

La desigualtat salarial a Catalunya (1995-2000)

*JOSEP GONZÁLEZ CALVET,
PERE MIR ARTIGUES
I ÀNGEL GIL ESTALLO*



La desigualtat salarial a Catalunya (1995-2000)

*JOSEP GONZÁLEZ CALVET,
PERE MIR ARTIGUES
I ÀNGEL GIL ESTALLO*

La desigualtat salarial a Catalunya (1995-2000)

*JOSEP GONZÁLEZ CALVET,
PERE MIR ARTIGUES
I ÀNGEL GIL ESTALLO*



Editorial Mediterrània

polítiques | **33**

La col·lecció *Polítiques* és la principal col·lecció de la Fundació Jaume Bofill. S'hi publiquen aquelles investigacions que han estat encarregades i que es consideren més rellevants pel seu interès social i polític. Les opinions que s'hi expressen corresponen als autors.

La reproducció total o parcial d'aquesta obra per qualsevol procediment, compresos la reprografia i el tractament informàtic, resta rigorosament prohibida sense l'autorització dels propietaris del *copyright*, i estarà sotmesa a les sancions establertes a la llei.

Primera edició: novembre de 2002

© Fundació Jaume Bofill, 2002
Provença, 324
08037 Barcelona
fbofill@fbofill.org
<http://www.fbofill.org>

© d'aquesta edició: Editorial Mediterrània, S. L.
Guillem Tell, 15, entl. 1a
08006 Barcelona
Tel. 93 218 34 58 – Fax 93 237 22 10
editorial@emediterrania.com
www.emediterrania.com

Disseny de la col·lecció: Martí Abril
Disseny de la coberta: Amador Garrell
Maquetació: Jordi Vives

ISBN: 84-8334-397-5
DL: B-44.964-2002

Impressió Romanyà Valls, Capellades (Anoia)
Imprès a Catalunya – *Printed in Catalonia*

Índex

Presentació	7
1. INTRODUCCIÓ	11
Objectius de l'estudi	13
Descripció i tractament de la informació estadística	14
· Bases de dades utilitzades	15
· El càlcul del salari per hora	20
· Categories utilitzades	24
Estudis sobre desigualtat a Espanya	27
Resultats principals	39
2. LA DESIGUALTAT SALARIAL L'ANY 1995	41
La desigualtat global	43
La desigualtat per sector econòmic	50
La desigualtat per mida de l'empresa	57
La desigualtat per categories d'ocupació	58
La desigualtat per nivell d'estudis	60
La desigualtat per edat	63
La desigualtat per antiguitat	70
La desigualtat entre el sector empresarial i l'Administració pública	72
La desigualtat per sexe	76
· Diferències salarials per sexe i edat	76
· Diferències salarials per sexe i sector econòmic	78
· Diferències salarials per sexe i altres factors	81
· Diferències salarials per sexe i discriminació	85
3. LA PROJECCIÓ CAP A L'ANY 2000	89
Metodologia de la projecció	91
· L'elecció de les fonts estadístiques	92

· Actualització de les característiques individuals de la mostra	93
· Actualització de les remuneracions salarials	94
La desigualtat global	99
La desigualtat per sector econòmic	102
La desigualtat per categories d'ocupació	109
La desigualtat per sexe	111
· Diferències salarials per sexe i edat	112
· Diferències salarials per sexe i sector econòmic	114
· Diferències salarials per sexe i altres factors	116
· Diferències salarials per sexe i discriminació	123
La desigualtat entre el sector empresarial i l'Administració pública	125
La desigualtat per nivell d'estudis, edat i antiguitat	129
4. CONCLUSIONS	139
Els factors de desigualtat	141
· Quantificació dels diferencials salarials	145
· Els diferencials salarials el 1995	147
· Els diferencials salarials el 2000	149
Comparació amb altres estudis	152
Mesures i polítiques	154
BIBLIOGRAFIA GENERAL	159
ANNEX 1. RESULTATS DE L'ANY 1995	169
ANNEX 2. RESULTATS DE L'ANY 2000	177
ANNEX 3. QUANTIFICACIÓ DELS DIFERENCIALS SALARIALS SEGONS L'ESTIMACIÓ PER MCO DEL MODEL DE CARACTERÍSTIQUES	183

Presentació

Aquest llibre és el resultat d'un encàrrec que la Fundació Jaume Bofill va fer a inicis de l'any 2000 als professors Josep González Calvet, Pere Mir i Àngel Gil, en el marc del 2n Simposi sobre les desigualtats socials a Catalunya. La demanda era analitzar fins allà on fos possible les possibles desigualtats en el món del treball a causa de les polítiques salarials des de 1995.

L'estudi que aquest llibre recull ha acomplert abastament aquella demanda. Amb una rigorositat que qualsevol lector podrà comprovar, els autors han analitzat una mostra equivalent a les dades dels assalariats d'empreses no agrícoles amb més de 10 treballadors. Això vol dir en concret 787.211 treballadors, xifra que equival a poc més de la meitat del total d'assalariats a Catalunya.

Com sol passar en aquests estudis, la primera dificultat ha estat l'accés a les dades a partir de les quals elaborar la recerca. En aquest cas, la base estadística ha recollit les microdades sobre Catalunya provinents de l'Enquesta d'Estructura Salarial (EES) per a l'any 1995 (l'única realitzada fins ara) i també la informació facilitada per l'Ajuntament de Barcelona i la Generalitat de Catalunya sobre les retribucions dels seus empleats. Per a l'any 2000, s'ha fet una projecció de les microdades de l'EES, mitjançant la informació facilitada per altres fonts com l'Enquesta de Població Activa, l'Enquesta de Salaris i la Comptabilitat Nacional i Regional d'Espanya. Addicionalment, les dades projectades han estat complementades amb la informació dels empleats públics de l'Ajuntament i la Generalitat per a l'any 2000.

Les conclusions d'aquest treball posen en evidència l'existència d'aquestes desigualtats. Unes desigualtats, a més, que han crescut els darrers anys i que, a més, com el propi estudi constata, la desigualtat salarial estimada en l'estudi és probablement menor a la que realment existeix, atès que la mostra no inclou dades sobre les empreses petites i el sector agro-pecuari, on es concentra una part important dels treballadors amb baixos salaris.

Les causes de la desigualtat salarial són diverses però sobresurten les motivades pel gènere, factor que bé podríem definir com estructural donades les històriques discriminacions que en aquest àmbit han existit cap a la dona, i també les generades a partir de l'anomenada flexibilització del mercat laboral.

En resum, el llibre que el lector té entre les seves mans aporta una informació rellevant sobre una realitat poc estudiada malgrat la seva rellevància social. Des de la Fundació Jaume Bofill només ens queda esperar que aquesta nova aportació serveixi per a reduir en un futur immediat les desigualtats socials al nostre país.

Jordi Sànchez
Director Fundació Jaume Bofill

1 Introducció

OBJECTIUS DE L'ESTUDI

El text que presentem conté els resultats del projecte de recerca *La desigualtat salarial a Catalunya a la dècada dels 90. Evolució i perspectives*, els objectius principals del qual han estat donar resposta a les dues qüestions següents:

- 1) Quina ha estat l'evolució de la desigualtat salarial a Catalunya en els anys 90?, i
- 2) Quins són els factors que l'expliquen?

La recerca s'ha dividit en dues fases. La primera inclou una revisió de la literatura considerada significativa sobre el tema, així com la diagnosi de l'any base (1995) que serveix de referència per a l'anàlisi temporal. En la segona fase de la recerca, s'ha procedit a la projecció de la mostra cap a l'any 2000, fet que ha permès estimar els canvis esdevinguts a l'estructura salarial.

En el cas de l'estudi de la desigualtat salarial el 1995, convé destacar que s'ha explotat de manera sistemàtica una exhaustiva base de dades sobre les retribucions salarials de milers de treballadors, tant dels diversos sectors productius com de l'Administració pública. En concret, s'ha especificat i quantificat la relació existent entre la remuneració salarial per unitat de temps i determinats trets sociolaborals dels perceptors, com són el sector d'activitat on treballen, la seva categoria laboral, el nivell d'estudis, l'edat, el sexe i alguna altra variable de l'entorn social i laboral. Així mateix, també s'han cal-

culat els indicadors sintètics de desigualtat habituals, tot procedint a continuació a la seva comparació amb altres països i anys. Val a dir que els primers resultats d'aquest capítol de la recerca foren presentats en el Segon Simposi sobre les Desigualtats Socials a Catalunya que organitzà la Fundació Jaume Bofill el gener del 2001.

Aquest treball no hauria estat possible sense la col·laboració de Carmen Sánchez i Tomás Velacoracho, tècnics del servei d'estadístiques econòmiques a la seu central de l'Institut Nacional d'Estadística, que amablement aportaren dades complementàries i resolgueren totes les qüestions que els foren plantejades a propòsit de la mostra obtinguda de l'enquesta salarial. Pel que fa a les dades referides a les administracions públiques, cal agrair la col·laboració de la Sra. Dolors González, gerent d'Organització i Serveis Generals, i del Sr. Josep M. Mussons, ambdós de l'Ajuntament de Barcelona, així com de la Sra. Maria dels Àngels González, antiga directora general de la Funció Pública, i del Sr. Josep Purgimon i la Sra. Assumpta Aguiló, tots ells de la Direcció General de la Funció Pública de la Generalitat de Catalunya. Les facilitats que ens han atorgat han estat decisives per completar la base d'informació disponible, cosa que ha ampliat la rellevància de l'estudi dut a terme.

Finalment, els autors volen posar de manifest el seu agraïment a la Fundació Jaume Bofill pel recolzament i l'ajut financer rebut per a la realització de la investigació que presentem.

