039	.046	.042	.015	-	.011	.006	.013
38 Santander	.028	.030	.032	-	.022	.010	-	.010	.007	.012
39 Segovia	.036	.032	.030	.028	.026	.008	-	.006	.003	.006
40 Sevilla	.074	.069	.060	.057	.056	.013	-	.008	.008	.011
41 Soria	.032	.030	.019	.021	.015	.008	-	.004	.002	.004
42 Tarragona	.011	.008	.011	.010	.007	.007	-	.006	.008	.018
43 Teruel	.016	.016	.010	.015	.012	.045	-	.003	.001	.006
44 Toledo	.052	.039	.038	.052	.049	.020	-	.013	.006	.009
45 Valencia	.021	.018	.019	.015	.013	.011	-	.007	.005	.013
46 Valladolid	.067	.053	.045	.048	.039	.018	-	.007	.003	.014
47 Vizcaya	.040	.043	.033	.026	.014	.011	-	.006	.002	.011
48 Zamora	.042	.034	.034	.039	.041	.020	-	.007	.004	.008
49 Zaragoza	.034	.029	.024	.026	.023	.015	-	.006	.004	.010
ESPAGNE	.041	.041	.036	.038	.038	.021	-	.012	.008	.015

Sources: 1887-1960, COALE, A.J. et TREADWAY, R, 1986, pp. 145-148.
 1970-1981, d'après les données du mouvement naturel et des
 recensements. Cf annexe II.2.1.

Tableau 61.
Indice de fécondité générale, If., des provinces espagnoles, 1887-1981

Provinces	Recensements:									
	1887	1900	1910	1920	1930	1940	1950	1960	1970	1981
1 Alava	.420	.412	.382	.360	.308	.184	.194	.241	.230	.169
2 Albacete	.428	.452	.416	.379	.309	.260	.251	.273	.253	.198
3 Alicante	.382	.365	.284	.263	.254	.183	.189	.224	.247	.200
4 Almería	.404	.442	.417	.367	.365	.235	.272	.281	.262	.226
5 Avila	.473	.454	.451	.404	.400	.297	.246	.235	.162	.163
6 Badajoz	.467	.405	.390	.361	.328	.245	.239	.253	.224	.197
7 Baleares	.329	.300	.273	.231	.203	.155	.148	.189	.250	.181
8 Barcelona	.307	.259	.227	.212	.175	.121	.140	.185	.220	.156
9 Burgos	.457	.464	.437	.416	.392	.274	.248	.238	.194	.151
10 Cáceres	.495	.468	.448	.386	.376	.270	.251	.260	.201	.178
11 Cádiz	.373	.375	.360	.337	.328	.279	.248	.286	.300	.240
12 Canarias (*)	.434	.503	.444	.312	.373	.322	.261	.275	.294	.209
13 Castellón	.447	.398	.318	.267	.225	.166	.167	.187	.197	.189
14 Ciudad Real	.480	.448	.440	.408	.348	.216	.237	.263	.215	.185
15 Córdoba	.416	.412	.410	.389	.347	.245	.232	.259	.240	.202
16 Coruña	.316	.353	.317	.280	.301	.224	.200	.195	.187	.173
17 Cuenca	.441	.448	.420	.391	.373	.257	.247	.253	.186	.163
18 Gerona	.358	.324	.288	.241	.199	.124	.148	.180	.197	.191
19 Granada	.422	.422	.418	.379	.370	.249	.238	.282	.255	.204
20 Guadalajara	.449	.440	.420	.374	.352	.222	.219	.212	.164	.172
21 Guipúzcoa	.345	.347	.324	.284	.240	.165	.187	.244	.230	.141
22 Huelva	.407	.369	.353	.292	.254	.202	.209	.235	.236	.230
23 Huesca	.432	.403	.374	.309	.289	.164	.175	.182	.152	.161
24 Jaén	.445	.476	.436	.412	.403	.244	.202	.280	.239	.203
25 León	.418	.414	.383	.343	.361	.253	.234	.237	.184	.165

Tableau 61 (suite)

Provinces	Recensements:										
	1887	1900	1910	1920	1930	1940	1950	1960	1970	1981	
26 Lérida	.348	.333	.306	.273	.225	.150	.168	.209	.195	.164	
27 Logroño	.446	.437	.395	.352	.328	.212	.203	.207	.192	.172	
28 Lugo	.377	.377	.322	.264	.280	.206	.183	.179	.159	.162	
29 Madrid	.329	.294	.280	.244	.236	.158	.155	.218	.235	.175	
30 Málaga	.409	.401	.381	.370	.330	.255	.222	.234	.259	.198	
31 Murcia	.410	.429	.372	.328	.281	.226	.239	.253	.282	.232	
32 Navarre	.389	.358	.354	.337	.302	.208	.205	.227	.213	.164	
33 Orense	.343	.327	.333	.262	.269	.213	.194	.170	.135	.123	
34 Oviedo	.355	.367	.368	.397	.300	.151	.172	.207	.185	.156	
35 Palencia	.501	.462	.451	.430	.391	.269	.262	.249	.180	.161	
36 Pontevedra	.279	.325	.316	.268	.275	.214	.205	.229	.215	.197	
37 Salamanca	.449	.431	.401	.374	.355	.275	.243	.243	.202	.160	
38 Santander	.379	.404	.397	.318	.306	.177	.209	.235	.214	.181	
39 Segovia	.480	.481	.448	.407	.408	.292	.250	.237	.218	.171	
40 Sevilla	.393	.393	.367	.332	.322	.246	.221	.248	.272	.227	
41 Soria	.449	.447	.422	.374	.363	.260	.221	.203	.155	.141	
42 Tarragona	.376	.302	.348	.222	.192	.142	.158	.197	.210	.188	
43 Teruel	.455	.445	.389	.367	.342	.234	.202	.202	.156	.166	
44 Toledo	.480	.429	.425	.384	.355	.242	.231	.230	.191	.188	
45 Valencia	.397	.380	.317	.267	.234	.164	.167	.211	.221	.189	
46 Valladolid	.477	.435	.415	.369	.347	.250	.243	.251	.219	.176	
47 Vizcaya	.369	.392	.345	.308	.251	.147	.166	.244	.230	.162	
48 Zamora	.424	.389	.374	.338	.349	.283	.245	.225	.167	.156	
49 Zaragoza	.412	.388	.359	.332	.288	.182	.171	.206	.195	.157	
ESPAGNE	.395	.386	.360	.318	.296	.208	.203	.228	.225	.182	

Sources: calcul d'après les données des tableaux 56, 57 et 60. Cf annexe II: 2.1.

Tableau 62 . Evolution de la descendance des promotions de mariage de 1941 à 1965, par provinces (femmes mariées entre 20 et 29 ans)

Promotions de mariage					
Provinces	1941-45	1946-50	1951-55	1956-60	1961-65
1 Alava	3.4	3.3	3.1	3.1	2.9
2 Albacete	3.5	3.4	3.3	3.3	3.3
3 Alicante	3.1	3.0	3.0	3.0	2.9
4 Almería	3.8	3.6	3.6	3.4	3.1
5 Avila	4.1	3.7	3.2	3.2	3.1
6 Badajoz	3.8	3.6	3.4	3.4	3.3
7 Baleares	2.5	2.5	2.5	2.6	2.5
8 Barcelona	2.8	2.7	2.6	2.6	2.6
9 Burgos	3.8	3.8	3.4	3.3	3.0
10 Cáceres	3.8	3.7	3.5	3.3	3.1
11 Cádiz	4.4	4.3	4.2	4.1	3.6
12 Canarias	4.2	4.0	4.0	3.8	3.4
13 Castellón	2.6	2.6	2.5	2.5	2.6
14 Ciudad Real	3.5	3.4	3.1	3.2	3.2
15 Córdoba	3.8	3.7	3.4	3.5	3.3
16 Coruña, La	3.3	3.1	2.8	2.6	2.5
17 Cuenca	3.4	3.3	3.0	3.2	2.9
18 Gerona	2.4	2.4	2.4	2.5	2.5
19 Granada	3.8	3.8	3.6	3.6	3.3
20 Guadalajara	3.4	3.3	2.9	3.2	3.1
21 Guipúzcoa	3.6	3.4	3.1	3.1	2.9
22 Huelva	3.3	3.4	3.2	3.3	3.2
23 Huesca	2.8	2.7	2.5	2.5	2.7
24 Jaén	3.9	3.8	3.5	3.5	3.3
25 León	3.5	3.3	3.0	3.0	2.7
26 Lérida	2.6	2.6	2.4	2.5	2.5
27 Logroño	3.2	2.9	2.8	2.8	2.7
28 Lugo	2.9	2.7	2.4	2.4	2.3
29 Madrid	3.1	3.1	2.9	3.0	2.9
30 Málaga	3.7	3.7	3.4	3.4	3.2
31 Murcia	3.5	3.4	3.2	3.2	3.1
32 Navarra	3.7	3.6	3.2	3.3	3.0
33 Orense	3.0	2.6	2.3	2.3	2.3
34 Oviedo	2.8	2.6	2.5	2.5	2.4
35 Palencia	4.0	3.8	3.5	3.2	3.1

Tableau 62 (suite)

Promotions de mariage					
Provinces	1941-45	1946-50	1951-55	1956-60	1961-65
36 Pontevedra	3.4	3.2	3.1	3.0	2.9
37 Salamanca	3.7	3.6	3.4	3.2	3.1
38 Santander	3.3	3.2	3.0	3.0	2.9
39 Segovia	3.7	3.5	3.3	3.2	3.0
40 Sevilla	3.9	3.9	3.6	3.6	3.4
41 Soria	3.5	3.4	3.2	3.0	2.9
42 Tarragona	2.5	2.5	2.6	2.6	2.7
43 Teruel	2.7	2.7	2.6	2.4	2.5
44 Toledo	3.4	3.2	3.0	3.1	3.0
45 Valencia	3.0	2.9	2.7	2.8	2.8
46 Valladolid	3.8	3.7	3.4	3.3	3.1
47 Vizcaya	3.2	3.0	2.8	2.8	2.8
48 Zamora	3.7	3.3	3.8	3.3	2.7
49 Zaragoza	2.8	2.8	2.6	2.6	2.6
ESPAGNE	3.3	3.2	3.0	3.0	2.9

Sources: calculé d'après les données des recensements de 1970 et 1981, tel qu'expliqué à l'annexe II.2.2

Tableau 62 bis Evolution de la descendance des promotions de mariage de 1941 à 1965, par provinces (base 100 promotions 1941-45)

Promotions de mariage					
Provinces	1941-45	1946-50	1951-55	1956-60	1961-65
1 Alava	100.0	97.9	91.4	91.4	85.5
2 Albacete	100.0	98.3	94.3	94.3	94.3
3 Alicante	100.0	96.8	96.8	96.8	93.5
4 Almería	100.0	93.5	94.0	88.8	80.9
5 Avila	100.0	89.9	78.8	78.8	76.4
6 Badajoz	100.0	95.5	89.7	89.7	87.1
7 Baleares	100.0	99.2	100.4	104.4	100.4
8 Barcelona	100.0	95.7	93.5	93.5	93.5
9 Burgos	100.0	99.7	89.9	87.3	79.4
10 Cáceres	100.0	95.8	91.6	86.4	81.2
11 Cádiz	100.0	97.5	96.3	94.0	82.6
12 Canarias	100.0	96.4	95.9	91.1	81.5
13 Castellón	100.0	97.0	94.7	94.7	98.5
14 Ciudad Real	100.0	96.8	89.1	92.0	92.0
15 Córdoba	100.0	97.4	88.5	91.1	85.9
16 Coruña, La	100.0	91.9	84.3	78.3	75.3
17 Cuenca	100.0	96.4	89.0	95.0	86.1
18 Gerona	100.0	96.7	98.8	102.9	102.9
19 Granada	100.0	99.5	94.2	94.2	86.4
20 Guadalajara	100.0	96.7	86.3	95.2	92.3
21 Guipúzcoa	100.0	95.5	87.1	87.1	81.5
22 Huelva	100.0	102.4	96.1	99.1	96.1
23 Huesca	100.0	95.0	89.3	89.3	96.4
24 Jaén	100.0	97.9	90.0	90.0	84.8
25 León	100.0	92.1	85.0	85.0	76.5
26 Lérida	100.0	100.0	94.1	98.0	98.0
27 Logroño	100.0	91.2	88.1	88.1	84.9
28 Lugo	100.0	93.3	84.2	84.2	80.7
29 Madrid	100.0	98.1	92.7	95.8	92.7
30 Málaga	100.0	99.7	92.1	92.1	86.7
31 Murcia	100.0	97.1	91.7	91.7	88.8
32 Navarra	100.0	96.8	86.5	89.2	81.1
33 Orense	100.0	89.2	78.0	78.0	78.0
34 Oviedo	100.0	94.3	89.3	89.3	85.7
35 Palencia	100.0	95.3	87.5	80.0	77.5

Tableau 62bis (suite)

Promotions de mariage					
Provinces	1941-45	1946-50	1951-55	1956-60	1961-65
36 Pontevedra	100.0	94.1	92.0	89.0	86.1
37 Salamanca	100.0	96.2	91.6	86.3	83.6
38 Santander	100.0	97.6	90.6	90.6	87.6
39 Segovia	100.0	94.9	88.5	85.8	80.4
40 Sevilla	100.0	98.7	92.3	92.3	87.2
41 Soria	100.0	95.5	90.4	84.7	81.9
42 Tarragona	100.0	99.6	103.2	103.2	107.1
43 Teruel	100.0	100.0	96.3	88.9	92.6
44 Toledo	100.0	95.8	89.0	92.0	89.0
45 Valencia	100.0	97.3	90.6	94.0	94.0
46 Valladolid	100.0	96.8	89.5	86.8	81.6
47 Vizcaya	100.0	95.3	88.6	88.6	88.6
48 Zamora	100.0	90.2	103.8	90.2	73.8
49 Zaragoza	100.0	98.2	92.2	92.2	92.2
ESPAGNE	100.0	96.3	91.5	91.5	88.4

Sources: calculé d'après les données du tableau 62.

Tableau 62 ter. Evolution de la descendance des promotions de mariage de 1941 à 1965, par provinces (base 100 ensemble de l'Espagne)

Promotions de mariage					
Provinces	1941-45	1946-50	1951-55	1956-60	1961-65
1 Alava	103.4	105.1	103.3	103.3	100.0
2 Albacete	106.7	108.9	110.0	110.0	113.8
3 Alicante	94.5	94.9	100.0	100.0	100.0
4 Almería	116.8	113.3	120.0	113.3	106.9
5 Avila	123.8	115.5	106.7	106.7	106.9
6 Badajoz	115.5	114.6	113.3	113.3	113.8
7 Baleares	75.9	78.2	83.3	86.7	86.2
8 Barcelona	84.8	84.2	86.7	86.7	89.7
9 Burgos	115.2	119.3	113.3	110.0	103.4
10 Cáceres	116.5	115.8	116.7	110.0	106.9
11 Cádiz	132.9	134.5	140.0	136.7	124.1
12 Canarias	127.1	127.2	133.3	126.7	117.2
13 Castellón	80.5	81.0	83.3	83.3	89.7
14 Ciudad Real	106.1	106.6	103.3	106.7	110.3
15 Córdoba	117.1	118.4	113.3	116.7	113.8
16 Coruña, La	101.2	96.5	93.3	86.7	86.2
17 Cuenca	102.7	102.8	100.0	106.7	100.0
18 Gerona	74.1	74.4	80.0	83.3	86.2
19 Granada	116.5	120.3	120.0	120.0	113.8
20 Guadalajara	102.4	102.8	96.7	106.7	106.9
21 Guipúzcoa	108.5	107.6	103.3	103.3	100.0
22 Huelva	101.5	107.9	106.7	110.0	110.3
23 Huesca	85.4	84.2	83.3	83.3	93.1
24 Jaén	118.6	120.6	116.7	116.7	113.8
25 León	107.6	102.8	100.0	100.0	93.1
26 Lérida	77.7	80.7	80.0	83.3	86.2
27 Logroño	97.0	91.8	93.3	93.3	93.1
28 Lugo	86.9	84.2	80.0	80.0	79.3
29 Madrid	95.4	97.2	96.7	100.0	100.0
30 Málaga	112.5	116.5	113.3	113.3	110.3
31 Murcia	106.4	107.3	106.7	106.7	106.9
32 Navarra	112.8	113.3	106.7	110.0	103.4
33 Orense	89.9	83.2	76.7	76.7	79.3
34 Oviedo	85.4	83.5	83.3	83.3	82.8
35 Palencia	122.0	120.6	116.7	106.7	106.9

Tableau 62^{ter} (suite)

Promotions de mariage

Provinces	1941-45	1946-50	1951-55	1956-60	1961-65
36 Pontevedra	102.7	100.3	103.3	100.0	100.0
37 Salamanca	113.1	113.0	113.3	106.7	106.9
38 Santander	100.9	102.2	100.0	100.0	100.0
39 Segovia	113.7	112.0	110.0	106.7	103.4
40 Sevilla	118.9	121.8	120.0	120.0	117.2
41 Soria	107.9	107.0	106.7	100.0	100.0
42 Tarragona	76.8	79.4	86.7	86.7	93.1
43 Teruel	82.3	85.4	86.7	80.0	86.2
44 Toledo	102.7	102.2	100.0	103.3	103.4
45 Valencia	90.9	91.8	90.0	93.3	96.6
46 Valladolid	115.9	116.5	113.3	110.0	106.9
47 Vizcaya	96.3	95.3	93.3	93.3	96.6
48 Zamora	111.6	104.4	126.7	110.0	93.1
49 Zaragoza	86.0	87.7	86.7	86.7	89.7
ESPAGNE	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

Sources: calculé d'après les données du tableau 62.

Tableau 63. Nombre de vaches pour 100 habitants dans les provinces espagnoles en 1865

Provinces	Nbre de vaches ----- * 100 pop. tot.	Provinces	Nbre de vaches ----- * 100 pop. tot.
1 Alava	14.8	26 Lérida	7.5
2 Albacete	1.6	27 Logroño	2.2
3 Alicante	0.5	28 Lugo	28.7
4 Almería	1.4	29 Madrid	3.4
5 Avila	28.0	30 Málaga	3.9
6 Badajoz	9.3	31 Murcia	1.4
7 Baleares	2.1	32 Navarra	13.3
8 Barcelona	0.9	33 Orense	29.6
9 Burgos	10.1	34 Oviedo	43.0
10 Cáceres	14.8	35 Palencia	9.2
11 Cadiz	13.7	36 Pontevedra	23.3
12 Canarias	9.5	37 Salamanca	21.2
13 Castellon	0.5	38 Santander	38.7
14 Ciudad Real	5.5	39 Segovia	14.7
15 Cordoba	7.9	40 Sevilla	9.6
16 Coruña	29.6	41 Soria	10.5
17 Cuenca	2.2	42 Tarragona	0.4
18 Gerona	7.8	43 Teruel	2.6
19 Granada	2.1	44 Toledo	3.1
20 Guadalajara	3.6	45 Valencia	0.3
21 Guipúzcoa	34.5	46 Valladolid	1.2
22 Huelva	9.5	47 Vizcaya	28.2
23 Huesca	5.4	48 Zamora	20.3
24 Jaén	3.5	49 Zaragoza	1.1
25 León	28.5	ESPAGNE	11.3

Sources: recensement de la population de 1860 et recensement du bétail de 1865 (J.G.E., 1868)

Tableau 64. Distribution des régions et des provinces espagnoles suivant la valeur de l'indice de fécondité légitime (Ig) aux différentes dates, 1787-1981

Valeurs d'Ig	Recensements:											
	1787	1887	1887	1900	1910	1920	1930	1940	1950	1960	1970	1981
.100-.199	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	1
.200-.299	-	-	-	-	-	-	-	3	4	2	6	26
.300-.399	-	-	-	-	-	1	5	8	10	17	28	22
.400-.499	-	-	-	2	4	6	7	13	28	29	14	-
.500-.599	-	2	6	5	9	12	15	18	7	1	1	-
.600-.699	2	9	33	26	29	24	20	7	-	-	-	-
.700-.799	9	2	8	13	4	6	2	-	-	-	-	-
.800-.899	3	1	2	2	2	-	-	-	-	-	-	-
.900	-	-	-	1	1	-	-	-	-	-	-	-
Nombre de régions	14	14										
provinces			49	49	49	49	49	49	49	49	49	49
Moyenne d'Ig	0.755	0.675	0.664	0.669	0.638	0.608	0.568	0.491	0.433	0.408	0.367	0.300
Ecart-type	0.053	0.086	0.069	0.089	0.089	0.091	0.107	0.102	0.072	0.063	0.057	0.040
Coef. de variation	0.071	0.127	0.104	0.133	0.139	0.149	0.188	0.208	0.166	0.154	0.154	0.134

Sources: calculs réalisés à partir des données du tableau 45 et 57.

Tableau 65. Matrice des coefficients de corrélation linéaire des valeurs provinciales de Ig pour différentes dates, 1787-1981

Dates des recensements:

	1787	1887	1900	1910	1920	1930	1940	1950	1960	1970	1981
1887	.431 ¹	-									
1900	-	.923	-								
1910	-	.866	.906	-							
1920	-	.756	.790	.853	-						
1930	-	.781	.843	.877	.939	-					
1940	-	.609	.689	.723	.772	.896	-				
1950	-	.558	.652	.705	.716	.831	.880	-			
1960	-	.282	.424	.521	.529	.603	.688	.824	-		
1970	-	-.012	.121	.176	.113	.207	.346	.526	.825	-	
1981	-	-.033	.060	.096	.105	.239	.373	.563	.674	.705	-

Notes: (1) calculé sur les 14 régions historiques.
Sources: calculé d'après les données des tableaux 45 et 47.

Tableau 66. Taux de mortalité infantile par province
(pour mille)

Provinces	Période:			
	1901-02	1930-31	1960-61	1980-81
1 Alava	150.6	115.6	44.9	11.8
2 Albacete	214.6	134.5	45.1	13.8
3 Alicante	157.2	102.0	37.9	9.5
4 Almería	205.6	108.7	44.9	13.6
5 Avila	211.9	161.8	56.8	11.1
6 Badajoz	219.1	152.9	55.6	14.0
7 Baleares	108.3	74.6	33.1	11.6
8 Barcelona	144.4	85.2	33.0	9.9
9 Burgos	228.7	164.9	57.9	12.7
10 Cáceres	267.6	168.0	59.3	12.6
11 Cádiz	225.3	128.3	40.4	12.9
12 Canarias	205.1	148.2	50.9	13.6
13 Castellón	142.2	99.4	34.7	11.7
14 Ciudad Real	208.5	153.7	64.5	11.7
15 Córdoba	205.4	130.2	43.8	13.2
16 Coruña, La	168.4	113.6	51.5	14.0
17 Cuenca	208.8	151.5	57.5	12.8
18 Gerona	171.4	77.0	29.4	10.8
19 Granada	204.8	111.0	44.9	13.8
20 Guadalajara	208.0	135.6	54.5	8.7
21 Guipúzcoa	140.3	80.1	33.9	14.8
22 Huelva	165.5	116.2	49.9	15.5
23 Huesca	171.2	112.7	41.1	10.2
24 Jaén	220.8	136.8	49.9	13.4
25 León	155.6	142.9	63.7	16.5
26 Lérida	178.4	88.4	30.1	12.5
27 Logroño	210.3	139.5	56.0	15.7
28 Lugo	152.6	119.5	59.9	15.4
29 Madrid	210.3	121.3	39.6	11.3
30 Málaga	230.8	111.4	31.8	12.2
31 Murcia	209.6	114.9	41.4	11.9
32 Navarra	166.2	110.7	47.0	12.9
33 Orense	166.9	126.4	53.8	19.3
34 Oviedo	142.5	100.6	47.5	14.2
35 Palencia	194.5	172.9	71.7	17.0
36 Pontevedra	129.5	98.8	46.7	13.2
37 Salamanca	180.7	145.0	59.8	12.6
38 Santander	177.2	115.1	46.8	10.7
39 Segovia	193.2	152.3	55.5	12.3
40 Sevilla	217.0	136.6	36.8	12.8

Tableau 66 (suite)

Provinces	Période:			
	1901-02	1930-31	1960-61	1980-81
41 Soria	188.2	139.9	44.7	14.4
42 Tarragona	135.4	75.3	36.5	11.9
43 Teruel	174.8	127.1	44.9	9.3
44 Toledo	202.9	131.9	47.0	13.2
45 Valencia	194.1	99.9	39.7	11.5
46 Valladolid	235.8	166.5	58.1	11.3
47 Vizcaya	151.1	96.8	37.9	14.0
48 Zamora	176.2	159.8	67.6	14.8
49 Zaragoza	225.0	125.1	45.1	14.1
ESPAGNE	189.0	123.2	44.9	12.4
Moyenne	186.8	124.1	47.5	12.9
écart type	32.9	25.9	10.2	2.0
coef. variation	0.176	0.209	0.215	0.156
coef. asymétrie	-0.137	-0.065	0.233	0.483

Note: (1) taux de mortalité infantile (sexes réunis) corrigé (avant 1975) des morts à la naissance et avant 24h comme expliqué en annexe III.2.

Sources: mouvement naturel de la population.

Tableau 67. Proportion de femmes célibataires à 16-24 ans
(pour 100 femmes)

Provinces	Généralions		
	1763	1863-	1956-
	1771	1871	1964-
	Recensements		
	1787	1887	1961
1 Alava	87.1	80.3	77.9
2 Albacete	62.4	74.5	81.1
3 Alicante	68.1	70.9	73.2
4 Almería	68.6	70.6	68.7
5 Avila	76.5	72.7	85.0
6 Badajoz	63.6	72.0	80.1
7 Baleares	66.7	78.1	68.4
8 Barcelona	68.9	75.9	70.1
9 Burgos	79.6	77.3	83.4
10 Cáceres	63.6	71.4	79.1
11 Cádiz	65.4	73.8	72.8
12 Canarias	79.3	84.1	67.3
13 Castellón	68.1	68.3	73.8
14 Ciudad Real	64.1	74.5	82.6
15 Córdoba	69.4	74.9	79.1
16 Coruña (La)	78.5	86.3	67.8
17 Cuenca	72.6	72.9	83.7
18 Gerona	74.1	75.0	66.3
19 Granada	68.6	71.2	77.4
20 Guadalajara	77.1	75.8	81.0
21 Guipúzcoa	89.7	87.3	80.9
22 Huelva	65.4	76.6	73.4
23 Huesca	72.5	71.3	79.3
24 Jaén	68.1	69.9	78.6
25 León	80.6	79.5	78.5
26 Lérida	72.9	71.4	74.1
27 Logroño	79.6	74.5	79.6
28 Lugo	78.5	89.0	71.6
29 Madrid	72.2	82.6	78.2
30 Málaga	68.6	69.2	74.4
31 Murcia	62.4	67.8	71.9
32 Navarra	78.4	82.5	83.2
33 Orense	78.5	84.8	73.0
34 Oviedo	78.7	86.2	70.8
35 Palencia	74.1	78.3	82.1
36 Pontevedra	78.5	87.6	67.4
37 Salamanca	77.3	78.7	84.9
38 Santander	79.6	83.9	74.1
39 Segovia	72.6	71.3	84.4
40 Sevilla	65.4	75.1	73.9
41 Soria	75.1	72.2	87.4
42 Tarragona	65.3	72.5	68.4
43 Teruel	72.5	71.7	81.0
44 Toledo	68.7	73.2	81.5
45 Valencia	68.1	75.3	75.6
46 Valladolid	75.5	76.7	80.2
47 Vizcaya	84.7	82.6	79.3
48 Zamora	74.3	78.5	81.4
49 Zaragoza	72.5	74.3	80.3
ESPAGNE	72.4	76.7	75.1

Sources: calculés à partir des recensements.

Tableau 68. Proportion de femmes célibataires à 21-25 ans
(pour 100 femmes)

Provinces	Généralisations															
	1862-		1875-		1885-		1895-		1905-		1935-		1945-		1955-	
	1866	1879	1889	1900	1889	1910	1899	1920	1909	1930	1939	1949	1959			
	Recensements															
	1887	1900	1910	1920	1930	1960	1970	1981								
1 Alava	57.4	59.3	63.3	67.3	68.3	65.9	56.4	51.9								
2 Albacete	45.8	43.7	51.2	54.4	55.3	62.5	63.1	55.3								
3 Alicante	40.8	44.0	55.9	58.2	59.6	60.1	51.7	43.9								
4 Almeria	40.5	34.5	37.5	47.4	50.3	49.7	50.7	43.7								
5 Avila	43.8	47.8	49.9	60.2	58.6	72.1	80.7	67.1								
6 BadaJoz	42.0	49.7	52.8	59.9	68.1	71.5	71.2	56.7								
7 Baleares	55.1	62.5	64.4	67.7	66.2	56.0	45.4	39.7								
8 Barcelona	52.0	59.7	63.0	67.3	61.2	54.8	48.8	40.9								
9 Burgos	53.4	51.7	51.7	59.1	60.3	68.9	68.7	65.4								
10 Cáceres	40.1	44.2	49.5	51.8	57.7	64.9	70.8	54.4								
11 Cádiz	50.5	53.3	55.5	54.8	62.9	63.6	58.3	49.8								
12 Canarias	65.5	62.9	59.7	68.5	60.3	56.2	46.5	40.8								
13 Castellón	38.3	45.9	51.9	59.5	60.4	59.1	55.7	45.3								
14 Ciudad Real	45.8	45.3	51.0	57.3	62.5	63.0	66.5	59.7								
15 Córdoba	46.8	48.3	40.6	55.2	61.7	69.2	65.5	55.0								
16 Coruña (La)	70.6	68.5	67.7	73.8	66.4	62.0	53.7	43.1								
17 Cuenca	44.1	41.8	47.4	54.7	54.0	58.7	70.2	61.9								
18 Gerona	48.0	55.7	55.5	58.7	58.7	50.2	48.0	37.2								
19 Granada	40.9	39.7	44.3	50.3	54.0	58.5	59.6	54.1								
20 Guadajara	49.3	50.9	54.3	62.4	65.8	74.4	74.1	58.1								
21 Guipúzcoa	69.6	71.8	70.4	74.0	75.2	67.4	60.4	56.4								
22 Huelva	51.1	64.9	63.9	68.3	72.1	73.0	63.1	47.8								
23 Huesca	40.9	47.3	52.1	63.2	60.0	67.0	67.2	57.3								
24 Jaén	39.3	39.9	38.5	46.6	48.6	60.2	61.9	52.2								
25 León	58.9	60.2	62.1	68.1	63.1	58.1	64.0	57.8								

Tableau 68. (suite)

Provinces	Generations												
	1862-1866		1875-1879		1885-1889		1895-1899		1905-1909		1935-1939		
	Recensements 1887		1900		1910		1920		1930		1945-1949		1955-1959
26 Lérida	44.4	45.6	47.8	51.1	54.0	52.0	55.6	54.0	52.0	55.6	47.3	55.6	47.3
27 Logroño	46.9	48.0	56.8	62.4	63.7	67.3	65.8	63.7	67.3	65.8	53.6	65.8	53.6
28 Lugo	76.4	68.9	77.0	80.2	76.6	60.9	59.6	76.6	60.9	59.6	50.2	59.6	50.2
29 Madrid	65.9	71.2	72.2	70.6	71.6	70.8	61.9	71.6	70.8	61.9	54.1	61.9	54.1
30 Malaga	38.5	39.5	44.6	48.8	61.6	67.4	58.9	61.6	67.4	58.9	48.5	58.9	48.5
31 Murcia	37.8	39.0	45.3	52.9	55.4	55.9	49.4	55.4	55.9	49.4	45.0	49.4	45.0
32 Navarra	59.6	64.4	70.3	72.9	75.9	77.7	69.8	75.9	77.7	69.8	61.8	69.8	61.8
33 Orense	67.9	69.8	68.5	71.4	68.0	59.2	54.8	68.0	59.2	54.8	50.6	54.8	50.6
34 Oviedo	70.9	72.1	72.8	51.9	69.9	51.1	49.4	69.9	51.1	49.4	47.0	49.4	47.0
35 Palencia	54.8	56.1	60.1	60.4	66.2	68.4	74.3	66.2	68.4	74.3	63.2	74.3	63.2
36 Pontevedra	74.0	71.0	67.8	71.4	70.1	60.5	51.3	70.1	60.5	51.3	40.4	51.3	40.4
37 Salamanca	53.4	55.4	59.6	67.2	68.2	72.9	74.6	68.2	72.9	74.6	65.7	74.6	65.7
38 Santander	65.7	67.9	59.0	71.7	71.7	60.1	56.0	71.7	60.1	56.0	50.0	56.0	50.0
39 Segovia	42.8	46.5	49.8	54.8	57.4	69.4	67.4	57.4	69.4	67.4	66.8	67.4	66.8
40 Sevilla	49.2	54.5	58.7	62.7	65.1	70.4	62.0	65.1	70.4	62.0	47.9	62.0	47.9
41 Soria	47.8	50.1	60.1	61.4	61.8	72.2	80.1	61.8	72.2	80.1	70.1	80.1	70.1
42 Tarragona	44.0	52.6	59.0	58.2	58.8	50.6	48.8	58.8	50.6	48.8	39.1	48.8	39.1
43 Teruel	43.4	43.6	43.1	45.8	48.9	59.8	65.5	48.9	59.8	65.5	58.2	65.5	58.2
44 Toledo	45.1	49.9	55.4	59.9	61.3	67.0	69.4	61.3	67.0	69.4	57.6	69.4	57.6
45 Valencia	47.8	56.4	59.5	69.6	68.9	65.9	58.5	68.9	65.9	58.5	48.2	58.5	48.2
46 Valladolid	52.7	57.3	63.2	66.9	68.2	66.8	63.2	68.2	66.8	63.2	57.0	63.2	57.0
47 Vizcaya	62.8	61.6	66.5	66.7	70.1	60.6	57.6	70.1	60.6	57.6	54.7	57.6	54.7
48 Zamora	55.7	60.9	61.6	68.3	63.9	61.0	72.4	63.9	61.0	72.4	64.8	72.4	64.8
49 Zaragoza	47.1	52.8	58.4	63.0	66.5	67.5	66.1	66.5	67.5	66.1	56.1	66.1	56.1
ESPAGNE	52.4	55.2	57.9	62.3	63.8	62.9	58.2	63.8	62.9	58.2	49.6	58.2	49.6

Sources: calculés à partir des recensements.

Tableau 61. Proportion de femmes célibataires à 46-50 ans
(pour 100 femmes)

Provinces	Généralisations															
	1837-1841		1850-1854		1860-1864		1870-1874		1880-1884		1911-1915		1921-1925		1931-1935	
	1738-1747	1847	1847	1900	1910	1920	1874	1930	1884	1930	1915	1925	1935	1935	1981	
1 Alava	12.2	7.7	8.4	10.6	14.1	12.1	14.1	14.1	14.1	16.0	11.9	11.9	11.9	7.6	7.6	
2 Alicante	12.6	5.3	4.5	4.8	5.6	4.9	5.6	5.6	5.6	8.6	8.7	8.7	8.7	6.4	6.4	
3 Albacete	8.0	7.0	6.7	6.4	8.1	7.3	8.1	8.1	8.1	10.9	9.0	9.0	9.0	6.3	6.3	
4 Almería	14.1	6.3	5.2	5.7	7.4	5.9	7.4	7.4	7.4	11.3	9.8	9.8	9.8	6.2	6.2	
5 Avila	6.0	4.4	3.7	3.6	5.4	4.4	5.4	5.4	5.4	12.0	9.5	9.5	9.5	9.4	9.4	
6 Badajoz	7.4	5.2	4.0	4.9	5.7	5.7	5.7	5.7	5.7	10.8	10.2	10.2	10.2	8.2	8.2	
7 Balears	12.5	11.3	11.5	13.2	14.8	13.3	14.8	14.8	14.8	11.9	11.9	11.9	11.9	9.0	9.0	
8 Barcelona	14.3	9.6	11.2	10.4	12.3	13.1	12.3	13.1	13.1	15.9	11.4	11.4	11.4	8.2	8.2	
9 Burgos	9.2	5.2	5.0	5.3	7.2	5.9	7.2	7.2	7.2	12.3	11.6	11.6	11.6	9.8	9.8	
10 Cáceres	7.4	4.2	3.4	5.0	5.3	7.9	5.3	5.3	5.3	8.6	8.0	8.0	8.0	9.0	9.0	
11 Cádiz	17.3	10.9	9.8	10.0	11.2	10.2	11.2	11.2	11.2	12.7	11.2	11.2	11.2	8.2	8.2	
12 Canarias	20.6	24.2	20.8	22.5	20.4	15.6	20.4	20.4	20.4	14.5	13.0	13.0	13.0	10.2	10.2	
13 Castellón	8.0	6.2	6.3	6.8	10.1	6.3	10.1	10.1	10.1	12.1	10.4	10.4	10.4	7.5	7.5	
14 Ciudad Real	7.3	5.4	5.4	4.6	4.9	4.9	4.9	4.9	4.9	10.8	10.7	10.7	10.7	8.3	8.3	
15 Córdoba	19.3	6.6	5.3	6.3	6.5	6.3	6.5	6.5	6.5	12.3	12.2	12.2	12.2	9.8	9.8	
16 Coruña (La)	17.1	26.2	27.4	23.9	25.1	24.0	25.1	25.1	25.1	22.2	17.2	17.2	17.2	13.2	13.2	
17 Cuenca	6.5	4.9	4.2	3.6	4.7	4.2	4.7	4.7	4.7	8.0	9.3	9.3	9.3	8.1	8.1	
18 Gerona	10.1	7.6	7.0	9.9	10.5	8.6	10.5	10.5	10.5	13.2	11.1	11.1	11.1	7.0	7.0	
19 Granada	14.1	5.4	4.9	5.5	6.1	6.4	6.1	6.4	6.4	10.5	9.7	9.7	9.7	8.4	8.4	
20 Guadalupe	5.0	4.2	3.6	4.4	5.4	4.4	5.4	5.4	5.4	10.6	11.1	11.1	11.1	10.4	10.4	
21 Guipúzcoa	16.4	11.5	15.4	17.7	19.4	18.2	19.4	19.4	19.4	23.3	14.9	14.9	14.9	9.8	9.8	
22 Huelva	17.3	6.0	6.5	6.1	8.1	8.6	8.1	8.6	8.6	11.6	10.5	10.5	10.5	7.2	7.2	
23 Huesca	4.9	3.4	2.9	3.6	3.9	3.9	3.9	3.9	3.9	10.8	11.4	11.4	11.4	7.0	7.0	
24 Jaén	14.7	4.7	4.8	5.6	4.5	5.0	4.5	5.0	4.5	8.8	9.7	9.7	9.7	7.8	7.8	
25 León	8.7	12.0	11.0	10.7	11.1	11.1	11.1	11.1	11.1	12.2	13.1	13.1	13.1	11.1	11.1	
26 Lerida	12.2	6.1	4.8	5.0	6.0	5.1	6.0	6.0	6.0	9.7	8.2	8.2	8.2	6.1	6.1	
27 Logroño	9.2	5.3	5.2	6.5	7.3	7.3	7.3	7.3	7.3	16.0	11.0	11.0	11.0	8.7	8.7	
28 Lugo	17.1	25.9	24.9	21.0	23.2	21.9	23.2	23.2	23.2	18.6	15.6	15.6	15.6	12.3	12.3	
29 Madrid	8.1	14.2	14.0	14.6	14.1	16.1	14.6	14.1	14.1	17.9	14.1	14.1	14.1	11.7	11.7	
30 Málaga	14.1	5.6	4.5	5.3	7.0	6.2	7.0	7.0	7.0	12.5	11.5	11.5	11.5	8.7	8.7	
31 Murcia	12.6	6.0	4.8	5.0	6.7	5.4	6.7	6.7	6.7	11.6	10.6	10.6	10.6	7.0	7.0	
32 Navarra	7.9	5.2	7.4	5.4	5.4	5.4	5.4	5.4	5.4	20.6	16.3	16.3	16.3	12.9	12.9	
33 Orense	17.1	19.2	20.7	16.3	18.8	16.8	18.8	18.8	18.8	17.7	16.3	16.3	16.3	13.0	13.0	
34 Oviedo	15.5	21.4	21.6	19.4	18.3	18.3	18.3	18.3	18.3	20.6	11.6	11.6	11.6	8.4	8.4	
35 Palencia	6.3	5.5	5.6	5.6	5.4	5.4	5.4	5.4	5.4	14.6	15.0	15.0	15.0	12.4	12.4	
36 Pontevedra	17.1	30.1	29.3	27.4	25.3	26.3	25.3	25.3	25.3	22.8	18.5	18.5	18.5	11.8	11.8	
37 Salamanca	5.8	4.2	5.2	4.8	7.0	4.8	7.0	7.0	7.0	13.9	12.5	12.5	12.5	9.7	9.7	
38 Santander	9.2	14.4	14.3	20.7	16.4	13.9	16.4	16.4	16.4	20.2	14.2	14.2	14.2	7.8	7.8	
39 Segovia	4.9	3.5	3.3	4.2	5.4	4.1	5.4	5.4	5.4	9.2	9.4	9.4	9.4	7.8	7.8	
40 Sevilla	17.3	9.0	8.3	8.9	10.7	9.0	10.7	10.7	10.7	13.8	13.4	13.4	13.4	10.1	10.1	
41 Soria	4.0	3.8	4.1	4.1	4.1	4.4	4.1	4.1	4.1	13.9	14.7	14.7	14.7	13.6	13.6	
42 Tarragona	6.1	6.5	6.6	5.7	8.3	7.7	8.3	8.3	8.3	9.6	9.6	9.6	9.6	6.9	6.9	
43 Teruel	4.9	4.4	3.7	3.7	4.5	4.5	4.5	4.5	4.5	9.5	9.0	9.0	9.0	8.4	8.4	
44 Toledo	7.0	8.0	5.7	4.8	5.4	4.9	5.4	5.4	5.4	9.1	9.2	9.2	9.2	7.8	7.8	
45 Valencia	8.0	8.0	9.2	9.2	10.5	8.0	10.5	10.5	10.5	11.9	10.8	10.8	10.8	8.1	8.1	
46 Valladolid	8.0	6.5	7.1	6.5	11.6	9.4	11.6	11.6	11.6	15.4	11.6	11.6	11.6	10.1	10.1	
47 Vizcaya	10.1	10.0	10.2	10.7	14.2	11.8	14.2	14.2	14.2	15.7	11.1	11.1	11.1	7.5	7.5	
48 Zamora	5.8	7.7	7.4	7.2	8.7	7.8	8.7	8.7	8.7	12.5	11.7	11.7	11.7	12.0	12.0	
49 Zaragoza	4.9	6.2	6.0	6.4	8.7	7.9	8.7	8.7	8.7	14.7	14.7	14.7	14.7	10.3	10.3	
ESPAÑE	11.4	10.9	10.2	10.2	11.7	10.6	11.7	11.7	11.7	14.5	12.1	12.1	12.1	9.3	9.3	

Notes: (4) 40-49 ans
Sources: calculés à partir des recensements.