DESCRIPCIÓ I TRACTAMENT DE LA INFORMACIÓ ESTADÍSTICA

L'anàlisi de la desigualtat salarial en un territori determinat requereix aplegar-ne tota la informació estadística possible. Atès que la desigualtat salarial és una variable complexa, estudiar-la a fons exigirà, probablement, barrejar informació procedent de múltiples fonts. Així doncs, el primer pas haurà de ser l'harmonització de totes aquestes dades, una tasca alhora complicada i feixuga. Superat aquest escull, però, les possibilitats analítiques que s'obren són enormes. En efecte, hom està en disposició d'observar els comportaments particulars dels diversos subgrups existents dins l'ampli ventall de retribucions. Un pas, aquest, ineludible per poder perfilar, amb un grau satisfactori

de concreció, els diferents factors que incideixen sobre la seva dinàmica al pas del temps. És a dir, les diverses característiques personals, socials i laborals que són més significatives a l'hora d'explicar la dispersió salarial i la seva evolució.

Bases de dades utilitzades

El treball simultani amb diverses fonts estadístiques només resulta factible si hi ha una coherència suficient entre elles. És a dir, si les dades –malgrat el seu origen divers– són prou homogènies i comparables perquè s'assoleixi un quadre al més complet i coherent possible de la realitat sotmesa a estudi.

Malauradament, en creuar i agregar bases de dades de procedència diversa, sempre apareixen nombrosos problemes. Sense oblidar l'existència d'obstacles merament tècnics (formats diferents de presentació de la informació), les fonts solen utilitzar definicions no coincidents de les variables, hi ha una manca de sincronia temporal i llacunes i inconsistències. Tot plegat fa que el treball de preparació prèvia de les dades sigui molt laboriós.

En la primera fase de la recerca, les fonts estadístiques emprades han estat dues:

- a) L'Enquesta d'Estructura Salarial de 1995 (EES-95), que ha estat el punt de partida de tota la recerca. Aquesta rica base de dades ha permès conèixer les retribucions i determinats trets sociolaborals dels assalariats en el sector privat de l'economia catalana.
- b) Informació sobre retribucions i característiques sociolaborals dels empleats a les administracions autonòmica i local. Les administracions consultades han fet una primera elaboració d'aquestes dades seguint les indicacions de l'equip de recerca que, posteriorment, les ha hagut d'harmonitzar definitivament amb les dades procedents de l'EES-95.

Fondre ambdues fonts per tal d'assolir una base quantitativa homogènia de les retribucions salarials a Catalunya ha estat, doncs, un capítol important de l'etapa inicial de la investigació.

L'Enquesta d'Estructura Salarial de 1995

Les dades de l'EES-95 referides a Catalunya han estat extretes de l'enquesta pel conjunt de l'Estat espanyol. Es tracta d'una enquesta elaborada per l'Institut Nacional d'Estadística seguint les directrius de la Unió Europea. L'enquesta conté dades salarials sobre una àmplia mostra d'assalariats (en concret, un total de 177.168). El fet més interessant, però, és que aquestes retribucions s'acompanyen d'informació addicional sobre trets personals i condicions laborals de l'ocupat, així com de les característiques de l'empresa on treballa. En concret, la sèrie de variables recollides per l'ESS-95 és la següent.

- 1) Es cobreix tot l'àmbit del territori estatal, amb possibilitats de segmentar la informació en l'àmbit de les regions i les nacionalitats.
- 2) Les dades corresponen a treballadors assalariats que figuraven en nòmina a 31 d'octubre de 1995, en establiments (centres de cotització) de 5 o més treballadors d'empreses de 10 o més treballadors.
- 3) Les empreses s'han classificat segons la Classificació Nacional d'Activitats Econòmiques de 1993 (CNAE-93). En concret, 48 divisions. A aquesta distribució, l'equip investigador li ha afegit informació sobre els assalariats de l'Administració pública a Catalunya.
- 4) Les ocupacions dels treballadors estan tipificades segons la Classificació Nacional d'Ocupacions (CNO-94).
- 5) La informació aplegada relativa a la titulació acadèmica obtinguda pels treballadors (o Grups d'Estudis, en la nomenclatura de l'INE) només té en compte les de caràcter oficial.
- 6) Pel que fa als tipus de jornada, es considera treballador a temps parcial aquell que té una jornada habitual inferior a 2/3 de la jornada normal de l'empresa. La resta són els treballadors a temps complet.
- 7) Els tipus de contractes s'apleguen en les tres categories d'indefinitos, temporals i d'aprenentatge.
- 8) Les empreses han estat classificades segons el seu nombre d'empleats. Així, hi ha cinc estrats de grandària: de 10 a 19, de 20 a 49, de 50 a 99, de 100 a 199, i de 200 treballadors en endavant. Atès que una primera mostra fou completada amb dades addicionals (guanyant, així, un 8% d'observacions més), va ser necessari restringir

els estrats de grandària a només tres: de 10 a 49, de 50 a 199 i de 200 o més assalariats. L'equip investigador ha afegit l'Administració pública com un estrat separat addicional.

- 9) Són cinc els tipus de conveni considerats: segons acord estatal de sector, superior a l'empresa (convenis interprovincials, provincials i similars), d'empresa, de centre de treball i d'altres menes.
- 10) També es diferencia entre empreses de propietat pública o majoritàriament pública i empreses de propietat privada. Val a dir que en el 8% d'observacions addicionals aquesta informació hi era absent.

Tot i que l'EES-95 diferencia entre l'àmbit geogràfic del mercat on operen les empreses, en la mostra es va excloure aquesta variable, ja que la condició del secret estadístic implicava una pèrdua massa elevada d'observacions.

Les característiques de la mostra catalana són les que recull la taula 1.1. Com s'hi pot observar, les mostres finalment disponibles del sector del petroli i combustibles i del sector de les indústries extractives tenen una representativitat limitada, de manera que el seu tractament s'ha hagut de dur a terme agregant-les amb altres sectors.

Abans de tancar aquest apartat cal fer dues advertències importants a propòsit de les dades utilitzades. La primera és que l'EES-95 no considera els assalariats ocupats en empreses (industrials o de serveis) de menys de 10 treballadors, ni tampoc els ocupats en establiments de menys de 5 treballadors, malgrat que l'empresa superi els 10 empleats. La segona és que no hi ha dades sobre els assalariats en el sector primari (agricultura, ramaderia i pesca). Tot i saber que a Catalunya l'any 1996 hi havia uns 17.456 assalariats fixos i uns 10.211 eventuais en aquest sector¹, malauradament no ha estat possible obtenir informació detallada i generalitzable pel que fa a aquesta qüestió. No obstant això, atès que a les empreses més petites i entre els eventuais agraris s'hi troben les retribucions més baixes, la disponibilitat de dades d'aquests col·lectius hauria

1. Les xifres provenen del Departament d'Agricultura, Ramaderia i Pesca (2000). Per la seva part, la Comptabilitat Regional d'Espanya 1995 estimava en 23.200 els assalariats *equivalents* a temps complet del sector primari.

Taula 1.1
Característiques de la mostra EES-95 de Catalunya

Sector econòmic	CNAE	Mostra recollida		Mostra rebuda		Mostra final emprada*			
		Nombre observs.	% s/total	Nombre observs.	% s/total	Nombre observs.	% s/total	% s/mostra recollida	% s/mostra rebuda
Extractives	14	288	1,16	129	0,61	128	0,61	44,44	99,22
Alimentació, begudes i tabac	15-16	1.675	6,76	1.649	7,79	1.637	7,81	97,73	99,27
Tèxtil i confecció	17-18	1.715	6,92	1.583	7,48	1.560	7,44	90,96	98,54
Cuir i calçat	19	419	1,69	387	1,83	385	1,84	91,88	99,48
Fusta i suro, excepte mobles	20	458	1,85	424	2,0	419	1,99	91,48	98,82
Paper i arts gràfiques	21-22	1.214	4,9	954	4,51	953	4,54	78,5	99,89
Petroli i combustibles	23	155	0,63	30	0,14	29	0,14	18,71	96,67
Química	24	2.012	8,12	1.892	8,94	1.889	9,01	93,88	99,84
Cautxú i plàstics	25	837	3,38	805	3,8	800	3,81	95,58	99,37
Altres minerals no metàl·lics	26	812	3,28	796	3,76	794	3,79	97,78	99,75
Metal·lúrgia	27-28	1.185	4,78	1.020	4,82	1.012	4,83	85,4	99,21
Maquinària i equip mecànic	29	987	3,98	907	4,29	901	4,29	91,28	99,33
Maquinària i material elèctric	30-33	1.471	5,94	1.020	4,82	1.013	4,83	68,86	99,31
Material de transport	34-35	1.289	5,2	1.090	5,15	1.086	5,17	84,25	99,63
Altres indústries	36-37	741	2,99	610	2,88	605	2,88	81,65	99,18
Producció i distribució de llum, gas i aigua	40-41	845	3,41	707	3,34	707	3,37	83,66	100,0
Construcció	45	1.224	4,94	1.031	4,87	1.024	4,88	83,66	99,32
Comerç i reparacions	50-52	2.288	9,23	2.081	9,84	2.057	9,81	89,9	98,85
Hostaleria	55	1.036	4,18	932	4,4	891	4,25	86,0	95,6
Transport i comunicacions	60-64	1.226	4,95	638	3,02	624	2,97	50,89	97,81
Intermediació financera i assegurances	65-67	1.663	6,71	1.451	6,86	1.449	6,91	87,13	99,86
Altres serveis	70-7	1.240	5,0	1.022	4,83	1.005	4,79	81,05	98,33
TOTAL		24.780	100,0	21.158	100,0	20.968	100,0	84,61	99,1

*En aplicació dels criteris de filtrat exposats a l'apartat "El càlcul del salari per hora".

augmentat, previsiblement, els valors de desigualtat obtinguts al llarg de la recerca. La interpretació d'aquests darrers, per tant, no pot ignorar aquesta circumstància.

Informació sobre l'Administració pública

L'equip investigador va posar-se en contacte amb la Generalitat de Catalunya i amb l'Ajuntament de Barcelona perquè aportessin dades sobre les retribucions i sobre determinats aspectes sociolaborals dels seus empleats. La sol·licitud recomanava que la informació fos exhaustiva i presentada de la manera més semblant possible als criteris de l'EES-95. En el cas de la Generalitat, s'obtingué una mostra de 1.706 individus que representaven una població de 32.174 empleats. La taula A situada a l'annex 1 presenta la composició de la mostra estratificada sobre el total del personal d'administració i tècnics de la Generalitat de Catalunya, l'any 1995, mentre que la taula B conté les dades relatives al conjunt de la població considerada.

Pel que fa a l'Ajuntament de Barcelona, s'obtingué informació sobre les retribucions dels grups que componen el total de la població (8.383 individus), de la qual es va extreure una mostra representativa.

Les dades subministrades per la Generalitat de Catalunya i l'Ajuntament de Barcelona foren harmonitzades amb la resta de les contingudes a l'EES-95 partint dels criteris següents:

- 1) Les diverses categories laborals s'establiren d'acord amb la CNO-94.
- 2) Pel que fa al nivell d'estudis, atès que no es disposava d'aquesta informació per a l'any 1995, s'assignà a cada individu la titulació mínima necessària per accedir a la categoria laboral que tenia en aquell moment. No obstant això, aquest criteri ignora la possible subocupació respecte la titulació acadèmica assolida.
- 3) Com a grup d'activitat econòmica, se n'establí un d'específic: l'Administració pública.
- 4) Es consideraren dos tipus de contracte: d'una banda, funcionaris i laborals fixos i, de l'altra, laborals temporals. Tothom ha estat considerat com a ocupat a temps complet (la proporció d'empleats a temps parcial és menor del 3%).

- 5) Pel que fa al conveni, la propietat i l'estrat s'individualitzà un codi particular per a l'Administració pública.
- 6) El període de treball es compon d'una jornada setmanal de 37,5 hores, més unes vacances de 30 dies (Generalitat) o 31 (Ajuntament) amb 10 dies addicionals d'assumptes propis (Generalitat) o 9 (Ajuntament). Per tant, el temps de treball anual resultant és de 1.665 hores.
- 7) Les diverses magnituds incloses dins de la remuneració foren classificades de la manera següent:

Salari brut anual = sou base + complements + triennis

 - a) Sou base:
 - 1.- Funcionaris = base anual + complement específic + complement destinació
 - 2.- Laborals = base anual + complements homogeneïtzació
 - b) Complements, triennis i millores (pagues extres, gratificacions, etc.)

Aquestes magnituds són brutes, és a dir, inclouen les cotitzacions socials a càrrec del treballador i les retencions en concepte d'IRPF.
- 8) L'antiguitat fou estimada a partir del nombre de triennis declarats l'any 2000.

La suma de la mostra procedent de la Generalitat de Catalunya i de l'Ajuntament de Barcelona és d'un total de 2.526 observacions ponderades i abasta un total de 38.451 empleats.

El càlcul del salari per hora

En estudiar la desigualtat salarial apareixen nombrosos problemes sobre quin concepte de salari cal emprar per mesurar-la. Per exemple, si es fa servir el salari anual percebut pel treballador en una determinada empresa o institució, emergeix la dificultat dels períodes d'inactivitat (atur, incorporació a l'empresa en qüestió havent començat l'any, jubilació, etc.) durant els quals no hi ha hagut ingressos salarials. De la mateixa manera, les diferències de jornada també es tradueixen en diferències en el salari anual. És evident, però, que en cap dels dos casos pot afirmar-se que la remuneració del treball efectiu per unitat de temps hagi estat diferent. Finalment, a causa de la tipologia de

l'enquesta, tampoc es pot saber si un mateix assalariat ha estat treballant per a més d'una empresa. És a dir, si cobra més d'un salari.

Per tal d'evitar aquestes dificultats, s'ha optat per utilitzar una mesura al més homogènia possible, que indiqui amb claredat les diferències de pagament entre les diverses situacions laborals. Abans d'aprofundir en aquest punt convé aclarir que l'enquesta tracta dels salaris percebuts, no pas del cost del treball, de manera que el concepte de salari emprat és el de la remuneració bruta del treballador. És a dir:

Salari brut anual = sou base + pagues extraordinàries + complements (antiguitat, productivitat, torn, altres) + altres pagaments extraordinaris

Dins del concepte de salari brut anual s'hi inclouen les cotitzacions socials a càrrec del treballador i les retencions en concepte d'IRPF. No hi són considerades, però, les cotitzacions socials empresarials. Per tant, la relació entre el salari brut anual i el cost laboral és:

Cost laboral = salari brut anual + cotitzacions socials a càrrec de l'empresa

Les dades de l'EES-95 ens donen el salari brut del mes d'octubre de 1995 i el corresponent a tot l'any 1995 (salari brut anual). Així mateix, l'EES-95 també proporciona el temps treballat efectivament a l'empresa, raó per la qual es pot calcular una magnitud homogènia que relacioni remuneració i temps de treball, com poden ser el salari anual equivalent (el que correspondria al temps de treball estàndard d'un any a jornada completa) o el salari per hora. Aquest darrer és el que finalment ha estat adoptat, atès que és més realista per descriure un mercat laboral amb un grau elevat de temporalitat dels contractes i un nivell creixent d'ocupacions a temps parcial. En altres recerques sobre diferències salarials on s'ha fet servir l'EES-95, també s'ha usat el mateix concepte (Pérez i Hidalgo, 2000). Sense cap mena de dubte, és el que reflecteix millor la quantitat pagada en cada classe particular d'ocupació. De tota manera, cal recordar que el concepte emprat de salari per hora és en termes bruts. És a dir, sense deduir la part dels impostos ni les cotitzacions socials a càrrec del treballador.

El temps de treball

L'EES-95 indica si un treballador ha estat actiu a l'empresa enquestada durant tot l'any considerat o bé només en part. Aquest segon cas, rep un doble tractament:

- 1) Que durant el mes d'octubre el treballador hagi estat afectat d'incapacitat laboral transitòria i/o baixa maternal
- 2) Que en algun moment, al llarg de l'any 1995, hagi patit baixa temporal per qual-sevol de les causes indicades al punt anterior, per haver-se incorporat de nou a l'empresa en qüestió, o bé per motius d'absentisme, d'acomiadament, de jubilació, etc. Cal esmentar, però, que si l'absència afecta el salari en una quantitat inferior a la retribució setmanal equivalent, aquesta no és considerada.

L'EES-95 indica, a més, els dies pagats als treballadors que s'han vist afectats per baixa durant el mes d'octubre (període de referència). En el cas que es tracti de baixes al llarg de l'any, l'enquesta precisa els mesos i els dies retribuïts.

Els salaris

Com ja s'ha indicat, l'EES-95 mostra la massa salarial total percebuda pels treballadors durant el mes d'octubre i la ingressada durant l'any considerat. Pel que fa a la paga mensual, aquesta es compon de salari base, pagaments per hores extraordinàries realitzades a l'octubre, complements salarials i altres pagaments extraordinaris. D'altra banda, l'enquesta indica el sou net, els pagaments en concepte d'IRPF (retencions a compte) i de Seguretat Social fets pel treballador, els ingressos extraordinaris percebuts i, finalment, el salari brut anual (que inclou tots els conceptes anteriors).

Pel que fa a la informació relativa a la retribució dels empleats públics, les dades inclouen el sou base, complements (destinació, antiguitat) i pagues extraordinàries que es publiquen en els pressupostos. A més, s'ha disposat de la informació referent als complements específics de cada individu. A partir d'aquestes xifres s'han calculat –per completar la base de dades– les corresponents cotitzacions socials (a càrrec del treballador). No es calcularen les retencions a compte per l'IRPF, ja que, en aquest punt, no es disposava d'informació sobre la situació particular de cada individu.

Les mesures del salari per hora

El salari anual equivalent (SAE) s'ha calculat de la forma següent:

$$\frac{\text{Salari Brut Anual}}{\left(\frac{\text{Dies Treballats}}{30,4} + \text{Mesos Treballats} \right)} \cdot \frac{1}{12}$$

1) Període de treball < 1 any:

2) Període de treball igual a 1 any: salari brut EES-95

Conegut el SAE, el salari per hora s'ha calculat de dues maneres:

1) Salari per hora segons jornada anual pactada (variable SAE_JAP):

$$\frac{\text{SAE}}{\text{JAP}}, \text{ JAP} = \text{jornada anual pactada (en hores)}$$

2) Salari per hora segons jornada anual estimada (variable SAE_JEST):

$$\frac{\text{SAE}}{\text{JSO} \cdot 44,5}, \text{ JSO} = \text{jornada setmanal octubre (en hores)}$$

Pel que fa a la xifra 44,5, aquest és el nombre anual de setmanes treballades efectivament. La seva justificació és que el nombre d'hores setmanal (mediana i moda) és de 40 (les percentil·les 25% i 75% tenen associades 40 hores). A més, la jornada anual pactada dividida per 40 dóna 44,5 com a mediana i moda (les percentil·les 25% i 75% són -3% i +3%, respectivament, del valor 44,5).

La comparació entre les variables relatives al salari per hora s'ha fet definint, d'una banda, la variable *dif*, que és la diferència en valor absolut entre SAE_JAP i SAE_JEST i, de l'altra, s'ha calculat la diferència percentual entre ambdues estimacions (PR_ANUES) com:

$$\text{PR_ANUES} = \frac{(\text{sae_janu}) - (\text{sae_jest})}{\text{sae_janu}} \cdot 100$$

Respecte la mostra original refosa de l'EES-95, les observacions següents han estat eliminades:

- 1) Les que tenen una diferència percentual (variable PR_ANUES) major del 35%, xifra que redueix millor la incidència d'aquest criteri en determinats sectors i, al mateix temps, descarta discrepàncies de les dades individuals que són inacceptables.
- 2) Les que tenen una diferència absoluta (variable *dif*) major de 3.500 ptes.