Tableau 70. Distribution des provinces selon la proportion de femmes célibataires à 21-25 ans aux différents recensements, de 1787 à 1981

% femmes célibat. à 16-24 ans	Recensements:									% femmes célibat. à 21-25 ans
	1787 ¹	1887	1900	1910	1920	1930	1960	1970	1981	
60 - 64	3	4	5	2					3	30 - 39
65 - 69	9	23	15	10	4	2	1	7	15	40 - 49
70 - 74	7	12	14	19	18	12	14	15	22	50 - 59
75 - 79	10	6	11	13	19	27	25	18	8	60 - 69
80 - 84	2	4	4	5	7	8	9	7	1	70 - 79
85 - 89	2				1			2		80 - 89
nb. d'observ.	33	49	49	49	49	49	49	49	49	nb. d'observ.
moyenne	74	52	54	57	62	63	63	62	53	moyenne
écart-type	6.6	10.4	10.1	9.2	8.1	6.7	6.9	8.8	8.2	écart-type
coef. var.	0.09	0.20	0.19	0.16	0.13	0.11	0.11	0.14	0.15	coef. var.
coef. asym.	0.40	-0.76	-0.20	-0.06	-0.05	-0.14	-0.16	-0.09	-0.05	coef. asym.

Notes: (1) pour 1787 on est contraint de prendre le groupe d'âge 16-24 ainsi que les 33 divisions territoriales de l'époque.

Sources: d'après les données des tableaux 67 et 68.

Tableau 71. Distribution des provinces selon la proportion de femmes célibataires à 46-50 ans, aux différents recensements, de 1787 à 1981

% femmes célibat. à 46-50 ans	Recensements:									% femmes célibat. à 46-50 ans
	1787 ¹	1887	1900	1910	1920	1930	1960	1970	1981	
< 5	3	10	16	12	12	3				< 5
5 - 9	15	26	20	22	21	25	8	13	33	5 - 9
10 - 14	10	7	6	7	8	12	27	31	16	10 - 14
15 - 19	4	1	1	3	5	5	8	5		15 - 19
20 - 24	1	2	4	4	2	2	6			20 - 24
25 - 29		2	2	1	1	2				25 - 29
30 et +		1								30 et +
nb. d'observ.	33	49	49	49	49	49	49	49	49	nb. d'observ.
moyenne	10.3	9.0	8.8	9.0	9.3	10.5	13.7	11.7	9.2	moyenne
écart-type	4.5	6.5	6.5	6.0	5.5	5.6	3.9	2.4	2.1	écart-type
coef. var.	0.43	0.72	0.74	0.67	0.59	0.54	0.28	0.20	0.22	coef. var.
coef. asym.	0.63	1.85	1.70	1.49	1.36	1.12	0.82	0.88	0.52	coef. asym.

Notes: (1) pour 1787, on est contraint de prendre le groupe d'âge 40-49 ans, ainsi que les 33 divisions territoriales de l'époque.

Sources: d'après les données du tableau 69.

Tableau 72. Comparaison entre la nuptialité des femmes dans les zones urbaines et rurales de chaque province, en 1887

Provinces	Proportions de femmes célibataires à l'âge de:						Indice de nuptialité (Im)		
	21-25 ans			46-50 ans			Zone Urbaine	Zone Rurale	Z.Urb.*100 Z.Rur.
	Zone Urbaine	Zone Rurale	Z.Urb.*100 Z.Rur.	Zone Urbaine	Zone Rurale	Z.Urb.*100 Z.Rur.			
1 Alava	68	51	133	10.9	6.3	173	0.479	0.640	75
2 Albacete	54	45	119	6.9	5.1	135	0.565	0.647	87
3 Alicante	47	38	124	9.7	6.0	162	0.567	0.647	88
4 Almería	43	40	107	8.9	5.8	153	0.574	0.648	89
5 Avila	-	44	-	-	4.4	-	-	0.680	-
6 Badajoz	55	41	133	9.7	5.0	194	0.548	0.674	81
7 Baleares	60	54	113	15.4	10.1	152	0.489	0.575	85
8 Barcelona	59	46	128	13.6	6.9	197	0.516	0.627	82
9 Burgos	70	51	136	15.0	4.3	349	0.446	0.647	69
10 Cáceres	-	40	-	-	4.2	-	-	0.689	-
11 Cádiz	60	42	143	16.0	5.8	276	0.471	0.630	75
12 Canarias	69	65	105	23.7	24.2	98	0.408	0.451	90
13 Castellón	55	37	150	12.4	5.5	225	0.528	0.680	78
14 Ciudad Real	-	46	-	-	5.4	-	-	0.656	-
15 Córdoba	55	45	122	11.6	5.4	215	0.547	0.649	84
16 Coruña, La	71	71	101	28.2	25.9	109	0.376	0.428	88
17 Cuenca	-	44	-	-	4.9	-	-	0.665	-
18 Girona	-	48	-	-	7.6	-	-	0.626	-
19 Granada	53	38	139	13.0	3.7	351	0.499	0.668	75
20 Guadalajara	-	49	-	-	4.2	-	-	0.662	-
21 Guipúzcoa	75	68	110	17.6	10.2	173	0.407	0.493	83
22 Huelva	-	51	-	-	6.0	-	-	0.610	-
23 Huesca	-	41	-	-	3.4	-	-	0.682	-
24 Jaén	39	39	98	5.9	4.5	131	0.621	0.662	94
25 León	-	59	-	-	12.0	-	-	0.566	-
26 Lérída	48	44	108	12.6	5.6	225	0.567	0.663	86
27 Logroño	-	47	-	-	5.3	-	-	0.640	-
28 Lugo	-	76	-	-	25.9	-	-	0.420	-
29 Madrid	71	48	148	17.0	6.3	270	0.413	0.641	64
30 Málaga	50	31	160	8.3	3.8	218	0.545	0.698	78
31 Murcia	36	40	90	6.9	4.9	141	0.628	0.640	98
32 Navarra	75	58	129	7.5	4.9	153	0.419	0.590	71
33 Orense	-	68	-	-	19.2	-	-	0.483	-
34 Oviedo	68	72	94	18.9	22.5	84	0.443	0.424	104
35 Palencia	-	55	-	-	5.5	-	-	0.632	-
36 Pontevedra	76	74	103	28.2	30.2	93	0.396	0.408	97
37 Salamanca	68	52	132	14.3	3.5	409	0.446	0.645	69
38 Santander	64	66	96	14.1	14.4	98	0.473	0.491	96
39 Segovia	-	43	-	-	3.5	-	-	0.688	-
40 Sevilla	63	42	149	15.8	5.2	304	0.470	0.656	72

Tableau 12. (suite)

Provinces	Proportions de femmes célibataires à l'âge de:						Indice de nuptialité (Im)		
	21-25 ans			46-50 ans			Zone Urbaine	Zone Rurale	Z.Urb.*100 Z.Rur.
	Zone Urbaine	Zone Rurale	Z.Urb.*100 Z.Rur.	Zone Urbaine	Zone Rurale	Z.Urb.*100 Z.Rur.			
41 Soria	-	48	-	-	3.8	-	-	0.657	-
42 Tarragona	53	41	130	12.7	4.3	295	0.547	0.670	82
43 Teruel	-	43	-	-	4.4	-	-	0.670	-
44 Toledo	66	44	150	21.4	4.6	465	0.470	0.677	69
45 Valencia	61	43	144	14.6	5.9	247	0.474	0.644	74
46 Valladolid	66	47	140	11.4	4.7	243	0.483	0.675	72
47 Vizcaya	67	61	109	13.6	8.9	153	0.440	0.554	79
48 Zamora	-	56	-	-	7.7	-	-	0.612	-
49 Zaragoza	60	43	142	11.8	4.5	262	0.494	0.658	75
Total	60	51	118	14.2	10.1	141	0.491	0.604	81
moyenne	60	50		14.0	8.1		0.493	0.615	
écart-type	10.3	10.8		5.4	6.7		0.065	0.080	
coef. var.	0.17	0.22		0.39	0.82		0.13	0.13	
coef. asym.	-0.53	0.92		1.01	2.06		0.27	-1.46	

Notes: le recensement de 1887 définit comme rurale et urbaine la population des villes de moins et de plus de 20.000 habitants, respectivement.

Sources: d'après les données du recensement de 1887.

Tableau 13. Rapport de masculinité à 46-50 ans par province et selon la taille des villes au recensement de 1887 (nombre d'hommes pour 100 femmes)

Provinces	Taille des villes (en nombre d'habitants):		
	moins de 20000 hab.	plus de 20000 hab.	Toutes les villes
1 Alava	93.1	82.4	89.9
2 Albacete	101.6	96.0	101.1
3 Alicante	96.4	85.4	93.1
4 Almería	86.4	81.9	85.7
5 Avila	100.1	-	100.1
6 Badajoz	106.0	102.7	105.8
7 Baleares	89.7	74.7	86.3
8 Barcelona	94.6	85.9	90.9
9 Burgos	96.5	87.3	95.6
10 Cáceres	104.2	-	104.2
11 Cádiz	107.9	94.4	101.2
12 Canarias	72.4	68.9	72.1
13 Castellón	97.6	83.4	96.2
14 Ciudad Real	100.7	-	100.7
15 Córdoba	103.3	99.7	102.6
16 Coruña, La	63.8	57.3	62.9
17 Cuenca	98.6	-	98.6
18 Gerona	97.2	-	97.2
19 Granada	99.2	80.3	95.8
20 Guadalajara	97.7	-	97.7
21 Guipúzcoa	93.2	77.4	90.5
22 Huelva	105.0	-	105.0
23 Huesca	102.5	-	102.5
24 Jaén	104.5	96.3	103.3
25 León	87.8	-	87.8
26 Lérida	99.3	95.4	99.0
27 Logroño	89.9	-	89.9
28 Lugo	81.0	-	81.0
29 Madrid	108.2	85.2	91.3
30 Málaga	103.0	86.7	96.7
31 Murcia	95.4	92.8	94.0
32 Navarra	97.4	72.4	95.0
33 Orense	78.5	-	78.5
34 Oviedo	67.6	73.0	69.2
35 Palencia	101.6	-	101.6
36 Pontevedra	59.8	57.9	59.7
37 Salamanca	98.7	76.8	97.1
38 Santander	73.8	74.8	74.0
39 Segovia	103.9	-	103.9
40 Sevilla	107.7	87.6	100.5
41 Soria	92.8	-	92.8
42 Tarragona	98.4	93.1	97.1
43 Teruel	95.8	-	95.8
44 Toledo	107.3	95.7	106.6
45 Valencia	103.0	85.4	98.7
46 Valladolid	103.0	86.5	98.7
47 Vizcaya	89.8	85.0	88.7
48 Zamora	89.6	-	89.6
49 Zaragoza	102.3	87.9	99.0
ESPAGNE	92.2	84.9	90.8

Sources: calculé d'après les données du recensement de 1887.

Tableau 14. Rapport des proportions de femmes et d'hommes
célibataires à 46-50 ans par province et par
taille des villes en 1887

Provinces	Taille des villes (en nombre d'habitants):		
	moins de 20000 hab.	plus de 20000 hab.	Toutes les villes
1 Alava	0.86	1.22	1.00
2 Albacete	1.16	1.65	1.23
3 Alicante	1.30	1.61	1.40
4 Almería	1.91	2.01	1.97
5 Avila	0.90	-	0.92
6 Badajoz	0.86	0.99	0.87
7 Baleares	1.25	1.57	1.35
8 Barcelona	0.90	1.29	1.10
9 Burgos	0.85	1.37	0.95
10 Cáceres	0.99	-	1.00
11 Cádiz	0.73	1.04	0.96
12 Canarias	3.04	2.90	3.03
13 Castellón	1.25	1.32	1.29
14 Ciudad Real	1.19	-	1.20
15 Córdoba	0.94	1.31	1.05
16 Coruña, La	3.02	3.42	3.08
17 Cuenca	1.17	-	1.17
18 Gerona	0.97	-	0.97
19 Granada	0.88	1.31	1.06
20 Guadalajara	0.65	-	0.66
21 Guipúzcoa	1.01	1.24	1.07
22 Huelva	0.81	-	0.80
23 Huesca	0.43	-	0.43
24 Jaén	0.91	0.81	0.89
25 León	1.42	-	1.41
26 Lérida	0.72	1.91	0.80
27 Logroño	1.14	-	1.15
28 Lugo	1.55	-	1.55
29 Madrid	0.68	1.24	1.15
30 Málaga	0.85	1.26	1.06
31 Murcia	1.11	1.39	1.28
32 Navarra	0.67	0.65	0.68
33 Orense	1.62	-	1.61
34 Oviedo	2.43	1.99	2.30
35 Palencia	0.82	-	0.82
36 Pontevedra	2.62	2.99	2.64
37 Salamanca	1.00	1.31	1.08
38 Santander	1.98	2.11	2.00
39 Segovia	0.95	-	0.95
40 Sevilla	0.67	1.26	0.98
41 Soria	0.96	-	0.97
42 Tarragona	0.96	1.81	1.27
43 Teruel	1.03	-	1.02
44 Toledo	0.86	1.25	0.95
45 Valencia	1.15	1.49	1.31
46 Valladolid	0.79	1.29	0.98
47 Vizcaya	1.17	1.36	1.22
48 Zamora	1.60	-	1.60
49 Zaragoza	0.90	1.36	1.09
ESPAGNE	1.49	1.42	1.49

Sources: calculé d'après les données du recensement de 1887.

Tableau 15. Distribution (en %) des actifs masculins agricoles selon leur condition sociale, au recensement de 1797, selon les divisions territoriales de l'époque

Divisions Territoriales	Journaliers	Affermataires	Propriétaires
1 Galicia	21.7	30.2	48.1
2 Asturias	8.5	86.5	5.0
3 Avila	53.1	37.7	9.2
4 Burgos	33.4	32.9	33.7
5 León	37.8	41.1	21.1
6 Palencia	61.4	27.3	11.3
7 Salamanca	46.4	45.8	7.8
8 Segovia	39.0	33.3	27.6
9 Soria	26.5	56.1	17.3
10 Valladolid	53.8	34.9	11.4
11 Castilla la Vieja (1)			
12 Toro (1)			
13 Alava	21.9	51.1	27.0
14 Guipúzcoa	26.4	67.2	6.4
15 Vizcaya	19.4	80.6	0.0
16 Navarra	40.4	18.1	41.5
17 Aragón	47.2	8.6	44.2
18 Catalogña	58.2	23.2	18.6
19 Mallorca			
20 Menorca	70.4	10.8	18.8
21 Ibiza y Formentera			
22 Valencia	46.8	36.8	16.4
23 Andalucía	87.1	9.4	3.6
24 Sierra Morena			
25 Córdoba	82.4	13.1	4.4
26 Granada	69.6	15.2	15.2
27 Jaén	81.5	15.5	3.0
28 Extremadura	56.1	30.9	13.0
29 Ciudad Real	69.1	19.6	11.3
30 Cuenca	48.6	30.3	21.1
31 Guadalajara	38.5	44.4	17.1
32 Toledo	69.6	11.9	18.6
33 Madrid	77.5	10.4	12.1
34 Murcia	69.5	22.8	7.8
35 Canarias	61.7	26.2	12.1

Notes: (1) inclue dans la région de León.

Sources: calculé d'après les données du recensement de 1797.

Tableau 76 . Facteurs de la densité de la population en 1887, par province (1e partie)

Provinces	Superficie (en milliers d'ha)		Population (en milliers de personnes)	
	totale	cultivée (1)	totale	des actifs agricoles
1 Alava	304	60	93	21
2 Albacete	1486	794	229	60
3 Alicante	580	158 (3)	433	98
4 Almería	878	351 (1)	339	75
5 Avila	805	307 (1)	193	51
6 Badajoz	2185	536	482	132
7 Baleares	501	264	313	65
8 Barcelona	769	242 (3)	903	98
9 Burgos	1420	1123	339	84
10 Cáceres	2001	764 (2)	340	96
11 Cádiz	732	348	419	84
12 Canarias	727	178 (2)	292	63
13 Castellón	666	208 (3)	292	80
14 Ciudad Real	1974	600 (2)	292	70
15 Córdoba	1373	600	421	110
16 Coruña, La	790	243 (2)	614	127
17 Cuenca	1719	563	242	67
18 Gerona	586	135 (3)	307	66
19 Granada	1253	1011	485	116
20 Guadalajara	1219	396 (1)	202	59
21 Guipúzcoa	188	67 (1)	182	32
22 Huelva	1008	115	255	50
23 Huesca	1515	336	255	74
24 Jaén	1348	657	438	115
25 León	1538	324 (1)	381	90
26 Lérida	1215	460 (3)	285	84
27 Logroño	504	168 (1)	181	47
28 Lugo	988	203 (1)	432	109
29 Madrid	800	445	683	94
30 Málaga	729	362	519	121
31 Murcia	1133	603	491	124
32 Navarra	1051	289	304	78
33 Orense	698	101	405	108
34 Oviedo	1089	112 (1)	595	130
35 Palencia	843	381 (2)	189	48
36 Pontevedra	439	122 (2)	443	94
37 Salamanca	1232	699	314	80
38 Santander	546	40 (1)	244	48
39 Segovia	694	414	154	38
40 Sevilla	1406	657	545	127

Tableau 76. (suite)

Provinces	Superficie (en milliers d'ha)		Population (en milliers de personnes)	
	totale	cultivée (1)	totale	des actifs agricoles
41 Soria	1032	263(1)	152	36
42 Tarragona	649	286(3)	349	87
43 Teruel	1482	587	242	65
44 Toledo	1533	791	360	94
45 Valencia	1096	396(3)	734	166
46 Valladolid	817	615	267	57
47 Vizcaya	217	30(2)	236	35
48 Zamora	1061	450(2)	270	69
49 Zaragoza	1742	570(1)	415	107
ESPAGNE	50565	19423	17550	4032

Notes: (1) comme nous ne disposons pas pour le XIXe siècle de statistiques donnant directement l'extension de la surface cultivée, nous avons dû procéder à des calculs indirects. Nous sommes parti de la statistique relative à la vigne publiée en 1891 par la JUNTA CONSULTIVA AGRONOMICA qui donne l'extension de cette culture en 1889 ainsi que le pourcentage de la surface cultivée totale qu'elle occupait alors, le tout par "partidos judiciales" (unités de juridiction). Nous avons pu calculer ainsi l'extension de la surface cultivée d'un grand nombre de provinces dans lesquelles se cultivait la vigne en agrégeant les données de ces "partidos". Pour les provinces indiquées par un (2), où la vigne était une culture très marginale, nous avons utilisé les données relatives à 1922 publiées par la même JUNTA CONSULTIVA en 1923. Finalement, pour les provinces indiquées par un (3), nous avons préféré utilisé les estimations présentées par GARRABOU, R. et PUJOL, J. 1983.

Sources: Surface totale, Recensement ("Nomenclator") de 1930; Surface cultivée, voir note; population totale et population active masculine dans l'agriculture, Recensement de 1887.

Tableau 16. Facteurs de la densité de la population en 1887, par province (2e partie)

Provinces	Surface cultivée	Actifs agricoles	Population totale	Population totale
	Surface totale (en %)	Surface cultivée nb act./km2	Actifs agricoles nb hab./act.	Surface totale nb hab./km2
1 Alava	20	36	4.3	31
2 Albacete	53	8	3.8	15
3 Alicante	27	62	4.4	75
4 Almería	40	21	4.5	39
5 Avila	38	17	3.8	24
6 Badajoz	25	25	3.7	22
7 Baleares	53	25	4.8	62
8 Barcelona	31	41	9.2	117
9 Burgos	79	8	4.0	24
10 Cáceres	38	13	3.5	17
11 Cádiz	48	24	5.0	57
12 Canarias	25	35	4.6	40
13 Castellón	31	39	3.6	44
14 Ciudad Real	30	12	4.2	15
15 Córdoba	4'	18	3.8	31
16 Coruña, La	31	52	4.8	78
17 Cuenca	33	12	3.6	14
18 Gerona	23	49	4.7	52
19 Granada	81	12	4.2	39
20 Guadalajara	33	15	3.4	17
21 Guipúzcoa	36	48	5.6	96
22 Huelva	11	43	5.1	25
23 Huesca	22	22	3.4	17
24 Jaén	49	18	3.8	32
25 León	21	28	4.2	25
26 Lérida	38	18	3.4	23
27 Logroño	33	28	3.9	36
28 Lugo	21	54	4.0	44
29 Madrid	56	21	7.2	85
30 Málaga	50	33	4.3	71
31 Murcia	53	21	4.0	43
32 Navarra	27	27	3.9	29
33 Orense	15	107	3.7	58
34 Oviedo	10	116	4.6	55
35 Palencia	45	13	4.0	22
36 Pontevedra	28	77	4.7	101
37 Salamanca	57	12	3.9	26
38 Santander	7	119	5.1	45
39 Segovia	60	9	4.1	22
40 Sevilla	47	19	4.3	39

Tableau 16. (suite)

Provinces	Surface cultivée	Actifs agricoles	Population totale	Population totale
	Surface totale (en %)	Surface cultivée nb act./km2	Actifs agricoles nb hab./act.	Surface totale nb hab./km2
41 Soria	26	14	4.2	15
42 Tarragona	44	30	4.0	54
43 Teruel	40	11	3.7	16
44 Toledo	52	12	3.8	23
45 Valencia	36	42	4.4	67
46 Valladolid	75	9	4.7	33
47 Vizcaya	14	119	6.7	109
48 Zamora	42	15	3.9	25
49 Zaragoza	33	19	3.9	24
ESPAGNE	38	21	4.4	35

Sources: calculé d'après les données du tableau précédent.