L'aplicació d'aquests criteris ha suposat que dels 21.158 casos amb què compta la mostra refosa de l'EES-95, n'hagin estat acceptats 20.970, que representen 748.760 treballadors, dades –totes elles– que s'exposaven a la taula 1.1. A aquesta xifra, cal afegir-hi els 38.451 empleats de l'Administració pública representats per una mostra particular de 2.526 observacions. En total, doncs, s'ha treballat amb una mostra ponderada de 23.486 observacions que aporta informació sobre 787.211 assalariats. És a dir, poc més de la meitat dels treballadors assalariats a Catalunya el 1995.

Categories utilitzades

La població assalariada ha estat aplegada per sectors d'activitat d'acord amb els criteris de la Comptabilitat Regional d'Espanya, base 1995 (CRE-95). Aquesta agrupa les activitats econòmiques en vint-i-dos sectors (inclòs el primari i les administracions públiques). Atès que, d'una banda, l'EES-95 no recull informació del sector primari i que, de l'altra, alguns sectors tenien molt pocs assalariats (fet que suposava la seva exclusió a causa del compliment de la condició de confidencialitat estadística), l'anàlisi duta a terme s'ha hagut de fer aplegant les observacions en dinou sectors. La correspondència entre aquests sectors i les activitats considerades a la CNAE-93 es mostra a la taula 1.2.

Taula 1.2
Correspondència entre sectors

Sector econòmic	Activitats que comprèn	Equivalència CNAE-93
1	Extractives i altres minerals no metàl·lics*	14, 26
2	Aliments, begudes i tabac	15-16
3	Tèxtil i confecció, cuir i calçat	17-19
4	Paper i arts gràfiques	21-22
5	Química, petroli i combustibles*	23, 24
6	Cautxú i plàstics	25
7	Metal·lúrgia	27-28
8	Maquinària i equip mecànic	29
9	Maquinària i material elèctric	30-33
10	Material de transport	34-35
11	Altres indústries	20, 36-37
12	Producció i distribució de llum, gas i aigua	40-41
13	Construcció	45
14	Comerç i reparacions	50-52
15	Hostaleria	55
16	Transport i comunicacions	60-64
17	Intermediació financera i assegurances	65-67
18	Altres serveis	70-74
19	Administració pública	80, 90

* Dos sectors que han estat agrupats en un de sol.

Al llarg del text també s'ha classificat la informació del salari per hora d'acord amb la categoria laboral dels treballadors i amb la titulació acadèmica assolida. De fet, creuant aquestes variables s'ha obtingut una part fonamental dels resultats de la recerca. No obstant això, ja sigui per raons operatives o per necessitats d'harmonització de la informació estadística, la nomenclatura de les estadístiques oficials ha estat simplificada. Així, les múltiples categories que figuren a la Classificació Nacional d'Ocupacions de 1994 (CNO-94) han estat agrupades en les vuit grans categories d'ocupació que presenta la taula 1.3. En el cas dels nombrosos grups d'estudis, s'ha procedit a la seva agrupació en els vuit grans col·lectius que mostra la taula 1.4.

En els paràgrafs i les figures dels propers capítols s'han emprat sempre les noves categories exposades a les tres taules esmentades.

Taula 1.3

Correspondències entre categories d'ocupació

Categories d'ocupació	Grups principals	Subgrups principals
Direcció i gerència	A, B, C	10-17
Ocupacions associades a titulacions universitàries de grau superior (TUGS)	D	19-25
Ocupacions associades a titulacions universitàries de grau mitjà (TUGM)	E	26-29
Tècnics	F	30-35
Empleats administratius	G	39-46
Treballadors qualificats del sector serveis	H, J, K	50-55
Treballadors qualificats de la indústria i la construcció	L, M, N, P, Q, R	60-86
Treballadors no qualificats	S, T	90-98

Taula 1.4

Correspondències entre categories de titulació

Categories de titulació	Grup	Codis
Sense estudis o amb estudis primaris incomplets	I	00-05
Educació primària completa	II	10-13
EGB completa o equivalent en educació secundària	III	20-26
Batxillerat	IV	30-35
Formació professional de grau mitjà o equivalent (FPI)	V	40-54
Formació professional de grau superior o equivalent (FPII)	VI	60-66
Diplomats universitaris o equivalents	VII	70-77
Llicenciats, enginyers superiors, doctors i postgraus	VIII-IX	80-88, 90-93

ESTUDIS SOBRE DESIGUALTAT A ESPANYA

Arran de l'augment de les diferències salarials observades durant els anys 80 en els països desenvolupats –circumstància atribuïda, convencionalment, a l'impacte desfavorable dels canvis tecnològics i a la creixent obertura de les economies al comerç internacional sobre els treballadors menys qualificats (Katz i Autor, 1999; Schroeder, 2001)–, han estat molts els estudis que han intentat mesurar amb precisió aquesta desigualtat salarial, tot investigant-ne les causes concretes. Pel que fa al cas espanyol, es compta amb un volum notori de recerques en aquesta línia. Els paràgrafs següents són un intent de resum dels seus principals resultats.

El fet que els mercats laborals estiguin molt lluny del model perfectament competitiu i la pròpia naturalesa de la mercaderia *força de treball* (existeix un contracte, però el treball en si mateix ni es compra ni es ven) són arguments bàsics a l'hora d'explicar les diferències salarials persistents entre treballadors de qualificació semblant. Així, alguns sectors paguen sistemàticament salaris més alts que altres.² També hi ha diferències retributives entre empreses que pertanyen a un mateix sector i que, en principi, competeixen per un mateix mercat. En aquest punt, com és sabut, les grans empreses acostumen a pagar salaris més alts, de manera que emergeixen diferències salarials entre treballadors d'una mateixa categoria. Tot plegat, finalment, es combina amb factors com la història particular de cada empresa, la força i l'orientació sindical dels seus assalariats en la negociació col·lectiva, el seu abast geogràfic de vigència, etc., donant lloc a un enorme ventall de salaris, s'estudiï des de la perspectiva que es vulgui.

2. Si bé aquest fenomen no té una explicació senzilla, un cop establerta una determinada prima salarial, aquesta tendeix a persistir incidint, d'alguna manera, en els preus relatius dels diferents productes. En aquest punt, però, no sembla massa sòlid afirmar que “els sectors que presenten uns majors nivells de productivitat són precisament els que tendeixen a remunerar la seva força de treball per damunt del que teòricament li correspon d'acord amb la seva qualificació” (Álvarez Aledo *et al.*, 1996: 248). En efecte, la productivitat d'un sector es defineix com el valor afegit (on destaca la porció corresponent als salaris) per treballador, de forma que el fet de percebre una major retribució, per definició, augmenta el grau de productivitat del sector en qüestió respecte a un altre que pagui salaris més baixos. D'aquesta manera, fer comparacions intersectorials de salaris relatius apel·lant a la productivitat diferencial és, ben mirat, un argument circular.

Per conèixer l'evolució de les diferències salarials en funció de la categoria professional dels treballadors a temps complet del sector privat, els estudis duts a terme a Espanya han comptat amb dues fonts principals: l'Enquesta de Salaris, que proporciona informació fins a l'any 1988 i l'Enquesta de Distribució Salarial, referida als anys 1988 i 1992. La desagregació per categories d'ocupació –definides segons els grups de cotització a la Seguretat Social– era semblant en ambdues enquestes: la primera dividia els treballadors en dotze categories, mentre que la segona en considerava onze. A la taula 1.5 es presenten dos indicadors sobre diferències salarials, deixant de banda la categoria de «treballadors menors de 18 anys». El primer indicador és el quocient entre el salari mitjà del treballador de la categoria professional més ben pagada (enginyers i llicenciats) i la més mal pagada (peons). El segon indicador, el coeficient de variació, es construeix amb els salaris de totes les categories considerades i és igual al quocient entre la desviació estàndard i la mitjana aritmètica del salari mitjà de les diverses categories. En termes bruts, les diferències salarials creixen, segons ambdós indicadors, de forma persistent (Roca, 1993a i b; Albarracín i Artola, 1990). La taula també inclou estimacions sobre l'evolució de les diferències salarials netes.³ Atesa la progressivitat del sistema fiscal, les desigualtats salarials netes no són tan grans com les brutes. Si bé s'observa que la diferència entre els salaris nets va créixer entre 1980 i 1992, en conjunt la distància sempre va ser força modesta.

Calculades les mitjanes dels salaris per sector econòmic del període dels anys 80 i la primera meitat dels 90, s'obtingueren les dades de la taula 1.6. Com es pot observar, les diferències intersectorials no presenten una tendència clara. Tot i els problemes de fiabilitat de les dades de principis dels 80, es pot concloure que, durant el període 1981-88, les diferències es mantingueren pràcticament constants. En efecte, l'any 88 les diferències eren lleugerament superiors a les de 1981, però el valor màxim d'aquests anys és el corresponent a 1982-83. En el període 1989-95 s'apunta una certa tendència creixent, encara que molt moderada. Per a 1988-92, els resultats referits a la indústria manufacturera, obtinguts amb dades de l'Enquesta de Distribució Salarial (Álvarez

3. És a dir, un cop descomptades les cotitzacions socials a càrrec del treballador i pagat l'impost sobre la renda (i afegits, si és el cas, els ajuts de protecció familiar).

Taula 1.5

Indicadors de diferències salarials entre categories professionals
(relació entre categories superior i inferior)

Anys	Salari brut		Salari net			
	ES	EDS	(a)		(b)	
			ES	EDS	ES	EDS
1980	3,1		2,9		2,8	
1981	3,4		3,2		3,0	
1982	3,6		3,3		3,1	
1983	3,5		3,2		3,0	
1984	3,5		3,2		3,0	
1985	3,5		3,2		2,9	
1986	3,6		3,1		3,0	
1987	3,7		3,2		3,0	
1988	3,7	3,7	3,1	3,1	3,0	3,0
1992		3,8		3,3		3,2

Coefficient de variació del conjunt de categories (valors no ponderats i en %)

Anys	Salari brut		Salari net			
	ES	EDS	(a)		(b)	
			ES	EDS	ES	EDS
1980	36,7		34,4		32,7	
1981	37,2		35,2		33,5	
1982	38,7		36,0		34,2	
1983	38,2		35,7		34,0	
1984	38,4		35,3		33,6	
1985	39,6		35,2		33,6	
1986	39,9		35,9		34,4	
1987	40,3		36,3		34,8	
1988	40,4	40,5	35,2	35,3	33,6	33,8
1992		42,4		37,6		37,0

(a) Treballador solter sense fills i amb el salari mitjà de la seva categoria com a únic ingrés.