Tableau 77 . Distribution des exploitations agricoles selon leur taille vers 1959¹, par régions
(en pourcentage sur l'ensemble des exploitations)

Régions ¹	Extension des exploitations:		
	moins de 10 ha.	10 à 100 ha.	plus de 100 ha.
1 Galicia	78.7	11.4	9.9
2 Costa Cantábrica	69.2	19.4	11.4
3 León et Burgos	63.8	18.2	18.0
4 Aragón-Ebro	54.7	25.6	19.7
5 Catalogña	54.4	32.4	13.2
6 Castilla la Vieja	66.1	14.1	19.8
7 Castilla la Nueva	58.9	19.1	22.0
8 Levante	51.4	24.1	24.5
9 Sudeste	33.4	34.2	32.4
10 La Mancha	34.8	18.2	47.0
11 Extremadura	27.4	21.4	51.2
12 Andalucía oriental	26.4	19.2	54.4
13 Andalucía occidental	22.4	20.3	57.3
Espagne	46.5	24.9	28.6

Notes: (1) Régions utilisées par MALEFAKIS, E. 1982. La correspondance avec les régions actuelles ou les provinces est la suivante: 1. Galicia; 2. Asturias, Cantabria, País Vasco et Navarra; 3. provinces de León et Burgos; 4. Aragón et Rioja; 5. Catalogña; 6. Castilla León, moins les provinces de León, Burgos et Salamanca; 7. provinces de Madrid, Guadalajara et Cuenca; 8. Valencia; 9 provinces de Murcia et Almería; 10. provinces de Toledo, Ciudad Real et Albacete; 11. Extremadura plus la province de Salamanca; 12. provinces de Málaga et Granada; 13. Andalucía moins les provinces de Málaga, Granada et Almería.

(2) Les données de ce tableau correspondent aux résultats d'un cadastre levé tout en lenteur dans la première moitié du XIXe siècle. Les résultats pour les régions 6 à 13 ont été publiés entre 1927 et 1930, et ceux des régions 1 à 5 en 1959

Sources: résumé des tableaux 1, 2 et 3, pp. 30, 32 et 35, de MALEFAKIS, E. 1982.

BIBLIOGRAPHIE

1) BIBLIOGRAPHIE GENERALE

- AGUERO, I. et OLANO REY, A. 1980. "La evolución reciente de la fecundidad en España", Revista Española de Investigaciones Sociológicas, n° 10, pp. 121-150.
- AKERMAN, S. et NORBERG, A. 1976. "Emploi, formation des familles et migrations internes au XIXème siècle: le cas suédois", in Les aspects économiques de la croissance démographiques, colloque international du C.N.R.S., Paris, Editions du C.N.R.S, pp. 135-174.
- AKERMAN, S. 1977. "History and demography: an evaluation of the family reconstitution technique", in ANDERSSON, A. et HOLMBERG, I. (eds.), Demographic Economic and Social Interaction, Ballinger Publishing Company, pp. 325-345.
- ANDERSEN, D. 1979. "Denmark", in LEE, W.R., 1979, pp 79-121.
- ANDERSON, M. 1976a. "Marriage patterns in Victorian Britain: an analysis based on registration district data for England and Wales 1861", Journal of Family History, vol. 1, pp. 55-78.
- ANDERSON, M. 1976b. "Sociological history and the working-class family: Smelser revisited", Social History, n° 3, pp. 317-334.
- ANDERSON, M. 1980. Approaches to the History of the Western Family, 1500-1914, Londres, The MacMillan Press Ltd.
- ANDERSON, M. 1985. "Historical Demography after the population history of England", Journal of Interdisciplinary History, vol. 15, n° 4, pp. 595-607.
- ANDERSON, M., GAUNT, D., LEVINE, D. et MOODIE, E. 1983. "The population history of England 1541-1871: a review symposium", Social History, vol. 8, n° 2, pp. 139-168.
- ANDORKA, R. 1972. "Un exemple de faible fécondité légitime dans une région de la Hongrie. L'Ormanság à la fin du XVIIIe siècle et au début du XIXe: contrôle des naissances ou faux-semblants?", Annales de Démographie Historique, pp. 25-53.
- ANDORKA, R. 1978a. Determinants of Fertility in Advanced Societies, Londres, Methuen & Co ltd.
- ANDORKA, R. 1978b. Population and Socio-Economic Change in Peasant Societies: the Historical Record of Hungary 1700 to Present, Rome, FAO.
- ANDORKA, R. 1980. "Social determinants of fertility in advanced societies", in IUSSP Seminar on Determinants of Fertility Trends: Major Theories and New Directions for Research, Bad Hamburg, 14-17 april, miméo, 25 pages.
- ANDORKA, R. 1986. Cf TILLY, C. et alii, 1986, pp. 329-334.
- ARANGO, J. 1976. "Cambio económico y movimientos migratorios en la España oriental del primer tercio del siglo XX: algunas hipótesis sobre determinantes y consecuencias", Hacienda Pública Española, n° 38, pp. 51-80.

ARANGO, J. 1980. "La teoría de la transición demográfica y la experiencia histórica", Revista Española de Investigaciones Sociológicas, nº 10, pp. 169-198.

ARANGO, J. 1981. "Los censos de población españoles en perspectiva histórica", in Instituto Nacional de Estadística, Jornadas de Estadística Española, Madrid, 3-6 novembre 1981, III, pp. 51-72.

ARANGO, J. 1987. "La modernización demográfica de la sociedad española", in NADAL, J., CARRERAS, A., et SUDRIA, C. (eds.), La economía española en el siglo XX. Una perspectiva histórica, Barcelone, Ariel, pp. 201-236.

ARBELO CURBELO, A. 1951. "Necesidad demográfico-sanitaria de rectificar el concepto legal de nacido vivo", Revista Internacional de Sociología, año IX, nº 36.

ARBELO CURBELO, A. 1962. La mortalidad de la infancia en España, 1901-1950, Madrid, Consejo Superior de Investigaciones Científicas - Instituto "Balmes" de Sociología et Dirección General de Sanidad del Ministerio de la Gobernación.

ARTETA DE MONTESEGURO, A. 1801. Disertación sobre la muchedumbre de niños que mueren en la infancia y modo de remediarla, Saragosse.

BAINES, D. 1985. Migration in a Mature Economy. Emigration and Internal Migration in England and Wales, 1861-1900, Cambridge, Cambridge University Press.

BARBANCHO, A.G. 1967. Las migraciones interiores españolas, estudio cuantitativo desde 1900, Madrid, Instituto de Desarrollo Económico.

BARBANCHO, A.G. 1975. Las migraciones interiores españolas en 1961-1970, Madrid, Instituto de Estudios Económicos.

BARBANCHO, A.G. et DELGADO, M. 1984. "Les erreurs sur l'âge de la population infantile dans les recensements espagnols", Population, nº 4, pp. 874-879.

BARDET, J.P. 1983. Rouen aux XVIIème et XVIIIème siècles, les mutations d'un espace social, Paris, S.E.D.E.S.

BENAVENTE, J. 1986. "Nineteenth century Catalanian demography", miméo, à paraître in MALUQUER, J. et NADAL, J. (eds.), Història econòmica de la Catalunya contemporània, vol. 2, Barcelone, Enciclopèdia Catalana.

BENGTSSON, J., FRIDLIZIUS, G. et OHLSSON, R. (eds.) 1984. Pre-Industrial Population Change. The Mortality Decline and Short-Term Population Movements, Stockholm, Almqvist and Wiksell International.

BERKNER, L.K. 1972. "The stem family and the developmental cycle of the peasant household: an eighteenth-century Austrian

example", The American Historical Review, vol. 77, n° 2, pp. 398-418.

BERKNER, L.K. 1973. "Recent research on the history of the family in Western Europe", Journal of Marriage and the Family, août, pp. 395-405.

BERKNER, L.K. 1976. "Inheritance, land tenure and peasant family structure: a German regional comparison", in GOODY, J., THIRSK, J. et THOMPSON, E.P. (eds.), Family and Inheritance. Rural Society in Western Europe, 1200-1800, Cambridge, Cambridge University Press, pp. 71-95.

BERKNER, L.K. et MENDELS, F.F. 1978. "Inheritance systems, family structure, and demographic patterns in Western Europe 1700-1900.", in TILLY, C., 1978a, pp. 209-223.

BERTILLON, J. 1911. La dépopulation de la France, Paris, ("Etudes monographiques", pp. 317-342).

BIDEAU, A. 1983. "Les mécanismes autorégulateurs des populations traditionnelles", Annales ESC, n° 5, pp. 1040-1057.

BIRABEN, J.N. et HENRY, L. 1957. "La mortalité des jeunes enfants dans les pays méditerranéens", Population, n° 4, pp. 615-644.

BIRDSALL, N. 1983. "Fertility and economic change in eighteenth and nineteenth century. Europe: a comment", Population and development review, vol. 9, n° 1, pp. 111-123.

BLACKER, J.G.C. 1957. "Social ambitions of the bourgeoisie in 18th century France, and their relation to family limitation", Population Studies, vol. 11, pp. 46-63.

BLAKE, J. 1985. "The fertility transition: continuity or discontinuity with the past?", in UIESP, Congrès International de la Population, Florence, tome 4, pp. 393-405.

BLAYO, Y. 1975. "Mouvement naturel de la population française de 1740 à 1829", Population, numéro spécial "démographie historique", pp. 15-64.

BLAYO, Y. 1975. "La mortalité en France de 1740 à 1829", Population, numéro spécial "démographie historique", pp. 123-142.

BLUM, A. 1985. "Rouen aux XVIIe et XVIIIe siècles. A propos de l'ouvrage de J.P. Bardet", Population, n° 3, pp. 528-540.

BONGAARTS, J. 1975. "Why high birth rates are so low", Population and Development Review, vol. 1, n° 2, pp. 289-296.

BONGAARTS, J. 1978. "A framework for analyzing the proximate determinants of fertility", Population and Development Review, vol. 4, n° 1, pp. 105-132.

BONGAARTS, J. 1983. "The proximates determinants of natural marital fertility", in BULATAO, R.A. et LEE, R.D. 1983, pp. 103-138.

- BONGAARTS, J. et MENKEN, J. 1983. "The supply of children: a critical essay", in BULATAO, R.A. et LEE, R.D., 1983, pp 27-60.
- BONGAARTS, J. et POTTER, R.G. 1983. Fertility, Biology and Behaviour. An Analysis of the Proximate Determinants, New York, Academic Press.
- BOURGEOIS-PICHAT, J. 1951. "Evolution générale de la population française depuis le XVIIIème siècle", Population, n° 4, pp. 635-662.
- BOURGEOIS-PICHAT, J. 1952. "Note sur l'évolution générale de la population française depuis le XVIIIe siècle", Population, n° 2, pp. 319-329.
- BOURGEOIS-PICHAT, J., 1976. "Baisse de la fécondité et descendance finale", Population, n° 6, pp. 1045-1098.
- BOURGEOIS-PICHAT, J. 1979. "La baisse actuelle de la fécondité en Europe s'inscrit-elle dans le modèle de la transition démographique?", Population, n° 2, pp. 267-306.
- BOURGEOIS-PICHAT, J. 1984. Dynamique des populations, cours de D.E.A. à l'Institut d'Etudes Politiques de Paris, miméo.
- BRAUN, R. 1966. "The impact of cottage industry on an agricultural population", in LANDES, D. (ed.), The Rise of Capitalism, New York, MacMillan, pp. 53-64.
- BRAUN, R. 1978. "Protoindustrialization and demographic changes in the canton of Zurich", in TILLY, C. 1978a, pp. 289-334.
- BRETELL, C.B. 1986. Men Who Migrate, Women Who Wait. Population in History in a Portuguese Parish, Princeton, N.J., Princeton University Press.
- BUISSINK, J.D. 1971. "Regional differences in marital fertility in the Netherlands in the second half of the nineteenth century", Population Studies, vol. 25, n° 3, pp. 353-374.
- BULATAO, R.A. 1983. "A framework for the study of fertility determinants", in BULATAO, R.A. et LEE, R.D., 1983, pp. 1-26.
- BULATAO, R.A. et LEE, R.D. 1983. Determinants of Fertility in Developing Countries, New York, Academic Press.
- BURRIEL, E. 1982. Canarias: población y agricultura en una sociedad dependiente, Barcelone, Oikos Tau.
- CABRE, A. et PUJADAS, I. 1986. "Caída de la fecundidad y evolución demográfica en Cataluña", contribution au Simposio Internacional sobre Tendencias Demográficas y Planificación Económica, Ministerio de Economía y Hacienda, Madrid, 26-28 de mayo, pp. 153-175.
- CACHINERO SANCHEZ, B. 1982. "La evolución de la nupcialidad en España (1887-1975)", Revista Española de Investigaciones

Sociológicas, n° 20, pp. 81-99.

CACHINERO SANCHEZ, B. 1985. "Estimating levels of adult mortality in eighteenth-century Spain", Historical Methods, vol. 18, n° 1, pp. 63-70.

CAIN, M. 1985. "On the relationship between landholding and fertility", Population Studies, vol. 39, pp. 5-15.

CAIN, M. 1986. "Landholding and fertility: a rejoinder", Population Studies, vol. 40, pp. 313-317.

CALDWELL, J. 1982. Theory of Fertility Decline, Londres, Academic Press.

CAMPBELL, A.A., 1974. "Beyond the demographic transition", Demography, vol. 11, n° 4, pp. 549-561.

CARLSSON, G. 1966. "The decline of fertility: innovation or adjustment process", Population Studies, vol. 20, pp. 149-174

CARLSSON, G. 1970. "Nineteenth-century fertility oscillations", Population Studies, vol. 24, pp. 413-422.

CHAMBERS, J.D. 1957. The Vale of Trent 1670-1800. A Regional Study of Economic Change, The Economic History Review, Supplements Number 3, Cambridge, Cambridge University Press.

CHASTELAND, J.C. et HENRY, L. 1956. "Disparités régionales de la fécondité des mariages", Population, n° 4, pp. 653-671.

CHESNAIS, J.C. 1986a. La transition démographique. Etapes, formes, implications économiques. Etude de séries temporelles (1720-1984) relatives à 67 pays, Paris, P.U.F., I.N.E.D. (Travaux et documents, cahier n° 113).

CHESNAIS, J.C. 1986b. "La transition démographique: étapes, formes, implications économiques. Présentation d'un cahier de l'INED", Population, n° 6, 1986, pp. 1059-1070

CLELAND, J. et WILSON, C. 1987. "Demand theories of the fertility transition: an iconoclastic view", Population Studies, vol. 41, pp. 5-30.

COALE, A.J. 1965. "Factors associated with the development of low fertility: an historic summary", in Nations Unies, Congrès Mondial de la Population, 30 août-10 septembre 1965, Belgrade.

COALE, A.J. 1969. "The decline of fertility in Europe from the french revolution to World War II", in BEHRMAN, S.J., CORSA, L. Jr et FREEDMAN, R. (eds.), Fertility and Family Planning. A World View, Ann Arbor, The University of Michigan Press, pp. 3-24.

COALE, A.J. 1974. "The demographic transition", UIESP, Congrès International de la Population, 1973, Liège, vol. 1, pp. 53-72.

COALE, A.J. 1979. "The demographic transition: a summary, some

- lessons, and some observations", in LEE JAY-CHO et KOBAYASHI, K. (eds.). Fertility Transition of the East Asian Populations, Honolulu, The University Press of Hawaii, pp. 9-23.
- COALE, A.J., ANDERSON, B.A. et HARM, E. 1979. Human Fertility in Russia since the Nineteenth Century, Princeton, Princeton University Press.
- COALE, A.J. et DEMENY, P. 1983. Regional Model Life Tables and Stable Populations, 2e édition, New York, Academic Press.
- COALE, A.J. et TREADWAY, R. 1986. "A summary of the changing distribution of overall fertility, marital fertility and the proportion married in the provinces of Europe", in COALE, A.J. et WATKINS, S.C., 1986, pp. 31-81.
- COALE, A.J. et TRUSSELL, J.T. 1974. "Model fertility schedules: variations in the age structure of childbearing in human populations" in Population Index, vol. 40, n° 2, pp. 185-258.
- COALE, A.J. et WATKINS, S.C. (eds.) 1986. The Decline of Fertility in Europe, Princeton N.J., Princeton University Press, 1986.
- COLL Y BOFILL, J. 1890. Reglamentación de la lactancia mercenaria. Barcelona, Ed. J. Balmas Planas.
- COONTZ, S.H. 1960. Teorías de la población y su interpretación económica, Mexico, Fondo de Cultura Económica.
- COWGILL, D.O. 1962-63. "Transition theory as general population theory", Social Forces, n° 41, pp. 270-274.
- DAVIS, K. 1945. "The world demographic transition", The Annals of the American Academy of Political and Social Sciences, janvier, pp. 1-11.
- DAVIS, K. 1959. Human Society, New York, The MacMillan Company.
- DAVIS, K. 1963. "The theory of change and response in modern demographic history", Population Index, vol 29, n° 4, pp. 345-366.
- DAVIS, K. et BLAKE, J. 1958. "Social structure and fertility: an analytic framework", Economic Development and Cultural Change, vol. IV, pp. 211-235.
- DEL PANTA, L. 1979. "Italy", in LEE, W.R., 1979, pp. 196-233.
- DEMENY, P. 1978. "Los comienzos del descenso de la fecundidad en Austria-Hungría: una lección de transición demográfica", in GLASS, D.V. et REVELLE, R., 1978, pp. 157-175.
- DEPREZ, P. 1979. "The Low Countries", in LEE, W.R., 1979, pp 236-283.
- DEVOLDER, D. 1987. "Tablas de mortalidad provinciales 1976-80", Papers de Demografia, n° 15, Barcelone, Centre d'Estudis

Demogràfics.

- DE VRIES, J. 1984. European Urbanization 1500-1800, Londres, Methuen & Co Ltd.
- DE VRIES, J. 1985. "The population and economy of the preindustrial Netherlands", Journal of Interdisciplinary History, vol 15, n° 4, pp. 661-682.
- DEYON, P. 1979a. "L'enjeu des discussions autour du concept de proto-industrialisation", Revue du Nord, tome LXI, n° 240.
- DEYON, P. 1979b. "La diffusion rurale des industries textiles en Flandre française à la fin de l'Ancien Régime et au début du XIXE siècle", Revue du Nord, tome LXI, n° 240.
- DICKSON, D. 1983. L'évolution de la population irlandaise 1700-1840. Une revue de recherches récentes, Dublin, Trinity College, miméo, 14 pages.
- DIEZ NICOLAS, J. 1971. "La transición demográfica en España", Revista de Estudios Sociales, n° 1, pp 89-158.
- DIEZ NICOLAS, J. 1985. "La mortalidad en la Guerra Civil Española", Boletín de la Asociación de Demografía Histórica, año III, n° 1, pp. 41-55.
- DIXON, R.B. 1971. "Explaining cross-cultural variations in age at marriage and proportions never marrying", Population Studies, vol. 25, pp. 215-233.
- DIXON, R.B. 1978. "Late marriage and non-marriage as demographic responses: are they similar?", Population Studies, vol. 32, pp. 449-466.
- DOMINGUEZ ORTIZ, A. 1976. Sociedad y Estado en el siglo XVIII español, Barcelone, Ariel.
- DOPICO, F. 1983. "Desarrollo económico y social y mortalidad infantil. Diferencias regionales (1900-1950)", IX Reunión de Estudios Regionales, Santiago, miméo, 14 pages.
- DOPICO, F. 1987. "Regional mortality tables for Spain in the 1860's", Historical Methods, vol. 20, n° 4, pp. 173-179.
- DOPICO, F. 1988. "La población de Galicia en el siglo XVIII", in Estudis sobre la població del País Valencià, Actes des premières journées d'études sur la population du Pays valencien, 20 au 22 mars 1986, Valence-Alicante, pp. 561-567.
- DOPICO, F. et RODRIGUEZ, M.X. 1981. Crisis agraria y crecimiento económico en Galicia en el siglo XIX, La Coruña, Do Castro.
- DOVRING, K. 1965. Land and Labor in Europe in the Twentieth Century, La Hague, Martinus Nijhoff, 3e édition.
- DRAKE, M. 1978. "El control de la fecundidad en la Noruega preindustrial", in GLASS, D.V. et REVELLE, R., 1978, pp. 188-202.

DUMONT, A. 1900. "De l'infécondité de certaines populations industrielles", Journal de la Société de Statistique de Paris, n° 10, pp. 321-332.

DUPAQUIER, J. 1972. "De l'animal à l'homme: le mécanisme autorégulateur des populations traditionnelles", Revue de l'Institut de Sociologie, n° 2, pp. 177-211.

DUPAQUIER, J et DUPAQUIER, M. 1985. Histoire de la démographie, Paris, Librairie Académique Perrin.

DUPAQUIER, J. et LACHIVER, M. 1969. "Sur les débuts de la contraception en France ou les deux malthusianismes", Annales ESC, n° 24, pp. 1391-1406.

DYSON, T. et MURPHY, M. 1985. "The onset of fertility transition", Population and development Review, vol. 11, n° 3, pp. 399-440.