(b) Treballador casat amb 2 fills i amb el salari mitjà de la seva categoria com a únic ingrés familiar.

ES = Enquesta de Salaris, EDS = Enquesta de Distribució Salarial

Taula 1.6

Indicadors de desigualtat intersectorial

Any	Coefficient de variació 8 sectors	Màxim/ Mínim 8 sectors	Coefficient de variació 21 sectors	Coefficient de variació 45 sectors	Màxim/ Mínim 45 sectors
1981	23,9	1,86	22,0		
1982	25,1	1,98	23,4		
1983	25,1	1,95	23,6		
1984	24,0	1,92	22,4		
1985	24,1	1,87	22,7		
1986	23,6	1,83	22,8		
1987	23,6	1,87	22,6		
1988	24,3	1,95	22,9		
1989	27,4	2,12		27,1	3,14
1990	27,5	2,13		26,9	3,09
1991	27,4	2,14		27,0	3,14
1992	27,7	2,17		27,4	3,17
1993	27,6	2,18		28,0	3,22
1994	28,2	2,20		28,5	3,42
1995	28,5	2,25		28,6	3,38

Font: Roca i González, 1999, a partir de l'INE (diversos anys): Enquesta de Salaris. La variable utilitzada és el salari mensual total incloent-hi pagaments ordinaris i tota mena de pagaments extraordinaris. El 1989 hi ha un canvi de metodologia.

Aledo *et al.*, 1996), assenyalen un augment intens de les diferències entre els sectors. Un altre estudi (Ayala, Martínez i Ruiz-Huerta, 1996), dut a terme explotant l'Enquesta Industrial, conclou que tots els indicadors de diferències interindustrials augmentaren en el període 1980-90, tant a la primera com a la segona meitat de la dècada.

Les diferències intersectorials observades no s'expliquen només per diferències en l'estructura de qualificacions o en els nivells d'estudis requerits. Així, s'ha demostrat (Álvarez Aledo *et al.*, 1996) una gran estabilitat de la jerarquia salarial a la indústria manufacturera entre 1988 i 1992 i, a més, s'observen diferències significatives en les retribucions mitjanes dels diversos sectors. En aquest punt, els autors esmentats ela-

boren un índex d'avantatge salarial⁴ que els permet obtenir un rang de distribució que, l'any 92, va des d'un avantatge del 21% (“construcció de màquines d'oficina i ordinadors, inclosa la instal·lació”) a un desavantatge del 47% (“indústries del calçat i el vestit i altres confeccions tèxtils” i “indústries de la fusta, el suro i els mobles de fusta”) (Álvarez Aledo *et al.*, 1996: 246-247).

Com era d'esperar, les diferències per titulació són destacades, com apareix a la taula 1.7. Cal advertir, però, que l'estructura d'edats explica el fet que els treballadors sense estudis guanyin més que els titulats d'EGB: la mitjana d'edat dels primers és superior a la dels segons, com també ho és la mitjana d'antiguitat dins l'empresa.

Taula 1.7
Salaris segons nivells d'estudis (1995)

Variables	Salari anual	Índex	Salari per hora	Índex
I: Sense estudis i educació primària	2.461.6	88.3	1.400.0	87.7
II: Educació primària completa	2.365.0	84.8	1.337.0	83.8
III: EGB	2.099.6	75.3	1.191.0	74.6
IV: Batxillerat	3.305.3	118.5	1.912.0	119.8
V: FPI (grau mitjà)	2.688.0	96.4	1.535.0	96.2
VI: FPII (grau superior)	3.059.2	109.7	1.762.0	110.4
VII: Diplomats superiors o equivalent	4.320.7	154.9	2.496.0	156.4
VIII: Llicenciats, enginyers superiors, doctors	5.494.1	197.0	3.193.0	200.1
Mitjana	2.789.2	100.0	1.596.0	100.0

Font: INE (1997): Enquesta d'Estructura Salarial, 1995.

Pel que fa a les diferències salarials entre sexes, les desigualtats observades són importants. Hi ha autors que proposen estimar la possible presència de discriminació a partir de l'exercici següent: donats els salaris individuals d'una mostra important d'assalariats –dels quals hom coneix diversos trets–, es tracta d'estimar una equació

4. L'índex s'obté comparant el guany mitjà observat en el sector amb el que resultaria si, donada la seva estructura per categories, els treballadors de cadascuna d'aquestes rebessin el mateix que el que es cobra de mitjana en cada categoria a tota la indústria manufacturera.

de salaris a partir de les característiques que es consideren més significatives. Llavors, les diferències no explicades per aquests trets quantificarien la discriminació. Les investigacions d'aquest tipus fetes a Espanya (Castillo i Toharia, 1993; Hernández, 1995; De la Rica i Ugido, 1995; Moreno, Rodríguez i Vera, 1996) han arribat a la conclusió general que, de fet, la discriminació és inferior a la desigualtat observada, tot i que no pot ser menyspreada. Per a 1992, per exemple, hom la xifra en un 13% (Castillo i Toharia, 1993).

De tota manera, la definició anterior de discriminació és massa restrictiva i no resol el problema de quines característiques són les que asseguren l'aïllament d'aquest factor (Moreno, Rodríguez i Vera., 1996: 64-65). El cas més obvi és el de la segregació ocupacional: si les dones estan sobrerrepresentades en els sectors més mal pagats, no s'hauria de considerar aquest fet com a part de la discriminació? La taula 1.8 presenta diferents indicadors sobre desigualtats salarials entre homes i dones en termes de salari per any o mensual i de salari per hora procedents de diverses fonts estadístiques.

Taula 1.8

Salari mitjà de les dones com a percentatge del salari mitjà dels homes

Enquesta de Distribució Salarial (dades anuals)		
1988		73,9
1992		72,7
Enquesta de Salaris (IV trimestre de cada any)		
	Mensual	Hora
1992	72	73,5
1993	71,9	73,5
1994	72,1	74,1
1995	73,1	75,7
1996	73,2	74,9
1997	74,3	75,9
Enquesta d'Estructura Salarial		
	Anual	Hora
1995	67,2	69,3

Les dades indiquen que les dones guanyen entre un 25% i un 33% menys que els homes. De tota manera, aquestes fonts no inclouen els empleats de les administracions públiques, cosa que faria variar els resultats a l'alça. Feta aquesta puntualització, la desigualtat salarial entre homes i dones es manté, sigui quina sigui la variable considerada: grup professional, sector econòmic, nivell d'estudis o tipus de jornada i contracte (Vidal i Balcells, 1996; Álvarez Aledo *et al.*, 1996). Vegi's la taula 1.9.

Taula 1.9.

Salari anual mitjà de les dones en percentatge del salari mitjà dels homes el 1995 segons diferents variables

Variable	% salari dones/homes
Jornada a temps complet	71
Jornada a temps parcial	71
Contracte indefinit	68
Contracte temporal	63
Contracte d'aprenentatge	98

Rang de variació segons diferents variables

Variable	Nombre de grups	Màxima diferència	Grup	Mínima diferència	Grup
Branca d'activitat	22 sectors	58	Alimentació, begudes i tabac	93	Construcció
Ocupacions	15 ocupacions	61	Treballadors no qualificats en serveis	104	Treballadors qualificats a la construcció
Nivell d'estudis	8 nivells	57	Diplomats	68	EGB
Edat	10 grups	64	60 i més anys	89	Menors de 20 anys
Antiguitat	9 grups	69	11 a 15 i 16 a 20 anys	86	Més de 30 anys
Mida establiment	5 grups	64	Mida màxima (més de 200)	72,5	Mida mínima (10 a 19 persones)

Font: elaboració pròpia a partir de l'INE (1997): Enquesta d'Estructura Salarial, 1995.

A totes les branques d'activitat hi ha diferències desfavorables a les dones, encara que la seva magnitud resulta molt diferent en funció del sector. També s'observa el mateix si hom es fixa en les desigualtats per categories d'ocupació i en les diferències per nivell d'estudis i mida de l'empresa. En general, amb l'edat creix la desigualtat salarial. També creix amb el tipus de contracte i de jornada, amb l'única excepció dels contractes d'aprenentatge, on la baixa retribució no fa distincions entre els sexes.

Les dones es concentren més en treballs amb contracte temporal i, de mitjana, perceben retribucions més baixes que els assalariats amb contracte indefinit (un 59,4% de les que reben aquests segons, d'acord amb les dades de l'Enquesta de Distribució Salarial de 1992). A més, les dones també són majoritàries en els treballs a temps parcial, amb un salari per hora que, de mitjana, és un 64,2% del salari dels treballadors a temps complet, segons les dades de l'Enquesta d'Estructura Salarial de 1995.

L'anàlisi de la distribució individual de salaris pot fer referència tant al salari per hora com al salari anual. La primera d'aquestes perspectives és, precisament, la que es desenvolupa en l'estudi que presentem. Pel que fa a la segona perspectiva, les desigualtats no només depenen de quant es cobra per dia o mes, sinó també de la major o menor continuïtat de la relació laboral durant l'any. Aquesta anàlisi pot fer-se des de dues fonts principals: l'Enquesta de Pressupostos Familiars (EPF) i les dades fiscals.