EASTERLIN, R.A. et CRIMMINS, E.H. 1985. The Fertility Revolution. A Supply-Demand Analysis, Chicago, The University of Chicago Press.

EATON, J.W et MAYER, A.J. 1953. "The social biology of very high fertility among the Hutterites. The demography of a unique population", in Human Biology, vol. 25, n° 3, pp. 206-264.

EIRAS ROEL, A. 1974. "La historia cuantitativa del consumo alimentario: estado actual de las investigaciones", Hispania C.S.I.C., n° 126, pp. 105-148.

ENGELEN, T.L.M. et HILLEBRAND, J.H.A. 1986. "Fertility and nuptiality in the Netherlands, 1850-1960", Population Studies, vol. 40, pp. 487-503.

FERNANDEZ CORDON, J.A. 1978. Nuptialité et fécondité en Espagne. (1922-1974), Montréal, miméo, 76 pages.

FERNANDEZ CORDON, J.A. 1986. "Análisis longitudinal de la fecundidad en España", contribution au Simposio Internacional sobre Tendencias Demográficas y Planificación Económica, Ministerio de Economía y Hacienda, Madrid, 26-28 de mayo, pp. 49-75.

FERNANDEZ FLOREZ, A. 1929-1930. "Argelia y los españoles", Boletín de la Dirección General de Emigración, Tomo I, n° 2, pp. 307-320, Tomo I, n° 3, pp 609-643 et Tomo II, n° 1, pp. 90-113.

FERNANDEZ DE PINEDO, E. 1974. Crecimiento económico y transformaciones sociales del País Vasco, 1100-1850, Madrid, Siglo XXI.

FESTY, P. 1971. "Evolution de la nuptialité en Europe Occidentale depuis la Guerre", Population, n° 2, pp. 331-379.

FESTY, P. 1979a. La fécondité des pays occidentaux de 1870 à

1970, Paris, P.U.F., I.N.E.D. (Travaux et Documents. Cahier n° 85).

FESTY, P. 1979b. "La fécondité des pays occidentaux 1870-1970. Présentation d'un cahier de l'INED", Population, n° 1, pp 163-173.

FESTY, P. 1981. La fécondité en Europe méridionale et en Irlande: analyse et perspectives, Strasbourg, Conseil de l'Europe, miméo, 74 pages.

FESTY, P. 1988. Recension du livre de LUTZ, F., 1987, "Finnish fertility since 1722", Helsinki, European Journal of Population, pp. 269-271.

FISCHER, W. 1975. "Rural industrialization and population change", Comparative Studies in Society and History, vol. 15, n° 2, pp. 158-170.

FLEURY, M. et HENRY, L. 1976. Nouveau manuel de dépouillement et d'exploitation de l'état civil ancien, deuxième édition, Paris, I.N.E.D.

FLINN, M. 1981. The European Demographic System, 1500-1820, Brighton, The Harvester Press Ltd.

FREEDMAN, R. 1963. The Sociology of Human Fertility. Trend Report and Bibliography, Oxford, Basic Blackwell.

FRIDLIZIUS, G. 1984. "The mortality decline in the first phase of the demographic transition: Swedish experiences", in BENGTTSSON, J., FRIDLIZIUS, G. et OHLSSON, R. 1984, pp. 71-114.

FRIEDLANDER, D. 1969. "Demographic responses and population change", Demography, vol. 6, n° 4, pp. 359-381.

FRIEDLANDER, D. 1973. "Demographic patterns and socioeconomic characteristics of the coal-mining population in England and Wales in the nineteenth century", Economic and Cultural Change, vol. 22, pp. 39-51.

FRIEDLANDER, D. 1975. "Respuestas demográficas y movimiento de la población", in ELIZAGA, J.C. et MACISCO, J.J., (eds), Migraciones Internas, Santiago de Chile, Centro Lationamericano de Demografia, pp. 305-345.

FRIEDLANDER, D. 1983. "Demographic responses and socioeconomic structure: population processes in England and Wales in the nineteenth century", Demography, vol 20, n° 3, pp. 249-272.

FRIEDLANDER, D. et BEN-MOSHE, E. 1986. "Occupations, migration, sex ratios, and nuptiality in nineteenth century English communities: a model of relationships", Demography, vol. 4, n° 1, pp. 1-12.

FRIEDLANDER, D., SCHELLEKENS, J., BEN-MOSHE, E. et KEYSAR, A. 1985. "Socio-economic characteristics and life expectancies in nineteenth-century England: a district analysis", Population

Studies, vol. 39, pp. 137-151.

FRIEDLANDER, S. et SILVER, M. 1967. "A quantitative study of the determinants of fertility behavior", Demography, vol. 4, n° 1, pp. 30-70.

FRISCH, R.E. 1975. "Demographic implications of the biological determinants of female fecundity", Social Biology, vol. 22, pp. 17-22.

FRISCH, R.E. et McARTHUR, J.W. 1974. "Menstrual cycles: fatness as a determinant of minimum weight for height necessary for their maintenance or onset", Science, vol. 185, pp. 949-951.

GARCIA FERNANDEZ, J. 1965. La emigración exterior de España, Barcelone, Ariel.

GARRABOU, R. et PUJOL, J. 1986. L'especialització de l'agricultura mediterrània i la crisis, Catalunya i el País Valencià, miméo, Gérone.

GARRABOU, R. et SANZ, J. (eds.) 1985. Historia agraria de la España contemporánea, vol. 2, ("Introducción", pp. 7-191) Barcelone, Grijalbo.

GAUNT, D. 1983. Cf ANDERSON et alii, 1983, pp. 140-148.

GAUTIER, E. et HENRY, L. 1958. La population de Crulai, paroisse normande. Etude historique, Paris, P.U.F., I.N.E.D. (Travaux et Documents. Cahier n° 33).

GLASS, D.V. et EVERSLEY, D.E.C. (eds.) 1965. Population in History. Essays in Historical Demography, Londres, Edward Arnold.

GLASS, D.V. et REVELLE, R. (eds.) 1978. Población y cambio social. Estudios de demografía histórica, Madrid, Tecnos.

GOLDSTONE, J.A. 1986. "The demographic revolution in England: a reexamination", Population Studies, vol. 49, pp. 5-33.

GOMEZ MENDOZA, A. et PEREZ MOREDA, V. 1985. Estatura y nivel de vida en la España del primer tercio del siglo XX, Segovia, miméo, 28 pages.

GOMEZ MENDOZA, A. et LUNA RODRIGO, G. 1986. "El desarrollo urbano en España, 1860-1930", Boletín de la Asociación de Demografía Histórica, año IV, n° 2, pp. 3-22.

GOMEZ REDONDO, R. 1984. "Mortalidad infantil real frente a mortalidad infantil legal", Boletín de la Asociación de Demografía Histórica, año II, n° 1, pp. 6-19.

GOMEZ REDONDO, R. 1985. "El descenso de la mortalidad infantil en Madrid, 1900-1970", Revista Española de Investigaciones Sociológicas, n° 32, pp. 101-139.

GONZALEZ PAZ, J. 1971. "La emigración española", De Economía, año XXIV, pp. 41-60.

GONZALEZ ROTHVOSS, M. 1953. "Influencia de la emigración en el crecimiento de la población española en los últimos cien años (1850-1950)", Revista Internacional de Sociología, nº 41.

GONZALEZ ROTHVOSS, M. 1954. "La emigración española a Iberoamérica", Estudios Demográficos, vol. III, pp. 316-407.

GRIGG, D. 1980. Population Growth and Agrarian Change. An Historical Perspective, Cambridge, Cambridge University Press, 1980.

GUTELAND, G., HOLMBERG, I., HAGERSTRAND, T., KARLQUIST, A. et RUNDBLAD, B. 1974. The Biography of a People. Past and Future Population Changes in Sweden. Conditions and Consequences (A Contribution to the United Nations World Population Conference), Stockholm, Royal Ministry for Foreign Affairs.

GUTMAN, M. et LEBOUTTE, R. 1984. "Rethinking proto-industrialization and the family", Journal of Interdisciplinary History, vol XIV, nº 3, pp. 587-607.

HABAKKUK, H.J. 1955. "Family structure and economic change in nineteenth-century Europe", Journal of Economic History, vol. XV, nº 1, pp. 1-12.

HABAKKUK, H.J. 1971. Population Growth and Economic Development since 1750, Leicester, Leicester University Press.

HAINES, M.R. 1979a. Fertility and Occupation; Population Patterns in Industrialization, New York, Academic Press Inc.

HAINES, M.R. 1979b. "Industrial work and the family life cycle, 1889-1890", Research in Economic History, vol. 4, pp. 289-356.

HAINES, M.R. 1980. "Fertility and marriage in a nineteenth-century industrial city: Philadelphia, 1850-1880", The Journal of Economic History, vol. XL, nº 1, pp. 151-158.

HAJNAL, J. 1953a. "The marriage boom", Population Index, vol. 19, nº 2, pp. 80-101.

HAJNAL, J. 1953b. "Age at marriage and proportions marrying", Population Studies, vol. 7, pp. 111-136.

HAJNAL, J. 1965. "European marriage patterns in perspective", in GLASS, D.V. et EVERSLEY, D.E.C., 1965, pp. 101-143.

HAJNAL, J. 1983. "Two kinds of pre-industrial household formation system", in WALL, R., ROBIN, J. et LASLETT, P. (eds.). Family Forms in Historic Europe, Cambridge, Cambridge University Press, pp. 65-104.

HANLEY, S.B. 1979. "The Japanese fertility decline in historical perspective", in LEE JAY-CHO et KOBAYASHI, K. (eds.), Fertility Transition of the East Asian Populations, Honolulu, The University Press of Hawaii, pp. 24-48.

HARLIER, W.D. 1980. "Demographic reponses and demographic transition: a case study of Sweden", Demography, vol. 17, n° 4, pp. 395-412.

HAUSER, P. 1881. "Nouvelles considérations sur la mortalité de la première enfance en Espagne, comparée avec celle de la France", Mémoire lu au Congrès International d'Hygiène, Paris, 1-10 août 1878, Séville, Libreria Médica.

HEER, D.M. 1965. "Economic development and fertility", World Population Conference, United Nations, Belgrano, Argentine.

HEER, D.M. et SMITH, D.O. 1967. "Mortality level and desired family size", UIESP, Conférence Internationale de la Population, Sidney.

HENRY, L. 1952. "Fécondité des mariages. Nouvelle méthode de mesure. Présentation d'un cahier de l'INED", Population, n° 4, pp. 697-700.

HENRY, L. 1956. Anciennes familles genevoises. Etude démographique: XVIIe-XXe siècle, Paris, P.U.F., I.N.E.D. (Travaux et Documents. Cahier n° 26).

HENRY, L. 1957. "Fécondité différentielle aux Etats-Unis", Population, n° 3, pp. 518-519.

HENRY, L. 1959. "La fécondité dans trois paroisses suédoises d'Estonie au XIXème siècle", Population, n° 1, pp. 150-153.

HENRY, L. 1961. "La fécondité naturelle. Observation - Théorie - Résultats.", Population, n° 4, pp. 625-636.

HENRY, L. 1965. "The population of France in the Eighteenth Century", in GLASS, D.V. et EVERSLEY, D.E.C., 1965, pp. 434-456.

HENRY, L. 1966. "Problèmes de la recherche démographique moderne", Population, n° 4, pp. 1093-1114.

HENRY, L. 1972a. "Fécondité des mariages dans le quart sud-ouest de la France de 1720 à 1829", Annales ESC, vol. 27, n° 3, pp. 612-640 et vol. 27, n° 4-5, pp. 977-1023.

HENRY, L. 1972b. "Passé, présent et avenir en démographie" Population, n° 3, pp. 383-395.

HENRY, L. 1972c. "Aportación de los testimonios y de la estadística", in SAUVY, A. et alii, 1972, pp. 393-412.

HENRY, L. 1975. "Evolution de la fécondité en France au XIXe siècle", (recension de VAN de WALLE, E. 1974), Population, n° 4-5, pp. 905-914.

HENRY, L. 1978a. "Fécondité des mariages dans le quart sud-est de la France de 1670 a 1829", Population, n° 4-5, pp. 855-883.

HENRY, L. 1978b. "La demografía histórica", in GLASS, D.V. et REVELLE, R., 1978, pp. 53-63.

- HENRY, L. 1979. "Concepts actuels et résultats empiriques sur la fécondité naturelle", in LERIDON, H. et MENKEN, J., 1979, pp. 15-28.
- HENRY, L. 1980. Techniques d'analyse en démographie historique, Paris, I.N.E.D.
- HENRY, L. 1985a. "Voeux pour le XXIe siècle", in UIESP, Congrès International de la Population, Florence, tome 1, pp. 47-58.
- HENRY, L. 1985b. "La reconstitution des familles. Origines et perspectives", European Journal of Population, vol. 1, n° 4, pp. 305-307.
- HENRY, L. et BLANCHET, D. 1983. "La population de l'Angleterre de 1541 à 1871", Population, n° 4-5, pp. 781-826.
- HENRY, L. et BLAYO, Y. 1975. "La population de la France de 1740 à 1860", Population, n° spécial "Démographie Historique", pp. 71-122.
- HENRY, L. et HOUDAILLE, J. 1973. "Fécondité des mariages dans le quart nord-ouest de la France de 1670 à 1829", Population, n° 4-5, pp. 873-924.
- HENRY, L. et HOUDAILLE, J. 1978. "Célibat et âge au mariage aux XVIIIe et XIXe siècles en France. I.- Célibat définitif", Population, n° 1, pp. 43-84.
- HENRY, L. et HOUDAILLE, J. 1979. "Célibat et âge au mariage aux XVIIIe et XIXe siècles en France. II.- Age au premier mariage", Population, n° 2, pp. 403-442.
- HENRY, L. et LEVY, C. 1960. "Ducs et Pairs sous l'Ancien Régime: caractéristiques démographiques d'une caste", Population, n° 5, pp. 807-827.
- HILL, K. et TRUSSELL, J. 1977. "Further developments in indirect mortality estimation", Population Studies, vol. 31, pp. 313-334.
- HIMES, N. 1963. Medical History of Contraception, New York, Gamut Press.
- HOFSTEN, E. 1985. "Cohort analysis of the introductory stage of the demographic transition: the case of Sweden", UIESP, Congrès International de la Population, Florence, miméo, 12 pages.
- HORSER, W.D. 1970. "The theory of change and reponse: an application to Puerto Rico, 1940 to 1970", Population Studies vol. 34, n° 1, pp. 45-58.
- HOUDAILLE, J. 1975. "La population féminine de la France au XIXe siècle", (recension de VAN DE WALLE, E., 1974), Population, n° 4-5, pp. 902-905.
- HOUDAILLE, J. 1976a. "La fécondité des mariages de 1670 à 1829 dans le quart nord-est de la France", Annales de Démographie

Historique, pp. 341-391.

HOUDAILLE, J. 1976b. "Evolution démographique de quelques villages du nord-ouest de l'Espagne du XVIème au XIXème siècle", Population, n° 3, pp. 702-706.

HOUDAILLE, J. 1979. "La fécondité en Allemagne avant 1850", Population, n° 3, pp. 695-705.

IGLESIES, J. 1969. El cens del Comte de Floridablanca. 1787 (Part de Catalunya), Barcelone, Fundación Salvador Vives Casajuana, vol. I (1969) et vol. II (1970).

IMHOF, A. 1980. "La mortalité infantile différentielle en Allemagne du 18e au 20e siècle. Etat de recherches, certitudes et hypothèses", Population et famille, vol. 50-51, n° 2/3, pp. 137-178.

INSTITUTO DE CULTURA HISPANICA, 1957. La población activa española de 1900 a 1957, Madrid.

INSTITUTO GEOGRAFICO Y CATASTRAL, 1935. La demografía española en el decenio 1921-30, Madrid.

I.N.E. (INSTITUTO NACIONAL DE ESTADISTICA). 1975. Panorámica social 1974, Madrid.

I.N.E. 1976. Panorámica demográfica (análisis, estructura y proyecciones de la población española), vols. I, II, III, Madrid.

I.N.E. 1952. Principales actividades de la vida española en la primera mitad del siglo XX. Síntesis estadística, Madrid.

I.N.E. 1966. Tasas de reproducción, Madrid.

I.N.E. 1977. Tablas abreviadas de mortalidad de la población española. 1970, Madrid.

I.N.E. 1978. Tablas de mortalidad provinciales (1969-72). Año 1970, Madrid.

I.N.E. 1980. Evolución de la población española en el período 1961-78, Madrid.

I.N.E. (s.d.). Jornadas de estadística española, du 3 au 6 novembre 1981, Madrid.

I.N.E. Anuario Estadístico de España, publication annuelle, Madrid.

INSTITUTO DE REFORMAS SOCIALES. 1919. Información sobre la emigración española a los países de Europa durante la guerra, Madrid.

JIMENO AGIUS, J. 1885. La natalidad y la mortalidad en España, Madrid, 75 pages.

JONES, E.F. 1971. "Fertility decline in Australia and New

Zealand, 1861-1931", Population Index, vol. 37, n° 4, pp. 301-338.

JUNTA CONSULTIVA AGRONOMICA, 1891. Avance estadístico sobre cultivo y producción de la vid en España, 1889, Madrid, Dirección General de Agricultura, Industria y Comercio.

JUNTA CONSULTIVA AGRONOMICA, 1923. Avance estadístico de la producción agrícola en España. Resumen ... de las memorias de 1922 remitidas por los ingenieros del Servicio Agronómico Provincial, Madrid, Ministerio del Fomento. Dirección General de Agricultura y Montes.

JUNTA GENERAL DE ESTADISTICA, 1868. Censo de la ganaderia de España de 1865, Madrid.

KEYFITZ, N. (ed.) 1984. Population and Biology, Liège, Ordina Editions.

KERTZER, D.I. et BRETTELL, C. 1987. "Advances in Italian and Iberian family history", Journal of Family History, vol. 12, n° 1-3, pp. 87-120.

KEYFITZ, N. 1982. "Can knowledge improve forecasts?", Population and Development Review, vol. 8, n° 4, pp. 729-751.

KINTNER, H.J. 1985. "Trends and regional differences in breastfeeding in Germany from 1871 to 1937", Journal of Family History, summer, pp. 163-182.

KLIJZING, E. 1985. "Interresponse relationships between fertility and migration during demographic transition: Costa Rica, 1950-1973", UIESP, Congrès International de la Population, Florence, 1985, miméo, 29 pages.

KNODEL, J. 1968. "Infant mortality and fertility in three Bavarian villages: an analysis of family histories from the 19th century", Population Studies, n° 3, pp. 297-318.

KNODEL, J. 1974. The decline of fertility in Germany, 1871-1939, Princeton N.J., Princeton University Press.

KNODEL, J. 1977. "Family limitation and the fertility transition: evidence from the age patterns of fertility in Europe and Asia", Population Studies, vol. 31, pp. 219-249.

KNODEL, J. 1978a. "Natural fertility in pre-industrial Germany", Population Studies, n° 3, pp. 481-510.

KNODEL, J. 1978b. "European populations in the past: family-level relations", in PRESTON, S.H., 1978a, pp. 21-45.

KNODEL, J. 1979. "From natural fertility to family limitation: the onset of fertility transition in a sample of German villages", Demography, vol. 16, n° 4, pp. 493-521.

KNODEL, J. 1983. "Natural fertility: age patterns, levels and trends", in BULATAO, R.A. et LEE, R.D., 1983, pp. 61-102.

- KNODEL, J. 1986. "Transiciones demográficas en pueblos alemanes", Boletín de la Asociación de Demografía Histórica, año IV, n° 3, pp. 2-66.
- KNODEL, J. et KINTNER, H. 1977. "The impact of breastfeeding patterns on the biometric analysis of infant mortality", Demography, vol. 14, n° 4, pp. 391-409.
- KNODEL, J. et MAYNES, J.M. 1976. "Urban and rural marriage patterns in imperial Germany", Journal of Family History, vol. 1, n° 2, pp. 129-168.
- KNODEL, J. et VAN DE WALLE, E. 1979. "Lessons from the past: policy implications of historical fertility studies", Population and Development Review, vol. 5, n° 2, pp. 217-245.
- KNODEL, J. et WILSON, C. 1981. "The secular increase in fecundity in German village populations: an analysis of reproductive histories of couples married 1750-1899", Population Studies, vol. 35, pp. 53-84.
- KUNITZ, S.J. 1983. "Speculations on the european mortality decline", The Economic History Review, 2nd series, vol. 36, n° 1, pp. 349-364.
- LANDES, D. 1978. "El tema de la población en los textos de historia", in GLASS, D.V. et REVELLE, R., 1978, pp. 33-52.
- LANDRY, A. 1933. "Demographic revolution", in Economic Essays in Honour of Gustav Cassel, Londres, Georges Allen & Unwin (en français). Reproduit et traduit in Population and Development Review, vol. 13, n° 4, décembre 1987, pp. 731-740.
- LANDRY, A. 1934. La révolution démographique. Etudes et essais sur les problèmes de la population, Paris, Sirey. Réédition en 1982, Paris, I.N.E.D.
- LASLETT, P. 1980. "Age at menarche in Europe since the eighteenth century", in ROTBERG, R.J. et RABB, T.K. (eds.), Mariage and Fertility, Princeton, N.J., Princeton University Press, pp. 285-300.
- LASLETT, P. 1985. Recension de TEITELBAUM, M.S. 1984, Population and Development Review, vol. 11, n° 3, pp. 534-537.
- LEASURE, J.W. 1962. Factors involved in the decline of fertility in Spain, 1900-1950, Princeton University PhD, Michigan, Ann Arbor, University Microfilms International, 1982.
- LEASURE, J.W. 1963. "Factors involved in the decline of fertility in Spain, 1900-1950", Population Studies, vol. 16, pp. 271-285.
- LEASURE, J.W. 1982. "La baisse de la fécondité aux Etats Unis de 1800 à 1860", Population, n° 3, pp. 607-622.
- LE BRAS, H. 1981. "Histoire secrète de la fécondité", Le Débat, n° 8, pp. 77-101.

- LE BRAS, H. 1983. "Démographie et démographie historique: deux sciences humaines (hétérozygotes)", Bulletin d'information de la Société de Démographie Historique, n° 38-39, pp. 5-18.
- LE BRAS, H. (ed.) 1985a. Population, Paris, Hachette.
- LE BRAS, 1985b, "Préface", in LE BRAS, H, 1985a, pp. 13-29.
- LEE, R.D. 1975. "Natural fertility, population cycles, and the spectral analysis of series of births and marriages", Journal of the American Statistical Association, vol. 70, n° 350, pp. 295-304.
- LEE, R.D. 1985. "Population homeostasis and English demographic history", Journal of Interdisciplinary History, vol. 15, pp. 635-660.
- LEE, R.D. 1987. "Population dynamics of humans and other animals", Demography, vol. 24, n° 4, pp. 443-465.
- LEE, W.R. (ed.) 1979. European Demography and Economic Growth, Londres, Croom Helm Ltd.
- LEFEBVRE, B. et THIBAUT, L. 1979. "Evolution démographique et développement industriel: le Douaisis de 1750 à 1870", Revue du Nord, vol LXI, n° 240.
- LEGUINA, J. 1981. Fundamentos de Demografía, Madrid, Siglo XXI, 3e édition.
- LEHNING, J.R. 1983. "Nuptiality and rural industry: families and labor in the French countryside", Journal of Family History, winter, pp. 333-345.
- LEIGHTON, V.N. et BERTRAM, P.K. 1955. "Demographic transition re-examined", American sociological Review, n° 5, pp. 523-527.
- LERIDON, H. 1968. "Allaitement, fécondité et mortalité infantile: une analyse de données relatives à l'Allemagne ancienne", Population, n° 3, pp. 543-546.
- LERIDON, H. 1969. "Fécondité et mortalité infantile dans trois villages bavarois: une analyse de données individualisées du XIXe siècle", Population, n° 5, pp. 997-1002.
- LERIDON, H. 1973. Aspects biométriques de la fécondité humaine, Paris, P.U.F., I.N.E.D. (Travaux et Documents. Cahier n° 65).
- LERIDON, H. 1972. "Nouvelles données biométriques sur le post-partum", Population, n° 1, pp. 117-120.
- LERIDON, H. et MENKEN, J. (eds.) 1979. Fécondité naturelle, Liège, Ordina Editions.
- LE ROY LADURIE, E. 1969. "L'aménorrhée de famine (XVIIe-XXe siècles)", Annales E.S.C., n° 7, pp. 1589-1601.

- LESTHAEGHE, R. 1977. The Decline of Belgian Fertility, 1800-1970, Princeton N.J., Princeton University Press.
- LESTHAEGHE, R. 1980. "On the social control of human reproduction", Population and Development Review, vol. 6, n° 4, pp. 527-548.
- LESTHAEGHE, R. 1983. "A century of demographic and cultural change in Western Europe: an exploration of underlying dimensions", Population and Development Review, vol. 9, n° 3, pp. 411-435.
- LESTHAEGHE, R. et VAN DE WALLE, E. 1976. "Economic factors and fertility decline in France and Belgium", in COALE, A.J. (ed.) 1976. Economic Factors and Population Growth, Londres, MacMillan Ltd, pp. 205-237.
- LESTHAEGHE, R. et WILSON, C. 1982. "Les modes de production, la laïcisation et le rythme de baisse de la fécondité en Europe de l'Ouest de 1870 à 1930", Population, n° 3, pp. 623-646
- LEVINE, D. 1976. "The demographic implications of rural industrialization: a family reconstitution study of Shepshed, Leicestershire, 1600-1851", Social History, pp. 177-196.
- LEVINE, D. 1977. Family Formation in an Age of Nascent Capitalism, Londres, Academic Press.
- LEVINE, D. 1978. "Some competing models of population growth during the first industrial revolution", The Journal of European Economic History, vol. 7, n° 2-3, pp. 499-516.
- LEVINE, D. 1983. Cf ANDERSON, M. et alii, 1983, pp. 148-159.
- LEVINE, D. 1986. Cf TILLY, C. et alii, 1986, pp. 335-340.
- LINDERT, P.H. 1983. "English living standards, population growth and Wrigley-Schofield", Explorations in Economic History, vol. 20, pp. 131-155.
- LITCHFIELD, R.B. 1988. "Single people in the nineteenth-century city: a comparative perspective on occupations and living situations", Continuity and Change, vol. 3, n° 1, pp. 83-100.
- LIVI BACCI, M. 1967. "Modernization and tradition in the recent history of Italian fertility", Demography, vol. 4, n° 2, pp. 657-672.
- LIVI BACCI, M. 1968. "Fertility and nuptiality change in Spain from the late 18th to the early 20th century", Population Studies, vol. 22, pp. 83-102, et pp. 211-234. Traduit en espagnol in ESPINA, A., FINA, L. et LORENTE, J.R. (eds.) 1985. Estudios de economía del trabajo en España: 1.- Oferta y demanda de trabajo, Madrid, Ministerio de Trabajo y Seguridad Social, pp. 14-69.
- LIVI BACCI, M. 1971. A Century of Portuguese Fertility, Princeton N.J., Princeton University Press.

LIVI BACCI, M. 1974. "I fattori demografici dello sviluppo economico", in FURU, G. (ed.), Lo sviluppo economico in Italia, Franco Angel Editore, Collina di Economia, vol II, pp. 17-65.

LIVI BACCI, M. 1977a. A History of Italian Fertility During the Last Two Centuries, Princeton N.J., Princeton University Press.

LIVI BACCI, M. 1977b. La trasformazione demografica delle società europee, Torino, Loescher Editore.

LIVI BACCI, M. 1978a. "La fecundidad y el crecimiento demográfico en España en los siglos XVIII y XIX", in GLASS, D.V. et REVELLE, R., 1978, pp. 176-187.

LIVI BACCI, M. 1978b. La société italienne devant les crises de mortalité, Florence, Dipartimento Statistico, 137 pages.

LIVI BACCI, M. 1983. "Ebrei, aristocratici e cittadini: precursori del declino della fecondità", Quaderni Storici, n° 54, pp. 913-939.

LIVI BACCI, M. 1984. "Autoregulating mechanisms in human populations", in KEYFITZ, N. 1984, pp. 111-116.

LIVI BACCI, M. 1986. "Fertility, nutrition and pellagra: Italy during the vital revolution", Journal of Interdisciplinary History, vol. 16, n° 3, pp. 431-454.

LIVI BACCI, M. 1988a. Ensayo sobre la historia demográfica europea. Población y alimentación en Europa, Barcelone, Ariel.

LIVI BACCI, M. 1988b. "La Península Ibérica a Italia en vísperas de la transición demográfica", in PEREZ MOREDA, V et REHER, D.S., 1988, pp. 138-178.

LONGONE, P. 1974. "La fécondité naturelle", Population et Sociétés, n° 74.

LORIMER, F. 1941. Culture and Human Fertility, New York, Nations Unies.

LORIMER, F. 1945. "Population as a problem in quality", in SCHULTZ, T.W. (ed.), Food for the World, Chicago, University of Chicago Press, pp. 58-69.

LOSCHKY, D.J. et KRIER, D.F. 1969. "Income and family size in three eighteenth-century Lancashire parishes: a reconstitution study.", The Journal of Economic History, vol XXIX, n° 3, pp. 429-448.

LOSCHKY, D.J. et WILLCOX, W.C. 1974. "Demographic transition: a forcing model", Demography, vol. 11, n° 2, pp. 215-225.

LUTZ, W. 1987. "Factors associated with the finnish fertility decline since 1776", Population Studies, vol. 41, pp. 463-482.

LYNCH, K.A. 1986. "Marriage age among French factory workers: an Alsatian example", Journal of Interdisciplinary History, pp 405-

MALEFAKIS, E. 1982. Reforma agraria y revolución campesina en la España del siglo XX, Barcelone, Ariel, 5e édition.

MARAÑÓN, G. 1933. "Relación de la eugenesia con la mortalidad infantil", in Obras Completas, tomo III: conferencias, Madrid, Espasa Calpe, 1972.

MARTINET, J. et HOUDEBINE, L.M. 1982. "La lactación", Mundo Científico (La Recherche), n° 14, pp. 468-479.

MATRAS, J. 1965. "Social strategies of family formation: data for British female cohorts born 1831-1906", Population Studies, vol. 19, pp. 167-181.

MATTHIESSEN, P.C. 1972. "Application of the Brass-Sullivan method to historical data (differential child mortality in Copenhagen in the 1870s)", Population Index, vol. 38, n° 4, pp. 403-409.

MATTHIESSEN, P.C. 1978. "La sustitución generacional de las mujeres danesas, 1840/1844-1920/1924", in GLASS, D.V. et REVELLE, R., 1978, pp. 203-216.

MATTHIESSEN, P.C. et McCANN, J.C. 1978. "The rôle of mortality in the European transition: aggregate-level relations", in PRESTON, S.H., 1978a, pp. 47-68.

MAZUR, P. 1967. "Reconstruction of fertility trends for the female population of the U.S.S.R.", Population Studies, vol. 21, pp. 33-51.

MCKEOWN, T. 1978. El crecimiento moderno de la población, Barcelone, Antoni Bosch.

MEDICK, H. 1976. "The proto-industrial family economy: the structural function of household and family during the transition from peasant society to industrial capitalism", Social History, n° 3, pp. 291-315.

MEIJIDE PARDO, A. 1960. La emigración gallega intrapeninsular en el siglo XVIII, vol. VI, Monografía Histórico-sociales, Madrid, Instituto "Balnes" de Sociología, C.S.I.C.

MELON DE GORDEJUELA, A. 1951. "Los censos de población en España 1857- 1940", Estudios Geográficos, n° 43, pp. 203-281.

MENDELS, F.F. 1970. "Recent research in european historical demography", The American Historical Review, vol. LXXV, n° 4, pp. 1065-1073.

MENDELS, F.F. 1971. "Industrialization and population pressure in eighteenth-century Flanders", The Journal of Economic History, vol. 31, n° 1, pp. 269-271.

MENDELS, F.F. 1978. "Notes on the age of maternity, population growth and family structure in the past", Journal of Family History, vol. 3, n° 3, pp. 236-250.

MENDELS, F.F. 1980. "Seasons and regions in agriculture and industry during the process of industrialization", in POLLARD, S. (ed.), Region and Undustrialisierung, Gottingen, Vandenhoech & Ruprecht.

MENDELS, F.F. 1986. "Family forms in historic Europe" (recension de WALL, R., ROBIN, J. et LASLETT, P. (eds.), Family Forms in Historic Europe, Cambridge, Cambridge University Press, 1983), Social History, vol. 2, n° 1, pp. 81-87.

MENKEN, J., TRUSSELL, J. et WATKINS, S.C. 1981. "The nutrition fertility link: an evaluation of the evidence", Journal of Interdisciplinary History, vol. 11, n° 3, pp. 425-441.

MERRICK, T.W. 1981. "Land availability and rural fertility in Northeastern Brazil", Research in Population Economics, vol. 3, pp. 93-121.

MEUVRET, J. 1946. "Les crises de subsistances et la démographie de la France d'Ancien Régime", Population, n° 4, 1946, pp. 643-650. Repris dans LE BRAS, H, 1985a, pp. 121-130.

MEJIDO PARDO, A. 1960. La emigración gallega intrapeninsular en el siglo XVIII, vol. VI, Monografía Histórico-sociales, Instituto "Balme" de Sociología, CSIC, Madrid.

MITCHISON, R. 1977. British Population Change Since 1860, Londres, The MacMillan Press Ltd.

MOKYR, J. 1983. "Three centuries of population change", (recension de WRIGLEY, E.A. et SCHOFIELD, R.S., 1981), Economic Development and Cultural Change, vol. 32, pp. 183-192.

MOKYR, J. et O'GRADA, C. 1984. "New developments in Irish population history, 1700-1850", The Economic History Review, 2nd Series, vol. XXXVII, n° 4, pp. 473-488.

MONNIER, A. 1980. "L'Italie, l'Espagne et le Portugal: situation démographique", Population, n° 4-5, pp. 927-958.

MORAN, E. 1982. La evolución demográfica en España: un test de la teoría de la respuesta multifásica de K. Davis, Fundación Juan March, Serie Universitaria n. 184.

MOSHER, W.D. 1980a. "Demographic responses and demographic transition: a case study of Sweden", Demography, vol. 17, n° 4, pp. 395-412.

MOSHER, W.D. 1980b. "The theory of change and response: an application to Puerto Rico, 1940 to 1970", Population Studies, vol. 34, pp. 45-58.

MOSLEY, W.H. 1979. "The effects of nutrition on natural fertility", in LERIDON, H. et MENKEN, J., 1979, pp. 83-105.

MUÑOZ PEREZ, F. 1985. "L'évolution de la fécondité en Europe du Sud depuis 1950. Ressemblances et différences", UIESP, Congrès

- International de la Population, Florence, 3-12 juin 1985, mimeo.
- MUÑOZ PEREZ, F. 1982. "L'évolution de la fécondité dans les pays industrialisés depuis 1971", Population, n° 3, pp. 483-512. Repris dans LE BRAS, 1985a, pp. 505-536.
- NADAL, J. 1956-59. "Demografía y economía en el origen de la Cataluña moderna. un ejemplo local: Palamós (1705-1839)", Estudios de Historia Moderna, VI, pp. 281-309.
- NADAL, J. 1965. "Travaux récents sur l'histoire de la population espagnole (XVIIe-XIXe siècle)", Annales de Démographie Historique, pp. 241-248.
- NADAL, J. 1983. "La població", in NADAL, J. et WOLFF, P. (eds.), Història de Catalunya, Barcelone, Oikos-Tau, pp. 65-93.
- NADAL, J. 1986. La población española. Siglos XVI a XX, Barcelone, Ariel, 4e édition corrigée et augmentée.
- NADAL, J. 1988. "La población española durante los siglos XVI, XVII y XVIII. Un balance a escala regional" in PEREZ MOREDA, V. et REHER, D.S., 1988, pp. 39-54.
- NADAL, J. et SAEZ, A. 1972. "La fécondité a Saint Joan de Palamós (Catalogne) de 1700 a 1859", Annales de Démographie Historique, pp. 105-113.
- NATIONS UNIES. 1979. Annuaire Démographique. Supplément rétrospectif, New York.
- NATIONS UNIES. Annuaire Démographique, publication annuelle, depuis 1948, New York.
- NEWELL, W.H. 1977. Population Change and Agricultural Development in Nineteenth Century France, New York, Arno Press.
- NICOLAU, R. 1989. "Población", in CARRERAS, A. (ed), Estadísticas Históricas de España. Siglos XIX-XX, Madrid, Fundación Banco Exterior, pp. 49-90.
- NOIN, D. 1983. La transition démographique dans le monde, Paris, P.U.F.
- NOTESTEIN, F.W. 1945. "Population - The long view", in SCHULTZ, T.W. (ed.), Food for the World, Chicago, University of Chicago Press, pp 36-57.
- NOTESTEIN, F.W. 1960. "Mortality, fertility, the size-age distribution, and the growth rate", in NBER, Demographic and Economic Change in Developed Countries, Princeton N.J., Princeton University Press.
- NOTESTEIN, F.W. 1982. "Demography in the United States: a partial account of the development of the field", Population and Development Review, vol. 8, n° 4. pp. 651-687.
- OUTHWAITE, R.B. 1981. "Introduction: problems and perspectives in

the history of marriage", in OUTHWAITE, R.B. (ed.), Marriage and Society. Studies in the Social History of Marriage, Londres, Europa Publications Ltd.

PEBLEY, A.R. 1985. "Nutrition, infant mortality and fertility", UIESP, Congrès International de la Population, Florence, tome 2, pp. 35-37.

PEREZ MOREDA, V. 1980. Las crisis de mortalidad en la España interior (siglos XVI-XIX), Madrid, Siglo XXI.

PEREZ MOREDA, V. 1983. "En defensa del censo de Godoy: observaciones previas al estudio de la población activa española de finales del siglo XVIII" in ANES, G., ROJO, L.A. et TEDDE, P. (eds.), Historia económica y pensamiento social, Madrid, Alianza-Banco de España, pp. 283-299.

PEREZ MOREDA, V. 1984. "La evolución demográfica española en el siglo XIX: tendencias generales y contrastes regionales", in S.I.D.E.S., L'évolution démographique dell'Italia del secolo XIX. Continuità e mutamenti. (1796-1914), Bologne.

PEREZ MOREDA, V. 1985a. "La modernización demográfica, 1800-1930. Sus limitaciones y cronología", in SANCHEZ ALBORNOZ, N., La Modernización Económica de España 1830-1930, Madrid, Alianza, pp. 25-62.

PEREZ MOREDA, V. 1985b. "Recientes trabajos sobre población española del siglo XIX y primer tercio del siglo XX", Información Comercial Española, nº 623, pp. 27-37.

PEREZ MOREDA, V. 1986. "Matrimonio y familia. Algunas consideraciones sobre el modelo matrimonial español en la Edad moderna", Boletín de la Asociación de Demografía Histórica, año IV, nº 1, pp. 3-51.

PEREZ MOREDA, V. et REHER, D.S. (eds.) 1988. Demografía histórica en España, Madrid, Ediciones El Arquero.

PERRENOUD, A. 1984. "The mortality decline in a long-term perspective", in BENGTSSON, J., FRIDLIZIUS, G. et OHLSSON, R. 1984, pp. 41-69.

PERRENOUD, A. 1985a. "Le biologique et l'humain dans le déclin séculaire de la mortalité", Annales E.S.C., nº 1, pp. 113-135.

PERRENOUD, A. 1985b. "La transition démographique et ses conséquences sur le renouvellement d'une population urbaine", in BAIROCH, P. et PIUZ, A.M. (eds.), Des économies traditionnelles aux sociétés industrielles, Genève, Librairie Droz, pp. 81-117.

PRESSAT, R. 1980. "La population française: mortalité, natalité, immigration, vieillissement", in Colloque National sur la Démographie Française, Ministère du Travail et de la Participation.

PRESSAT, R. 1983. El análisis demográfico, Madrid, Fondo de Cultura Económica, 2e édition révisée.

PRESTON, S.H. 1975. "The changing relation between mortality and level of economic development", Population Studies, vol. 29, pp. 231-248.

PRESTON, S.H. 1976. Mortality Patterns in National Population: with Special Reference to Recorded Causes of Death, New York, Academic Press.

PRESTON, S.H. (ed.) 1978a. The Effects of Infant and Child Mortality on Fertility, New York, Academic Press.

PRESTON, S.H. 1978b. "Introduction", in PRESTON, S.H., 1978a, pp. 1-18.

PRESTON, S.H. 1985. "Ressources, knowledge and child mortality: comparison of the U.S. in the late nineteenth century and developing countries today", UIESP, Congrès International de la Population, Florence, tome 4, pp. 373-386.

PRESTON, S.H. 1986. "The relation between actual and intrinsic growth rates", Population Studies, vol. 40, pp. 343-351.

PRESTON, S.H. et VAN DE WALLE, E. 1978 "Urban french mortality in the nineteenth century", Population Studies, vol. 32, pp. 275-297.

REHER, D.S. 1986. "Desarrollo urbano y evolución de la población: España 1787-1930", Revista de Historia Económica, Año IV, n° 1, pp.39-66.

REHER, D.S. 1988. Familia, población y sociedad en la provincia de Cuenca. 1700-1970, Madrid, Centro de Investigaciones Sociológicas.

REHER, D.S. 1989. Marriage Patterns in Spain. 1887-1920, Madrid, mimeo, 25 pages.

REINHARD, M. et ARMENGAUD, A. 1966. Historia de la Población Mundial, Barcelone, Ariel.

RENGIFO CALDERON, A. 1966. La emigración española a Alemania, Madrid, Instituto Español de Emigración.

RIBADEAU-DUMAS, B. 1983. "La leche materna", Mundo Científico (La Recherche), n° 23, pp. 236-247.

ROBLEDO, R. 1985. "Crisis agraria y éxodo rural: emigración a ultramar 1882-1920", Girona, mimeo.

ROBLEDO, R. 1988. "Crisis agraria y éxodo rural: emigración española a ultramar, 1880-1920", in GARRABOU, R. (ed.), La crisis agraria de fines del siglo XIX, Barcelone, Critica, pp. 212-244.

RODRIGUEZ GALDO, M.X. 1983. "Hambre, epidemia y crisis demográfica en la Galicia litoral a mediados del siglo XIX", Asclepio, vol. XXXV, pp. 53-68.

ROWLAND, R. 1983. "Family and marriage in Portugal (16th-20th centuries): a comparative sketch", in Social Science History Association. 8th Annual Meeting, Washington D.C., 27-30 octobre.

ROWLAND, R. 1985. "Mortality, migration and age at first marriage: problems in the analysis of Iberian nuptiality", UIESP, Congrès International de la Population, Florence, miméo.

ROWLAND, R. 1988. "Sistemas matrimoniales en la Península Ibérica" in PEREZ MOREDA, V et REHER, D.S., 1988, pp. 72-137.