Les EPF dels anys 1980/81 i 1990/91 (fetes emprant metodologies semblants) pateixen la limitació de la qualitat de les dades. En efecte, com succeeix en qualsevol enquesta d'ingressos, hi ha problemes d'infradeclaració, tot i que en el cas dels ingressos salarials són molt menys importants que en el cas d'altres tipus d'ingressos.⁵

Els resultats principals de distribució salarial sobre la base de l'EPF (on els salaris no inclouen les cotitzacions socials i els impostos directes) indiquen que entre 1980/81

5. Ayala, Martínez i Ruiz-Huerta (1996) estimen entre un 10% i un 15% la infravaloració els anys 1980 i 1990, respectivament, en relació amb les dades de la Comptabilitat Nacional (p.58). A més, segons estudis de les dades fiscals referides als primers noranta, les estimacions de la CN estarien infraestimades aproximadament un 5% (Melis, 1996: 23)

i 1990/91 no va canviar res, com indica la taula 1.10. Quan es calculà la desigualtat referida únicament als assalariats que aporten el gruix dels ingressos familiars, s'obtingueren valors menors als exposats (Álvarez Aledo *et al.*, 1996: 299). Per la seva banda, l'índex de Gini reflectia una lleugera disminució de la desigualtat, tot i que això no afectà el grup dels treballadors més mal pagats.

Taula 1.10
Distribució de les rendes salarials per decils

Decils de perceptors	1980 / 81			1990 / 91		
	Renda mitjana	% del total	% acumulat	Renda mitjana	% del total	% acumulat
Primera	71.490	1,4	1,4	164.706	1,4	1,4
Segona	185.233	3,8	5,2	453.893	3,9	5,3
Tercera	280.559	5,7	10,9	642.153	5,5	10,8
Quarta	350.978	7,1	18,0	828.255	7,1	17,9
Cinquena	414.650	8,4	26,4	990.414	8,5	26,4
Sisena	479.951	9,8	36,2	1.150.432	9,9	36,3
Setena	551.675	11,2	47,4	1.289.212	11,1	47,4
Vuitena	638.679	13,0	60,4	1.506.214	13,0	60,4
Novena	760.656	15,5	75,9	1.793.615	15,5	75,9
Desena	1.185.542	24,1	100	2.780.020	24,0	100
Total	491.683	100		1.159.992	100	
Índex de Gini	0,34231			0,34115		

Font: Álvarez Aledo *et al.* (1996: taula V-3)

El major grau d'igualtat entre els treballadors estables (o, com a mínim, el no-augment de la desigualtat) pot ser explicada, en part, per dos factors. El primer és el gran creixement del pes relatiu de l'ocupació a les administracions públiques durant els anys vuitanta, àmbit on la disparitat salarial és menor que al sector privat. El segon és l'efecte del sistema fiscal, atesa la major progressivitat de l'IRPF durant els anys considerats.

Per altra banda, l'explotació de les dades fiscals aporta informació sobre l'evolució de la desigualtat salarial (en termes bruts). Malauradament, però, l'única dada disponible –la referida al període 1986-90– tracta dels declarants integrats en unitats familiars

d'un únic perceptor de rendes salarials (Melis i Díaz, 1993). Així doncs, s'exclouen els assalariats de famílies amb més d'un assalariat i, sobretot, els treballadors que no tenen l'obligació i/o no fan la declaració de renda. La desigualtat dins el col·lectiu esmentat (que cal interpretar amb totes les cauteles indicades) era major el 1990 que el 1986.⁶

I encara és més interessant l'explotació del cens tributari de retencions a compte que efectuen els assalariats com a avançament de les seves contribucions a l'IRPF, d'acord amb les declaracions anuals de les empreses.⁷ L'Institut d'Estudis Fiscals ha treballat aquestes dades per als anys 1989, 1992, 1993 i 1994 (Melis i Díaz, 1993; IEF-Agència Tributària, varis anys) i ha obtingut els resultats de la taula 1.11. D'aquests resultats cal destacar:

- 1) L'enorme –i creixent– proporció de treballadors que apareixen amb uns ingressos anuals inferiors al salari mínim interprofessional: més de la quarta part dels treballadors contractats legalment. En concret: el 27,1% el 1992, el 27,4% el 1993 i el 28,7% el 1994. Quins treballadors corresponen a aquesta categoria? Si bé en alguns casos es tracta d'assalariats que abandonaren la seva vida laboral abans d'acabar l'any o s'hi varen incorporar amb l'any començat, la immensa majoria d'aquests treballadors eren assalariats a temps parcial, amb contractes temporals o, fins i tot, gent que només va treballar alguns mesos de l'any.

6. L'índex de Gini corresponent s'ha estimat en 0,304 (1986); 0,313 (1987); 0,303 (1988); 0,311 (1989); 0,321 (1990) (Melis i Díaz, 1993: 166)

7. Empreses de l'anomenat territori fiscal comú, que exclou Navarra i Euskadi.

Taula 1.11**Mesures de desigualtat individual de salaris bruts anuals**

Any	Índex de Gini	Relació entre els salaris del 10% de treballadors amb majors ingressos i el 10% d'ingressos menors
1989	0,439	50,8
1992	0,451	58,4
1993	0,458	68,8
1994	0,460	69,8
1995	0,464	75,5

Nota: no inclou Navarra i Euskadi.

Font: Melis i Díaz (1993), IEF-Agència Tributària, anys diversos.

- 2) Les dades indiquen un augment de la desigualtat en els primers anys 90. No obstant això, la font no permet aclarir si aquest augment és a causa de la influència de presumptes canvis en el temps de treball o si també reflecteix una major desigualtat salarial.
- 3) Les dones pateixen més precarietat laboral i tenen salaris més baixos que els homes. Així, el 1995, la proporció de treballadores amb ingressos anuals inferiors al salari mínim anual fou del 37,8% mentre que, en el cas dels homes, fou del 24,4%. Els índexs de Gini varen ser del 0,473 (dones) i 0,451 (homes).

Un altre estudi (Melis, 1996) conté informació quantitativa exhaustiva sobre la distribució del total de massa salarial que declararen haver percebut 10,9 milions d'individus durant l'any 92. Es tracta de dades procedents de l'Estadística d'Ocupació, Salaris i Pensions de Fonts Tributàries de 1992, que es nodrí de les declaracions de retencions a compte de les rendes del treball. Aquesta font té molts avantatges i limitacions greus. En efecte, d'una banda, inclou tots els assalariats al marge de la mida de l'empresa o la institució on treballa però, de l'altra, no acompanya la dada salarial dels trets socials i laborals del perceptor, ni tampoc discrimina entre els salaris corresponents a un any normal d'activitat i aquells associats a contractes de durada inferior a l'any. Aquesta darrera circumstància és la que explica l'obtenció d'una distribució bimodal dels sala-

ris, amb una concentració d'individus a la banda més baixa. És a dir, treballadors que van treballar només una part de l'any (ja sigui per nova incorporació, jubilació, etc.). D'entre tots els resultats de l'estudi, els que cal destacar són els dos següents:

- 1) Atès que el nombre de percepcions fou de 12,8 milions l'any 1992, resulta que –com a mitjana– un de cada sis assalariats va percebre ingressos salarials de dues entitats. Val a dir que la pluralitat de percepcions es concentra en els valors propers al salari anual mínim interprofessional (en aquest cas, un de cada quatre) –fet que suggereix l'existència de contractes inferiors a l'any– i en els nivells salarials més alts (un de cada tres), cosa que reflecteix situacions de pluriocupació.
- 2) Un 27,1% dels treballadors, que representa fins un 5% del total de la massa salarial, declara un volum anual d'ingressos salarials inferior al salari anual mínim interprofessional.

Un altre tipus d'investigació diferent –però complementària– de les que hem comentat fins ara (CEEFT, 1996) no parla de retribucions salarials, però fa una anàlisi completa de les modificacions esdevingudes dins l'estructura d'ocupacions dels sectors productius espanyols des de principis dels anys setanta fins la meitat dels noranta. D'aquesta manera, es posa de manifest la terciarització de l'economia, i en particular de les empreses, i els canvis en l'estructura de les titulacions dels treballadors dels sectors econòmics entre 1982 i 1991. En aquest darrer punt, destaca l'augment del nivell en els sectors del petroli i els productes energètics, el manufacturer, la construcció i l'hostaleria. D'altra banda, també es descriu la distribució de l'ocupació sectorial per sexes. Si bé el 1991 el 32% del total d'ocupats eren dones (amb un increment de 4 punts percentuals respecte l'any 1982), hi havia grans diferències entre sectors. L'ocupació femenina només era majoritària en el cas del sector dels serveis no destinats a la venda (el 57%). A continuació, venien els serveis destinats a la venda (el 46,8%), la recuperació, la reparació i el comerç (el 40%) i l'hostaleria (el 39,3%). Per contra, en el sector de la construcció, les dones només representaven el 3,5% de l'ocupació sectorial, seguit del sector del petroli i els productes energètics (el 6,5%) i del sector dels transports i les comunicacions (l'11,8%). Aquestes xifres eren inferiors –en els 10 sectors considerats– a les mitjanes de la UE-12, amb un 40% d'ocupació femenina global (CEEFT, 1996: 201-204). Dins aquesta mateixa anàlisi, els autors de l'estudi

valoren el fenomen de la segregació ocupacional per sexes i observen que sectors com el de la construcció, l'extracció de minerals, la transformació de productes metàl·lics, l'energia i els transports i comunicacions presenten una estructura més desequilibrada que la mitjana de l'economia, mentre que la proporció entre homes i dones és més semblant en el sector dels serveis (excepte a transport i comunicacions), el tèxtil i calçat, la producció d'aliments, begudes i tabac, etc. La situació, tal com s'indica, s'ha mantingut sense variacions significatives entre 1977 i 1992 (CEEFT, 1996: 214-218)

RESULTATS PRINCIPALS

Sense perjudici de l'exposició dels resultats de la recerca duta a terme detallada als propers capítols, els punts següents contenen, d'una forma telegràfica, els principals resultats.

- 1) L'índex de Gini –el més habitual dels indicadors globals de desigualtat– referit a les retribucions salarials ha pujat lleugerament des de mitjans dels anys 90 fins el 2000, fet que reflecteix un augment de la desigualtat salarial.
- 2) La desigualtat salarial global és menor a Catalunya que al conjunt de l'Estat espanyol. Els valors catalans s'acosten als típics de l'Europa central (Luxemburg, França, Àustria, Bèlgica i Alemanya) però són clarament superiors als dels països nòrdics. Gran Bretanya, Portugal i Grècia destaquen com a països amb una major desigualtat salarial que Catalunya.
- 3) A l'Administració pública, els salaris són menys desiguals que en el sector privat.
- 4) Un factor important a l'hora d'explicar la desigualtat salarial és el sector econòmic on es treballa i la mida de l'empresa.
- 5) El segon factor de desigualtat destacat és el sexe. La retribució mitjana de les dones està clarament per sota de la dels homes.
- 6) Finalment, els trets personals com l'antiguitat, la categoria ocupacional i el nivell d'estudis són el tercer element explicatiu de desigualtat.

② La desigualtat salarial l'any 1995

Un cop harmonitzades i filtrades les dades d'acord amb els procediments explicats en el capítol anterior, es va procedir, en primera instància, al càlcul dels indicadors quantitius emprats habitualment en la valoració sintètica del grau de desigualtat (les corbes de Lorenz i l'índex de Gini, i els coeficients de dispersió salarial, de Theil i d'Atkinson). Tot seguit, es van creuar els valors salarials i els trets sociolaborals dels treballadors i es van representar gràficament els comportaments obtinguts. D'aquesta manera, s'obtingué una quantitat important de resultats analítics que s'exposen de forma ordenada i sistemàtica al llarg d'aquest segon capítol.

LA DESIGUALTAT GLOBAL

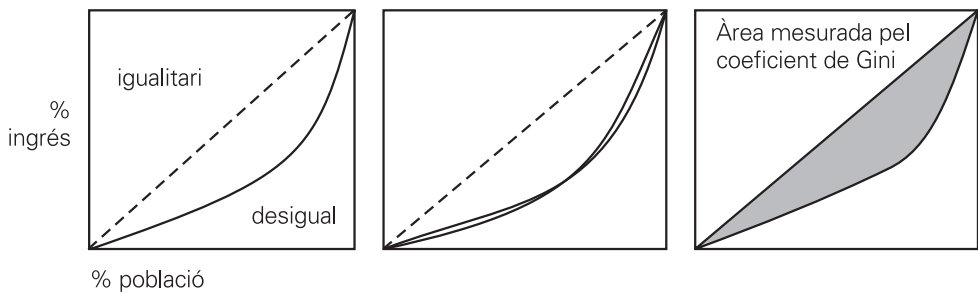
La desigualtat en els ingressos dels individus es pot mesurar amb molts indicadors diferents. D'entre ells, cal distingir els que són merament descriptius dels que tenen un caràcter normatiu.

Per descriure la desigualtat, tradicionalment s'ha emprat la corba de Lorenz, que permet representar de forma senzilla i comprensible la desigualtat en els ingressos d'una població. Associat a aquesta corba, es pot definir el coeficient de Gini com una primera mesura descriptiva de desigualtat.

La corba de Lorenz s'obté representant els grups de població ordenats de més pobres a més rics –a l'eix horitzontal– i els ingressos acumulats de cada grup de població –a l'eix vertical–, totes dues magnituds expressades com a percentatge. El gràfic resultant és un quadrat i una línia que surt de l'extrem inferior esquerre (el 0% de la població té el 0% dels ingressos) i arriba a l'extrem superior dret (el 100% de la població té el 100% dels ingressos). Aquesta línia expressa quina proporció de l'ingrés total té un determinat percentatge de la població situada per sota el nivell en qüestió. Si els ingressos es distribuïssin de forma igualitària, aquesta línia seria la diagonal, ja que cada percentatge de la població tindria exactament el mateix percentatge d'ingressos. Si hi ha desigualtat, aleshores aquesta línia esdevé una corba que sempre està situada per sota de la diagonal i amb un pendent que va augmentant progressivament. La raó és que a mesura que s'entra en la part més rica de la població, la seva participació en l'ingrés és proporcionalment major. En termes gràfics, una distribució no igualitària és, per tant, una línia convexa (que fa panxa) per sota de la bisectriu, tal com il·lustren els tres diagrames de la figura 2.1. Com més panxa faci, més desigualtat hi haurà.

Figura 2.1

Representació gràfica de les corbes de Lorenz i del coeficient de Gini



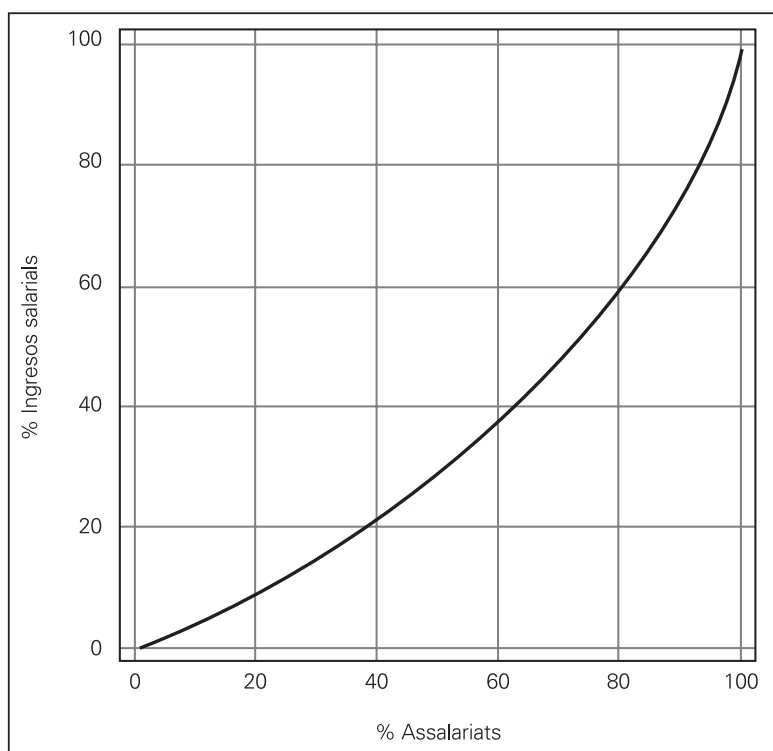
La corba de Lorenz permet comparar fàcilment si una distribució és més igualitària que una altra. Donades dues corbes de distribució, la que està per sobre en tots els punts és més igualitària que la que està per sota. Però sovint pot passar que les dues corbes es tallin. En aquest cas, hom ja no està en condicions de dir quina distribució és més o menys desigual, tal com mostra el diagrama central de la figura 2.1.

Per tal de resoldre els possibles problemes d'interpretació derivats de la corba de Lorenz, una solució és mesurar l'àrea que hi ha entre la corba i la bisectriu (àrea ombrejada del diagrama dret de la figura 2.1). Quan aquesta àrea és més gran, la desigualtat és major. El coeficient de Gini dóna la mesura d'aquesta àrea multiplicada per dos i, per tant, pot prendre valors entre 0 i 1. Un valor 0 significa una distribució completament igualitària, mentre que un valor d'1 significa que hi ha la màxima desigualtat possible, ja que tot l'ingrés està en mans d'una sola persona.

En el cas dels salaris de l'economia catalana l'any 1995, la corba de Lorenz és la que apareix a la figura 2.2 i el valor del coeficient de Gini és de 0,308.

Figura 2.2

Corba de Lorenz dels salaris per hora a Catalunya el 1995



Aquests indicadors tradicionals de desigualtat presenten un problema d'indescomposabilitat additiva, que apareix quan es vol intentar explicar en quina mesura contribueixen a la desigualtat total els diferents factors (Sen, 1973; Lambert, 1993).

Per evitar aquest escull, es poden emprar altres indicadors descriptius, com la variància dels logaritmes, el coeficient de variació al quadrat o l'índex de Theil. Tots ells són mesures de dispersió de la mostra que compten amb la propietat de la descomposabilitat additiva i que, com que habitualment són calculats en els estudis sobre distribució, permeten fer comparacions.¹

Tot i així, copsar quin grau de desigualtat hi ha darrera un índex de Gini de, per exemple, 0,3 és difícil i poc visual. Per això també s'usen altres indicadors com el quocient de decils, que ens diu quantes vegades més gran és l'ingrés d'un individu que ocupa la posició 90 en relació al que ocupa la posició 10 (dins d'un grup de 100 individus ordenats del més pobre al més ric) i el percentatge de baixos salaris, que expressa quina proporció de treballadors té un salari igual o inferior a 2/3 del salari mitjà.

Com a alternativa als indicadors descriptius de desigualtat, hi ha indicadors normatius, és a dir, indicadors basats en una estructura de preferències socials que està estrictament definida i que presenta diverses propietats formals que són necessàries per poder extreure conclusions normatives. Aquests índexs permeten dir si una distribució és millor o pitjor que una altra, d'acord amb les preferències socials establertes, mentre que els indicadors descriptius només diuen si hi ha més o menys igualtat, però no indiquen res de quina situació és preferible. D'entre ells destaca l'índex d'Atkinson², que depèn d'un paràmetre anomenat grau d'aversion a la desigualtat. Com més gran és l'aversion a la desigualtat, més gran és l'índex, atès que les preferències socials donen més rellevància a la desigualtat.

1. El coeficient de variació és el quocient entre l'error estàndard i la mitjana de la mostra. El coeficient de Theil és una transformació de la mesura de l'entropia i pren valors entre 0 i el logaritme del nombre d'individus. Com més petit és, indica més igualtat. Per fer-lo comparable, es calcula una mesura relativa i es divideix per $\log(n)$.