RUBIO, J. 1974. La emigración española a Francia, Barcelone, Ariel.

RYDER, N.B. 1955. "The influence of declining mortality on Swedish reproductivity", in Milbank Memorial Fund, Current Research in Human Fertility, New York, pp. 65-87.

RYDER, N.B. 1967. "The character of Modern Fertility", The Annals of the American Academy of Political and Social Sciences, n. 369, pp. 26-36.

RYDER, N.B. 1984. "Frank Wallace Notestein (1902-1983)", Population Studies, vol. 38, pp. 5-20.

SAEZ, A. 1975. Población y actividad económica en España, Madrid, Siglo XXI.

SAEZ, A. 1979. "La fécondité en Espagne depuis le début du siècle", Population n° 6, pp. 1007-1022.

SAEZ, A. 1980. "Algunas reflexiones sobre la demografía como ciencia desde una perspectiva histórica", Revista Española de Investigaciones Sociológicas, n° 10, pp. 103-119.

SANCHEZ ALBORNOZ, N. 1975. "La modernización demográfica. La transformación del ciclo vital anual, 1863-1960", in SANCHEZ ALBORNOZ, N., Jalones en la modernización de España, Barcelone, Ariel, pp. 149-180.

SANCHEZ ALBORNOZ, N. 1988. Espanoles hacia America. La emigración en masa, 1880-1930, Madrid, Alianza.

SANCHEZ LOPEZ, F. 1969. Emigración española a Europa, Madrid, Confederación Española de Cajas de Ahorro.

SANTINI, A. 1974. "The effects of different migration models on age structure and fertility", in TAPINOS, G. (ed.), IUSSP Seminar on International Migration Problems and Trends in Research, Paris, CICRED.

SAUVY, A. BERGUES, H. et RIQUET, M. 1972. Historia del control de nacimientos, Barcelona, Ediciones Peninsula (1e édition française en 1960).

SCHOFIELD, R.S. 1972. "Representativeness and family reconstitution", Annales de Démographie Historique, pp. 121-125.

SCHOFIELD, R.S. 1984. "Population growth in the century after 1750: the role of mortality decline", in BENGTTSSON, J., FRIDLIZIUS, G. et OHLSSON, R. 1984, pp. 17-39.

SCHOFIELD, R.S. 1985a. "Though a glass darkly: the population history of England as an experiment in history", Journal of Interdisciplinary History, vol. 15, n° 4, pp. 571-593.

SCHOFIELD, R.S. 1985b. "English marriage patterns revisited" Journal of Family History, spring, pp. 2-20.

SCHOFIELD, R.S. et COLEMAN, D. 1986. "Introduction: the state of population theory", in COLEMAN, D. et SCHOFIELD, R.S. (eds.), The State of Population Theory. Forward from Malthus, Oxford, Basic Blackwell, pp. 1-13.

SCOTT, J.W. et TILLY, L.A. 1975. "Women's work and the family in nineteenth-century Europe", Comparative Studies in Society and History, vol. XVII, pp. 36-64.

SCRIMSHAN, S.C.M. 1978. "Infant mortality and behaviour in the regulation of family size", Population and Development Review, vol. 4, n° 3, pp. 383-403.

SHARLIN, A. 1986. "Urban-rural differences in fertility in Europe during the demographic transition", in COALE, A.J. et WATKINS, S.C., 1986, pp. 234-260.

SHORTER, E., KNODEL, J. et VAN DE WALLE, E. 1971. "The decline of non-marital fertility in Europe, 1880-1940", Population Studies, vol. 25, pp. 375-393.

SMITH, R.M. 1981. "Fertility, economy and household formation in England over three centuries" in Population and Development Review, 7, n° 4, pp. 595-622.

SNELL, K.D.M. 1981. "Agricultural seasonal unemployment, the standard of living, and women's work in the South and East, 1690-1860", Economic History Review, n° 34, pp. 407-437.

SOGNER, S. 1963. "Aspects of the demographic situation in seventeen parishes in Shropshire 1711-60. An exercise based on parish registers", Population Studies, vol. 17, pp. 126-146.

SOLER SERRATOSA, J. 1985. "Demografía y sociedad en Castilla la Nueva durante el Antiguo Régimen: la villa de Los Molinos, 1620-1730" in Revista Española de Investigaciones Sociológicas, n° 32, pp. 141-190.

SPAGNOLI, P.G. 1977. "Population history from parish monographs: the problem of local demographic variations", Journal of Interdisciplinary History, vol. 7, n° 3, pp. 447-452.

SPENGLER, J.J. 1978. "Los factores demográficos y el primer desarrollo económico moderno", in GLASS, D.V. et REVELLE, R., 1978, pp. 98-107.

STARK, O. 1988. "On marriage and migration", European Journal of

Population, vol. 4, pp. 23-37.

STOKES, C.S., SCHUTJER, W.A. et BULATAO, R.A. 1986. "Is the relationship between landholding and fertility spurious? A response to Cain", Population Studies, vol. 40, pp. 305-311.

STYS, W. 1957. "The influence of economic conditions on the fertility of peasant women", Population Studies, vol. 11, pp. 136-148.

SUTTER, J. 1972. "Sobre la difusión de los métodos anticonceptivos", in SAUVY, A. et alii, 1972, pp. 371-392.

TABUTIN, D. 1985. "Les limites de la théorie classique de la transition démographique pour l'Occident du XIXe siècle et le tiers monde actuel", UIESP, Congrès International de la Population, Florence, tome 4, pp. 357-371.

TAPINOS, G. 1966. "Migrations et particularismes régionaux en Espagne", Population, n° 6, pp. 1135-1164.

TAPINOS, G. 1985. Eléments de démographie. Analyse, déterminants socio-économiques et histoire des populations, Paris, Armand Colin.

TAYLOR, C.E., NEWMAN, J.S. et KELLY, N.V. 1976. "The child survival hypothesis", Population Studies, vol. 30, pp. 263-271.

TEITELBAUM, M.S. 1984. The British Fertility Decline: Demographic Transition in the Crucible of the Industrial Revolution, Princeton N.J., Princeton University Press.

TERRRIER, D. et TOUTAIN, P. 1979. "Pression démographique et marché du travail à Comines au XVIIIe siècle", Revue du Nord, vol. LXI, n° 240.

TILLY, C. (ed.) 1978a. Historical Studies of Changing Fertility, Princeton N.J., Princeton University Press.

TILLY, C. 1978b, "The historical study of vital processes" et "Questions and conclusions", in TILLY, C., 1978a, pp. 3-55 et pp. 335-350.

TILLY, C., ANDORKA R. et LEVINE, D. 1986. "Review symposium" (du livre de COALE, A.J. et WATKINS, S.C., 1986), Population and Development Review, vol. 12, n° 2, pp. 323-340.

TILLY, L.A. 1979. "The family wage economy of a French textile city: Roubaix, 1872-1906", Journal of Family History, winter, pp. 381-394.

TILLY, L.A., SCOTT, J.W. et COHEN, M. 1976. "Women's work and European fertility patterns", Journal of Interdisciplinary History, vol. VI, n° 3, pp. 447-476.

VALERO LOBO, A. 1984. "Edad media de acceso al matrimonio en España. Siglos XVI-XIX", Boletín de la Asociación de Demografía Histórica, año II, n° 2, pp. 39-48.

- VANCE, R.B. 1952. "Is theory for demographers?", Social Forces, n° 31, pp. 9-13.
- VAN DE WALLE, E. 1972a. "Analyse non-nominative des sources écrites de tout ordre. Méthodologie, relations avec les études nominatives", Annales de Démographie Historique.
- VAN DE WALLE, E. 1972b. "De l'emploi des modèles en démographie historique", Annales de Démographie Historique, pp. 153-177.
- VAN DE WALLE, E. 1973. "La mortalité des départements français ruraux au XIXe siècle", in GOUBERT, P. (ed.), Hommage à Marcel Reinhard. Sur la population française au XVIIIe et au XIXe siècles, Société de Démographie Historique, Paris.
- VAN DE WALLE, E. 1974. The Female Population of France in the Nineteenth Century. A Reconstruction of 82 départements, Princeton N.J., Princeton University Press.
- VAN DE WALLE, E. 1975. "Les enseignements de la transition démographique européenne", Culture et développement, n° 3-4, pp. 575-585.
- VAN DE WALLE, E. 1978a. "Alone in Europe: the French fertility decline until 1850", in TILLY, C. 1978a, pp. 257-288.
- VAN DE WALLE, E. 1978b. "La nupcialidad y fecundidad marital", in GLASS, D.V. et REVELLE, R, 1978, pp. 143-156.
- VAN DE WALLE, E. 1979a. "France", in LEE, W.R., 1979, pp. 123-143.
- VAN DE WALLE, E. 1979b. "Démographie historique et modèles", in MARCILIO, M.L. et CHARBONNEAU, H. Démographie Historique, Publications Universitaires de Rouen et Presses Universitaires de Montréal, pp. 131-151.
- VAN DE WALLE, E. 1987. Recension de CHESNAIS, J.C. 1987, Population and Development Review, vol. 13, n° 3, pp. 547-550.
- VAN DE WALLE, E. et KNODEL, J. 1967. "Demographic transition and fertility decline. The European case", UIESP, Congrès International de la Population, Sidney.
- VAN DE WALLE, E. et KNODEL, J. 1980. "Europe's fertility transition: new evidences and lessons for today's developing world", Population Bulletin, vol. 34, n° 6, pp. 3-43.
- VAN DE WALLE, E. et PRESTON, S.H. 1974. "Mortalité de l'enfance au XIXe siècle à Paris et dans le département de la Seine", Population, n° 1, pp. 89-107.
- VAN DE WALLE, F. 1975. "Migration and fertility in Ticino", Population Studies, vol. 29, pp.447-462.
- VAN DE WALLE, F. 1986. "Infant mortality and the European demographic transition", in COALE, A.J. et WATKINS, S.C., 1986,

pp. 201-233.

VAZQUEZ GONZALEZ, A. 1985. El problema de la financiación de la emigración gallega a América a mediados del siglo XIX, contribution au IIIe Congrès d'Histoire Economique, Ségovie, miméo, 26 pages.

VILAR, J.B. 1975. Emigración española a Argelia (1830-1900). Colonización hispánica de la Argelia francesa, Madrid.

VILAR, P. 1965. "Quelques problèmes de démographie historique en Catalogne et en Espagne", Annales de Démographie Historique, pp. 11-30.

VILAR, P. 1970. "Estructures de la societat espanyola cap al 1750. Algunes lliçons del cadastre d'Ensenada", Recerques, n° 1, pp. 9-32.

VILLAR SALINAS, J. 1942. Repercusiones demográficas de la última guerra civil española, problemas que plantean y soluciones posibles, Memoria premiada por la Real Academia de Ciencias Morales y Políticas, en el bienio 1937-1938, Madrid.

VINCENT, P. 1961. "Recherches sur la fécondité biologique: étude d'un groupe de familles nombreuses. Présentation d'un cahier de l'INED", Population, n° 1, pp. 105-112.

VINOVSISKIS, M.A. 1976. "Socioeconomic determinants of interstate fertility. Differentials in the United States in 1850 and 1860", Journal of Interdisciplinary History, vol. 6, n° 3, pp. 375-396.

WATKINS, S.C. et McCARTHY, J. 1980. "The female life cycle in a Belgian commune: La Hulpe, 1847-1866", Journal of Family History, summer, pp. 167-179.

WATKINS, S.C. 1981. "Regional patterns of nuptiality in Europe, 1870-1960", Population Studies, vol. 35, pp. 199-215.

WATKINS, S.C. 1984. "Spinsters", Journal of Family History, winter, pp. 310-325.

WATKINS, S.C. 1986. "Conclusions", in COALE, A.J. et WATKINS, S.C., 1986, pp. 420-449.

WEINSTEIN, E. 1956. "Comment on demographic transition re-examined", American Sociological Review, n° 3, pp. 369-371.

WEIR, D.R. 1984a. "Life under pressure: France and England, 1670-1870", Journal of Economic History, vol. XLIV, n° 1, pp. 27-47.

WEIR, D.R. 1984b. "Rather never than late: celibacy and age at marriage in English cohort fertility", Journal of Family History, winter, pp. 340-354.

WILLCOX, W.F. 1929. International migrations. Vol. I: Statistics, New York, National Bureau of Economic Research.

WOODS, R.I. 1982. "The structure of mortality in mid-nineteenth

century England and Wales", Journal of Historical Geography, vol. 8, n° 4, pp. 373-394,

WOODS, R.I. 1987. "Approaches to the fertility transition in Victorian England", Population Studies, vol. 41, pp. 283-311.

WOODS, R.I. et HINDE, P.R.A. 1985. "Nuptiality and age at marriage in nineteenth-century England", Journal of Family History, Summer, pp. 119-144.

WOODS, R.I. et SMITH, C.W. 1983. "The decline of marital fertility in the late nineteenth century: the case of England and Wales", Population Studies, vol. 37, pp. 207-225.

WRIGLEY, E.A. 1966. "Family limitation in pre-industrial England", The Economic History Review, 2nd series, vol. 19, pp. 82-109.

WRIGLEY, E.A. 1973. "The process of modernization and the industrial revolution in England", Journal of Interdisciplinary history, vol. 3, pp. 225-259.

WRIGLEY, E.A. 1978a. "Marital fertility in seventeenth-century Colyton: a note", The Economic History Review, 2nd series, vol. 31, pp. 429-436.

WRIGLEY, E.A. 1978b. "Fertility strategy for the individual and the group", in TILLY, C., 1978a, pp. 135-154.

WRIGLEY, E.A. 1981a. "Population history in the 1980s", Journal of Interdisciplinary History, vol. 12, n° 2, pp. 207-226.

WRIGLEY, E.A. 1981b. "Marriage, fertility and population growth in eighteenth-century England", in OUTHWAITE, R.B., Marriage and Society. Studies in the Social History of Marriage, Londres, Europa Publications Ltd, pp. 137-185.

WRIGLEY, E.A. 1983. "The growth of population in eighteenth-century England: a conundrum resolved", Past and Present, n° 98, pp. 121-150.

WRIGLEY, E.A. 1984. "Malthus: un modèle économique pré-industriel", in FAUVE-CHAMOUX, A. (ed.), Malthus hier et aujourd'hui, Paris, Congrès international de démographie historique, Editions du C.N.R.S., pp. 209-220

WRIGLEY, E.A. 1985a. "The fall of marital fertility in nineteenth-century France: exemplar or exception?", European Journal of Population, n° 1, pp. 31-60 et n° 2-3, pp. 141-177.

WRIGLEY, E.A. 1985b, "Urban growth and agricultural change: England and the continent in the early modern period", Journal of Interdisciplinary History, vol. 15, n° 4, pp. 683-728.

WRIGLEY, E.A. et SCHOFIELD R.S. 1981. The Population History of England, 1541-1871. A Reconstruction, Londres, Edward Arnold.

WRIGLEY, E.A. et SCHOFIELD, R.S. 1983a. "English population

history from family reconstitution: summary results 1600-1799", Population Studies, vol. 37, pp. 157-184.

WRIGLEY, E.A. et SCHOFIELD, R.S. 1983b. "The population history of England 1541-1871: a review symposium", Social History, vol. 8, n° 2, pp. 139-168.

ZELINSKY, W. 1971. "The hypothesis of the mobility transition", Geographical Review, vol. 61, n. 2, pp. 219-249

2) STATISTIQUES DEMOGRAPHIQUES ESPAGNOLES

ABREVIATIONS UTILISEES

(s.d.): sans date.
(d.d.): différentes dates.
D.G.E.: DIRECCION GENERAL DE ESTADISTICA.
I.G.E.: INSTITUTO GEOGRAFICO Y ESTADISTICO.
I.N.E.: INSTITUTO NACIONAL DE ESTADISTICA.
J.G.E.: JUNTA GENERAL DE ESTADISTICA.

2.A.- RECENSEMENTS DE LA POPULATION

Censo español ejecutado de orden del rey, comunicada por el Excelentísimo Señor Conde de Floridabanca, en el 1787, (s.d.).

Censo de la población de España en el año de 1797, Madrid, 1801.

COMISION DE ESTADISTICA GENERAL DEL REINO. 1858. Censo de la población de España, según el recuento verificado por la Comisión ... , en 21 de mayo de 1857, Madrid.

J.G.E. 1863. Censo de la población en 25 de diciembre de 1860, según el recuento verificado por la ... , Madrid.

I.G.E. 1883-1884. Censo de la población de España según el empadronamiento hecho en 31 de diciembre de 1877, tome I (1883) et II (1884), Madrid.

I.G.E. 1891-1892. Censo de la población de España según el empadronamiento hecho en la Península e Islas Adyacentes en 31 de diciembre de 1887, tome I (1891) et II (1892), Madrid.

I.G.E. 1899. Censo de la población de España según ... en 31 de diciembre de 1897. Resultados provisionales, Madrid.

I.G.E. 1902-1907. Censo de la población de España según ... en 31 de diciembre de 1900, tome I (1902), II (1903) et III (1907), Madrid.

I.G.E. 1913-1918. Censo de la población de España según ... en 31 de diciembre de 1920, tome I (1913), II (1916), III (1917) et IV (1918), Madrid.

D.G.E. 1922-1929. Censo de la población de España según ... en 31 de diciembre de 1920, tome I (1922), II (1924), III (1926), IV (1928), V (1928), VI (1929), Madrid.

INSTITUTO GEOGRAFICO, CATASTRAL Y ESTADISTICA. 1932-1943. Censo de la población de España según ... en 31 de diciembre de 1930, tome I à XV, Madrid.

I.N.E. 1943 et (s.d.). Censo de la población de España según ...

en 31 de diciembre de 1940, tome I à XVII, Madrid.

I.N.E. 1952-1959. Censo de la población de España según ... en 31 de diciembre de 1950, tome I (1952), II (1954) et III (1959), Madrid.

I.N.E. 1962-1969. Censo de la población y de las viviendas de España según ... el 31 de diciembre de 1960, tome I à IV, Madrid.

I.N.E. 1969. Estadísticas de la población de España deducidas del padrón municipal de habitantes del año 1965, Madrid.

I.N.E. (s.d.). Censo de la población de España según ... el 31 de diciembre de 1970, tome I à IV, Madrid.

I.N.E. 1977a. Características de la población española deducidas del padrón municipal de habitantes según la inscripción realizada el 31 de diciembre de 1975, tome I et II, Madrid.

I.N.E. 1977b. Poblaciones de hecho y derecho de los municipios españoles. Padron municipal de 1975, Madrid.

I.N.E. 1985-1986. Censo de la población de España según ... el 1 de marzo de 1981, tome I à IV, Madrid.

2.B.- STATISTIQUES DU MOUVEMENT NATUREL.

J.G.E. 1863. Memoria sobre el movimiento de la población de España, 1858-1861, Madrid.

I.G.E. 1877. Movimiento de la población de España, 1861-1870, Madrid.

I.G.E. 1895. Movimiento ... 1886-1892, Madrid (avec résumé des données de 1878-1885).

I.G.E. 1901. Movimiento ... 1900, Madrid (avec résumé des données de 1893-1899).

I.G.E. 1902-1919. Movimiento ... 1901, ..., 1917, Madrid (différents volumes).

D.G.E. 1923. Movimiento natural de la población de España, 1918, Madrid.

JEFATURA SUPERIOR DE ESTADISTICA. 1921-1924. Movimiento ... 1919-20, 1921-23, Madrid (différents volumes).

JEFATURA DEL SERVICIO GENERAL DE ESTADISTICA. 1929. Movimiento ... 1924-25-26, Madrid.

INSTITUTO GEOGRAFICO CATASTRAL Y DE ESTADISTICA. 1932-1934. Movimiento ... 1927-29, 1930, Madrid (différents volumes).

SUBSECRETARIA DE TRABAJO Y ACCION SOCIAL. 1935. Movimiento ... 1931, Madrid.

SUBDIRECCION DE TRABAJO Y ACCION SOCIAL. 1936. Movimiento ... 1932, Madrid.

D.G.E. 1942-1945. Movimiento ... 1933, ... 1943, Madrid (différents volumes).

I.N.E. 1947-1986. Movimiento natural de la población de España, 1944, ..., 1980, Madrid (différents volumes).

2.C.- STATISTIQUES DES MOUVEMENTS MIGRATOIRES EXTERIEURS

I.G.E. 1891-1912. Estadística de la emigración e inmigración de España 1882-1890, 1891-95, 1896-1900, 1901, ..., 1911, Madrid (différents volumes).

I.G.E. 1914-1922. Estadística de pasajeros por mar 1912-13, 1914, ..., 1917-18, Madrid (différents volumes).

D.G.E. 1923. Estadística de pasajeros por mar 1919, Madrid.

JEFATURA SUPERIOR DE ESTADISTICA. 1924. Estadística de pasajeros por mar 1920-21-22, Madrid.

SERVICIO GENERAL DE ESTADISTICA. (s.d.) Estadística del movimiento de buques y pasajeros por mar con el exterior, Madrid.

INSTITUTO GEOGRAFICO CATASTRAL Y DE ESTADISTICA. (s.d.) Estadística del movimiento ... 1926-31, Madrid.

SUBDIRECCION GENERAL DE ESTADISTICA. 1936. Estadística del movimiento ... 1932-33-34, Madrid.

I.N.E. 1949-1963. Estadística del movimiento ... 1935-44, 1945-54, 1955-56, 1957-62, Madrid (différents volumes).

DIRECCION GENERAL DE EMPLEO - MINISTERIO DE TRABAJO. 1964-1966. Informe sobre emigración 1916-1963, 1964, 1965, Madrid (différents volumes).

DIRECCION GENERAL DE EMPLEO, et successivement DIRECCION GENERAL DE TRABAJO, INSTITUTO ESPAÑOL DE EMIGRACION - MINISTERIO DEL TRABAJO. (d.d.). Estadísticas de migración exterior 1958, ..., 1980, Madrid.

INSTITUTO ESPAÑOL DE EMIGRACION - MINISTERIO DEL TRABAJO. (d.d.).

Datos estadísticos sobre la emigración española. 1981, Madrid.

2.D.- STATISTIQUES DE MIGRATION INTERNE

I.N.E. 1968. Migración y estructura regional, Madrid.

I.N.E. 1974. Las migraciones interiores en España. Decenio 1961-70, Madrid.

I.N.E. 1978. Las migraciones interiores en España. Quinquenio 1971-75, Madrid, 1978.

Liste des graphiques

Tome I

- 1.- Evolution des composantes de la croissance naturelle de la population en Suède, en France et en Angleterre entre 1740 et 1940.....t.I-p.43
- 2.- Evolution des taux de fécondité légitime avec l'âge dans différentes populations pré-industrielles d'Europe et d'Asie.....t.I-p.92
- 3.- Evolution de l'âge moyen des femmes au premier mariage dans différents pays, générations 1725-1950.....t.I-p.97
- 4.- Evolution de la proportion de femmes célibataires à 50 ans dans différents pays, générations 1700-1940.....t.I-p.99
- 5.- Evolution de l'indice de nuptialité (Im) dans différents pays, 1750-1980.....t.I-p.101
- 6.- Evolution de l'indice de fécondité légitime (Ig) pour différents pays, 1750-1980.....t.I-p.130
- 7.- Evolution de l'indice de fécondité générale (If) dans différents pays, 1750-1980.....t.I-p.173
- 8.- Evolution de la fécondité générale et de ses deux composantes principales, la nuptialité et la fécondité légitime, dans différents pays, au XIXe et au XXe siècles.....t.I-p.177
- 9.- Nuptialité, fécondité légitime et fécondité générale des régions espagnoles, pour différentes dates entre 1787 et 1980.....t.I-p.184
- 10.- Evolution de la fécondité générale et de ses deux composantes, la nuptialité et la fécondité légitime, dans les régions espagnoles, 1787-1981.....t.I-p.187
- 11.- Espérance de vie à la naissance, sexes réunis, pour différents pays, 1740-1984.....t.I-p.197
- 12.- Evolution du taux de mortalité infantile et des taux de 1 à 14 ans en France, 1805-1950.....t.I-p.216
- 13.- Evolution des quotients de mortalité pour différents groupes d'âge en Angleterre et Galles, 1841-1970.....t.I-p.217
- 14.- Evolution du taux brut de reproduction (R), de l'espérance de vie à la naissance (e0) et du taux intrinsèque de croissance dans différents pays entre 1740 et 1980.....t.I-p.230
- 15.- Taux brut de reproduction (R), espérance de vie à la naissance (e0) et taux intrinsèque de croissance (r) des régions espagnoles pour différentes dates, 1787-1980....t.I-p.240

16.- Taux d'accroissement naturel, total et migratoire des régions espagnoles durant les périodes intercensales comprises entre 1877 et 1970.....t.I-p.252

17.- Courbes des taux d'accroissement total et naturel des régions espagnoles au XIXe et au XXe siècles.....t.I-p.255

18.- Relation entre le rapport de masculinité à 46-50 ans et les proportions comparées de femmes et d'hommes célibataires à 46-50 ans en 1887, par province.....t.I-p.275

19.- Relation entre le rapport de masculinité à 16-35 ans et la proportion de femmes célibataires à 21-25 ans en 1887, par province.....t.I-p.277

20.- Relation entre le calendrier de la nuptialité féminine et la proportion de journaliers agricoles à la fin du XVIIIe siècle, dans les divisions territoriales de l'époque.....t.I-p.283

21.- Relation entre les indices de nuptialité féminine de la population rurale et l'intensité de l'utilisation du sol agricole en 1887, par province..... t.I-p.288

Tome II

22.- Effectifs de la population totale de l'Espagne aux recensements de 1877 et 1887, classés par année de naissance.....t.II-p.19

23.- Effectifs de la population totale de l'Espagne aux recensements de 1900, 1910, 1920 et 1930, classés par année de naissance.....t.II-p.20

24.- Effectifs de la population totale de l'Espagne au recensement de 1950, classés par année de naissance.....t.II-p.21

25.- Rapport de masculinité par groupe d'âge de la population espagnole aux recensements de 1877 à 1920.....t.II-p.24

26.- Relation entre l'espérance de vie à la naissance et les quotients de mortalité infantile dans les quatre réseaux de table-type de Coale et Demeny ainsi que dans les tables de mortalité de l'Espagne de 1860 à 1970.....t.II-p.73

27.- Evolution du taux brut de reproduction (R), de l'espérance de vie à la naissance (e_0) et du taux intrinsèque de croissance (r) dans les régions espagnoles entre 1787 et 1980.....t.II-p.153

Liste de cartes

Tome I

- 1.- Indice de nuptialité (Im) dans les 33 divisions territoriales du recensement de Floridablanca en 1787.....t.I-p.115
- 2.- Indice de nuptialité (Im) dans les 33 divisions territoriales du recensement de Floridablanca en 1887.....t.I-p.115
- 3.- Variation de la nuptialité entre 1787 et 1887, dans les 33 divisions territoriales du recensement de Floridablanca.....t.I-p.116
- 4.- Indice de nuptialité (Im), par province en Espagne et au Portugal, et par département en France, vers 1887.....t.I-p.118
- 5.- Indice de nuptialité (Im), par province, en 1887....t.I-p.121
- 6.- Indice de nuptialité (Im), par province, en 1930....t.I-p.121
- 7.- Variation de la nuptialité, entre 1887 et 1910, par province.....t.I-p.122
- 8.- Variation de la nuptialité, entre 1910 et 1930, par province.....t.I-p.122
- 9.- Indice de nuptialité (Im) par province, en 1960.....t.I-p.124
- 10.- Indice de nuptialité (Im) par province, en 1981....t.I-p.124
- 11.- Variation de la nuptialité, entre 1930 et 1960, par province.....t.I-p.125
- 12.- Variation de la nuptialité, entre 1960 et 1981, par province.....t.I-p.125
- 13.- Différences régionales de la fécondité légitime (mesurées par Ig) en Espagne et en France vers 1787.....t.I-p.138
- 14.- Nombre de vaches pour 100 habitants dans les provinces espagnoles en 1865.....t.I-p.140
- 15.- Indice de fécondité légitime corrigé (I'g), par région historique, en 1787.....t.I-p.146
- 16.- Indice de fécondité légitime corrigé (I'g), par région historique, en 1887.....t.I-p.146
- 17.- Variation de la fécondité légitime entre 1787 et 1887, par région historique.....t.I-p.147
- 18.- Indice de fécondité légitime corrigé (I'g), par province en Espagne et au Portugal, et par département en France, vers 1887.....t.I-p.149

19 à 21.- Indice de fécondité légitime corrigé (I'g), par province en 1887, 1910 et 1930.....	t.I-p.151
22.- Variation de la fécondité légitime entre 1887 et 1910, par province.....	t.I-p.151bis
23.- Variation de la fécondité légitime entre 1910 et 1930, par province.....	t.I-p.151bis
24.- Indice de fécondité légitime corrigé (I'g), par province en 1930.....	t.I-p.154
25.- Indice de fécondité légitime corrigé (I'g), par province en 1950.....	t.I-p.154
26.- Variation de la fécondité légitime entre 1930 et 1950, par province.....	t.I-p.154bis
27.- Variation de la fécondité légitime entre 1950 et 1970, par province.....	t.I-p.156
28.- Variation de la fécondité légitime entre 1970 et 1980, par province.....	t.I-p.156
29.- Indice de fécondité légitime (Ig), par province en 1981.....	t.I-p.157
30.- Descendance des promotions de mariage 1941-1945, par province de résidence en 1970.....	t.I-p.160bis
31.- Descendance des promotions de mariage 1961-1965, par province de résidence en 1981.....	t.I-p.160bis
32.- Variation de la descendance des mariages entre les promotions 1941-1945 et 1961-1965, par province.....	t.I-p.160ter
33.- Date à laquelle I'g descend en dessous de 0.6, par province.....	t.I-p.163bis
34.- Date à laquelle I'g descend en dessous de 0.4, par province.....	t.I-p.163bis
35.- Date à laquelle I'g descend en dessous de 0.6, par province en Espagne et au Portugal, par département en France et par région en Italie.....	t.I-p.163ter
36.- Trajectoires de la baisse de la fécondité générale dans les régions.....	t.I-p.192
37.- Chronologie de la baisse de la fécondité générale dans les régions.....	t.I-p.193
38.- Types de peuplement de la population paysanne en Europe vers 1950.....	t.I-p.207
39.- Espérance de vie à la naissance, par région, en 1887.....	t.I-p.223

- 40.- Espérance de vie à la naissance, par région, en 1930.....
.....t.I-p.223
- 41.- Pourcentage de la population née dans la province qui réside
dans celle-ci en 1920.....t.I-p.264
- 42.- Rapport de la population résidante à la population totale
native de la province, en 1920.....t.I-p.264
- 43.- Pourcentage de la population née dans la province qui réside
dans une autre province, en 1920.....t.I-p.265
- 44.- Pourcentage de la population née dans la province qui réside
à l'étranger, en 1920.....t.I-p.265
- 45.- Proportion de femmes célibataires à 21-25 ans, en
1887.....t.I-p.273
- 46.- Proportion de femmes célibataires à 46-50 ans, en
1887.....t.I-p.273
- 47.- Proportion de journaliers chez les actifs agricoles au
recensement de 1797, par région de l'époque.....t.I-p.281
- 48.- Proportion de journaliers chez les actifs agricoles en 1956,
par province.....t.I-p.282
- 49.- Proportion de propriétaires-exploitants familiaux chez les
actifs agricoles en 1956, par province.....t.I-p.282
- 50.- Facteurs de la densité de la population en Espagne, vers
1887, par province.....t.I-p.286
- 50.bis.- Proportion des 15-64 ans dans la population masculine
totale, en 1920.....t.I-p.304

Tome II

- 51.- Rapport de masculinité de la population résidant en Espagne
en 1920, selon la province de naissance.....t.II-p.82
- 52.- Cartes de correspondance entre les différentes divisions
territoriales historiques de l'Espagne qui apparaissent dans
notre travail.....t.II-p.102
- 53.- Indice de nuptialité (Im), par province, pour différentes
dates entre 1787 et 1981.....t.II-p.105
- 54.- Indice de fécondité légitime (Ig), par province, pour
différentes dates entre 1787 et 1981.....t.II-p.107
- 55.- Indice de fécondité légitime corrigé (I'g), par province,
pour différentes dates entre 1787 et 1981.....t.II-p.109
- 56.- Indice de fécondité générale (If), par province, pour
différentes dates entre 1787 et 1981.....t.II-p.111

Liste de tableaux

Tome I

- 1.- Intervalle entre naissances selon le destin de l'enfant né au début de l'intervalle: résultats de diverses études.....t.I-p.88
- 2.- Indice de contrôle de la fécondité (m) dans différentes populations industrielles d'Europe et d'Asie.....t.I-p.93
- 3.- Distribution des régions et des provinces espagnoles suivant la valeur de l'indice de nuptialité (Im), pour différentes dates, 1787-1981.....t.I-p.109
- 4.- Matrice des coefficients de corrélation linéaire des valeurs provinciales de Im, pour différentes dates, 1787-1981...t.I-p.113
- 5.- Fécondité des mariages au XVIIIe siècle dans différents pays, d'après des données paroissiales.....t.I-p.134
- 6.- Distribution des régions et des provinces espagnoles suivant la valeur de l'indice de fécondité légitime corrigé (I'g), pour différentes dates, 1787-1981.....t.I-p.142
- 7.- Matrice des coefficients de corrélation linéaire des valeurs provinciales de I'g pour différentes dates, 1787-1981...t.I-p.144
- 8.- Coefficients de corrélation linéaire (R) entre les descendance des promotions de mariage et les I'g, dans les 50 provinces espagnoles.....t.I-p.159
- 9.- Distribution des provinces espagnoles selon la descendance moyenne des mariages, promotions 1941 à 1965.....t.I-p.160
- 10.- Distribution des régions et des provinces espagnoles suivant la valeur de l'indice de fécondité générale (If), pour différentes dates, 1787-1981.....t.I-p.185
- 11.- Chronologie de la baisse de la fécondité générale dans les régions.....t.I-p.194
- 12.- Espérance de vie à la naissance (sexe féminin) par région, 1863-1980.....t.I-p.219
- 13.- Taux brut de reproduction (R), espérance de vie à la naissance (e0) en Angleterre, Suède, France et Espagne, 1740-1980.....t.I-p.231
- 14.- Taux d'accroissement total de la population des régions, 1787-1981.....t.I-p.248
- 15.- Taux d'accroissement naturel des régions, 1877-1970.....t.I-p.249
- 16.- Taux d'accroissement migratoire des régions, 1877-1970.....t.I-p.250

- 17.- Coefficients de corrélation entre les proportions de femmes célibataires à 21-25 ans et 46-50 ans, par province, pour différentes dates, 1787-1981.....t.I-p.272
- 18.- Coefficients de corrélation entre les proportions comparées de femmes et d'hommes célibataires à 46-50 ans et le rapport de masculinité à 46-50 ans, par province, pour différentes dates, 1787-1970.....t.I-p.276
- 19.- Résumé des variations démographiques qui se sont produites entre 1787 et 1887, par grande région.....t.I-p.292
- 20.- Résumé des variations démographiques qui se sont produites entre 1887 et 1930, par grande région.....t.I-p.293
- 21.- Résumé des variations démographiques qui se sont produites entre 1930 et 1950, par grande région.....t.I-p.294
- 22.- Résumé des variations démographiques qui se sont produites entre 1950 et 1980, par grande région.....t.I-p.295

Tome II

- 23.- Estimation du degré de couverture du recensement de la population de 1787 en Catalogne.....t.II-p.11
- 24.- Rapport de masculinité par groupe d'âge de la population espagnole au recensement de 1787 et 1857.....t.II-p.22
- 25.- Rapport de masculinité par groupe d'âge de la population espagnole aux recensements de 1877 à 1930.....t.II-p.22
- 26.- Rapport de masculinité par groupe d'âge dans les populations stationnaires associées aux table-types de mortalité de Coale et Demeny, modèle sud.....t.II-p.23
- 27.- Relation entre l'espérance de vie à la naissance des femmes (e_0) et le quotient de mortalité infantile sexes réunis ($i q_0$) dans les quatre réseaux de table-type de mortalité de Coale et Demeny.....t.II-p.74
- 28.- Espagnols dans les recensements étrangers vers 1920.....t.II-p.86
- 29.- Population née dans les provinces espagnoles résidant en Espagne ou à l'étranger en 1920.....t.II-p.87
- 30.- Distribution de la population née dans les provinces espagnoles selon son lieu de résidence en 1920: la province de naissance, une autre province ou l'étranger.....t.II-p.89
- 30bis.- Distribution (en %) de la population née dans les provinces espagnoles selon son lieu de résidence en 1920: la province de naissance, une autre province ou l'étranger.....t.II-p.91

- 31.- Rapport de la population résidante à la population totale née dans la province en 1920.....t.II-p.93
- 32.- Distribution de la population née dans les régions espagnoles selon le lieu de résidence en 1920: la région de naissance, une autre région ou l'étranger.....t.II-p.95
- 32bis.- Distribution (en %) de la population née dans les régions espagnoles selon le lieu de résidence en 1920: la région de naissance, une autre région ou l'étranger.....t.II-p.96
- 33.- Rapport de la population résidante à la population totale née dans la région en 1920.....t.II-p.97
- 34.- Age moyen des femmes au premier mariage, pour différents pays, générations 1725-1950.....t.II-p.114
- 35.- Proportions de femmes célibataires à 50 ans, pour différents pays, générations 1680 à 1940.....t.II-p.116
- 36.- Indice de nuptialité, Im, pour différents pays, années 1750-1981.....t.II-p.118
- 37.- Estimation de l'indice de fécondité légitime, Ig, pour 4 grandes régions de la France au XVIIIe siècle.....t.II-p.121
- 38.- Indice de fécondité légitime, Ig, pour différents pays, années 1755-1983.....t.II-p.122
- 39.- Indice de fécondité générale, If, pour différents pays, 1745-1980.....t.II-p.126
- 40.- Moyenne, écart-type et coefficient de variation des Im provinciaux pour différentes dates.....t.II-p.130
- 41.- Moyenne, écart-type et coefficient de variation des Ig provinciaux pour différentes dates.....t.II-p.133
- 42.- Moyenne, écart-type et coefficient de variation des If provinciaux pour différentes dates.....t.II-p.136
- 43.- Espérance de vie à la naissance, sexes réunis, pour différents pays, 1740-1984..... t.II-p.139
- 44.- Indice de nuptialité (Im) selon les divisions territoriales de 1787, en 1787 et 1887.....t.II-p.144
- 45.- Indice de nuptialité (Im), de fécondité légitime (Ig), de fécondité légitime corrigé (I'g) et de fécondité générale (If), par région historique, 1787 et 1887.....t.II-p.145
- 46.- Indice de nuptialité, Im, par région, 1887-1981...t.II-p.146
- 47.- Indice de fécondité légitime, Ig, par région, 1887-1981.....t.II-p.147
- 48.- Rapport entre le total de femmes mariées et d'hommes mariés dans les régions espagnoles, 1887-1981.....t.II-p.148

- 49.- Indice de fécondité légitime corrigé, I'g, par région, 1887-1981.....t.II-p.149
- 50.- Indice de fécondité générale, If, par régions, 1887-1981...t.II-p.150
- 51.- Taux de mortalité infantile par région, 1860-1981.....t.II-p.151
- 52.- Taux brut de reproduction (R), probabilité de survie à l'âge moyen à la maternité (p(m)) et taux de croissance intrinsèque (r) des régions espagnoles, 1887-1981.....t.II-p.152
- 53.- Population totale de l'Espagne, par région, 1787-1981.....t.II-p.158
- 54.- Distribution (en %) de la population espagnole par région, 1787-1981.....t.II-p.160
- 55.- Evolution de la population totale des régions espagnoles, 1787-1981.....t.II-p.162
- 56.- Indice de nuptialité, Im, des provinces espagnoles, 1887-1981.....t.II-p.165
- 57.- Indice de fécondité légitime, Ig, des provinces espagnoles, 1887-1981.....t.II-p.167
- 58.- Rapport entre le total de femmes mariées et d'hommes mariés dans les provinces espagnoles, 1887-1981.....t.II-p.169
- 59.- Indice de fécondité légitime corrigé, I'g, des provinces espagnoles, 1887-1981.....t.II-p.171
- 60.- Indice de fécondité illégitime, Ih, des provinces espagnoles, 1887-1981.....t.II-p.173
- 61.- Indice de fécondité générale, If, des provinces espagnoles, 1887-1981.....t.II-p.175
- 62.- Evolution de la descendance des promotions de mariage de 1941 à 1965, par province.....t.II-p.177
- 62bis.- Evolution de la descendance des promotions de mariage de 1941 à 1965, par province (base 100 promotions 1941-50).....t.II-p.179
- 62ter.- Evolution de la descendance des promotions de mariage de 1941 à 1965, par province (base 100 ensemble de l'Espagne).....t.II-p.179
- 63.- Nombre de vaches pour 100 habitants dans les provinces espagnoles en 1865.....t.II-p.183
- 64.- Distribution des régions et des provinces espagnoles suivant la valeur de l'indice de fécondité légitime (Ig), pour différentes dates, 1787-1981.....t.II-p.184

- 65.- Matrice des coefficients de corrélation linéaire des valeurs provinciales de Ig pour différentes dates, 1787-1981...t.II-p.185
- 66.- Taux de mortalité infantile, par province, 1901-1981.....t.II-p.186
- 67.- Proportion de femmes célibataires à 16-24 ans, par province, 1787, 1887 et 1981.....t.II-p.188
- 68.- Proportion de femmes célibataires à 21-25 ans, par province, 1887-1981.....t.II-p.189
- 69.- Proportion de femmes célibataires à 46-50 ans, par province, 1787-1981.....t.II-p.191
- 70.- Distribution des provinces selon la proportion de femmes célibataires à 21-25 ans aux différents recensements, de 1787 à 1981.....t.II-p.192
- 71.- Distribution des provinces selon la proportion de femmes célibataires à 46-50 ans aux différents recensements, de 1787 à 1981.....t.II-p.192
- 72.- Comparaison entre la nuptialité des femmes dans les zones urbaines et rurales de chaque province, en 1887.....t.II-p.193
- 73.- Rapport de masculinité à 46-50 ans par province et selon la taille des villes au recensement de 1887.....t.II-p.195
- 74.- Rapport des proportions de femmes et d'hommes célibataires à 46-50 ans par province et par taille des villes en 1887.....t.II-p.196
- 75.- Distribution (en %) des actifs masculins agricoles selon leur condition sociale, au recensement de 1797, selon les divisions territoriales de l'époque.....t.II-p.197
- 76.- Facteurs de la densité de la population en 1887, par province.....t.II-p.198
- 77.- Distribution des exploitations agricoles selon leur taille vers 1959, par région.....t.II-p.202