2. L'índex d'Atkinson pren valors entre 0, quan hi ha igualtat completa, i 1, quan hi ha la màxima desigualtat.

A la taula 2.1 es presenta el salari mitjà per hora i el valor de diversos índexs de desigualtat dels salaris del conjunt de l'economia catalana. S'han calculat aquells índexs que s'empren habitualment a fi de poder establir comparacions.

Taula 2.1.

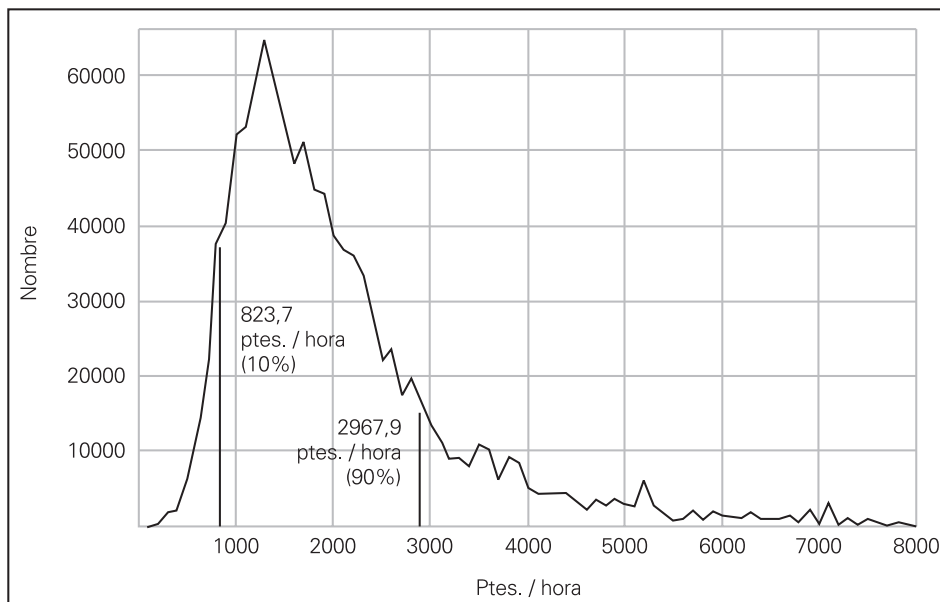
Resultats globals

Salari mitjà per hora	Coeficient de Gini	Dispersió salarial (D9/D1)	% baixos salaris (<66,7%)*	Índex de Theil	Índex d'Atkinson		
					Paràmetre 0,5	Paràmetre 1	Paràmetre 1,5
1.775,24	0,308	3.603	34,12 %	Mesura relativa			
				0,0126	0,0781	0,1434	0,1997

*Nota: Si es pren com a definició alternativa de baix salari estar per sota del 60% del salari mitjà, aleshores el percentatge de treballadors amb baixos salaris és el 26,2%.

La figura 2.3 representa el nombre d'assalariats (eix vertical) per a cada nivell de salari percebut per hora, en intervals de 200 ptes./hora. Es constata que un percentatge molt important dels assalariats, el 21,4% (168.470 individus), rep una retribució inferior a 1.000 ptes./hora, un valor que està clarament per sota del salari mitjà (1.775,2 ptes./hora). D'altra banda, només un 9,72% dels treballadors considerats (76.519 persones) assoleix salaris superiors a les 3.000 ptes./hora. A la figura, s'ha establert el límit superior en 8.000 ptes./hora ja que només el 0,4% dels assalariats de la mostra (3.197 individus) superava aquesta quantitat. Finalment, a la figura també s'hi han representat els punts de tall que deixen un 10% dels treballadors als extrems, usats en el càlcul del coeficient de decils i que corresponen, respectivament, a un salari per hora de 823,65 ptes. i 2.967,85 ptes.

Figura 2.3
Distribució dels salaris per hora a Catalunya el 1995



La taula 2.2 permet comparar alguns dels resultats obtinguts pels salaris a Catalunya, amb els homònims dels països de la Unió Europea.

Taula 2.2

Dades sobre distribució salarial a la Unió Europea (any 1994)

	Coefficient de Gini	Dispersió salarial (D9/D1)
Alemanya	0,296	2,32
Àustria	0,297	3,66
Bèlgica	0,296	2,25
CATALUNYA	0,308*	3,6* (3,22**)
Dinamarca	0,227	2,17
Espanya	0,340	4,6* (3,7**)
Finlàndia	...	2,38
França	0,290	3,28
Grècia	0,351	...
Holanda	0,247	2,60
Irlanda	0,357	...
Itàlia	0,314	2,80
Luxemburg	0,304	...
Portugal	0,368	4,05
Regne Unit	0,345	3,30
Suècia	...	2,13
Valor mitjà de la taula	0,31	3,01

* Dades referides a l'any 1995 pel salari per hora. Tots els treballadors.

** Treballadors amb contracte indefinit.

Fonts: Ferrera, M., Hemerijck, A. i Rhodes, M. (2000: 24) i elaboració pròpia de les dades de Catalunya i Espanya.

Cal advertir que la font consultada no explica la naturalesa de les dades de base emprades pel càlcul dels indicadors mostrats. Tot i així, llegint la taula amb atenció, s'observa que els valors referits a l'índex de Gini en el cas català coincideixen amb els de Luxemburg i resulten molt propers als casos d'Àustria, Bèlgica i Alemanya. Dinamarca i Holanda són els que tenen menys desigualtat. França és lleugerament menys desigual que Catalunya i Itàlia lleugerament més desigual. La resta de països, inclosa la dada referida al conjunt de l'Estat espanyol, mostren força més desigualtat que Catalunya.

En el cas de la dispersió salarial, a Catalunya la raó entre els decils supera la majoria dels països considerats, amb l'excepció d'Àustria, Espanya i Portugal.

La taula mostra que Espanya està entre els països amb més desigualtat de la Unió Europea, just al nivell del Regne Unit. Només els països de renda baixa com Irlanda, Grècia i Portugal tenen més desigualtat. Catalunya, en canvi, presenta un nivell de desigualtat semblant al dels països de l'Europa central.

LA DESIGUALTAT PER SECTOR ECONÒMIC

Per començar, cal indicar que a l'annex 1 es mostren els valors del salari mitjà per hora i els diversos coeficients de desigualtat dels diferents sectors considerats. A les taules C (1a part i 2a part) es pot comprovar que els sectors amb una remuneració mitjana més alta són els següents:

- 1) Producció i distribució de llum, gas i aigua (amb 3.000,37 ptes./hora)
- 2) Intermediació financera i assegurances (amb 2.958,8 ptes./hora)
- 3) Química, petroli i combustibles (amb 2.382 ptes./hora).

La situació diametralment oposada es dona a l'hostaleria (1.206,7 ptes./hora) i al tèxtil i la confecció, i al cuir i el calçat (1.241,7 ptes./hora). Per tant, la diferència entre els valors extrems és de 2,48 vegades. Per altra banda, el salari mitjà del conjunt de la població és de 1.775,2 ptes./hora.

A la figura 2.4 es representen les corbes de nivell que resulten de les diverses corbes de Lorenz corresponents a les distribucions salarials de tots i cadascun dels sectors econòmics. En aquesta figura cada línia representa un determinat percentatge del total d'ingressos salarials de cada sector i la seva situació ens indica quin percentatge d'assalariats cal aplegar (eix vertical) per tal d'assolir un determinat percentatge dels ingressos. Per exemple, la línia marcada amb el 50% indica que, en el sector 19 (eix horitzontal), el 67% dels assalariats (eix vertical) disposen del 50% dels ingressos salarials. En canvi, en el sector 18, per assolir el mateix 50% dels ingressos cal aplegar

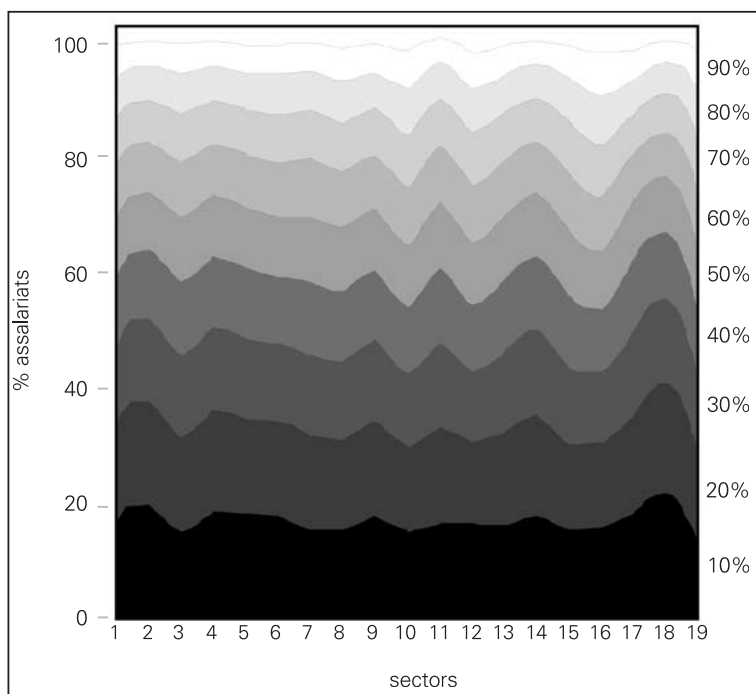
el 77% dels assalariats. Això implica que el sector 18 té una estructura més desigual que el sector 19.

En altres paraules, en aquells sectors on les corbes de nivell passen més amunt hi ha més desigualtat que en aquells on la línia passa més avall. El gràfic il·lustra clarament que els sectors amb menys desigualtat són el sector 19 –administracions públiques–, el sector 16 –transport i comunicacions– i el sector 15 –hostaleria–. D'altra banda, el sector més desigual és el 18, que correspon als altres serveis.

Aquesta informació sobre distribució és una informació relativa, és a dir, només diu quina és la desigualtat interna del sector i la compara amb la dels altres. Però cal fer les comparacions entre els sectors amb mesures absolutes dels guanys.

Figura 2.4

Distribució salarial per sectors a partir de les corbes de Lorenz



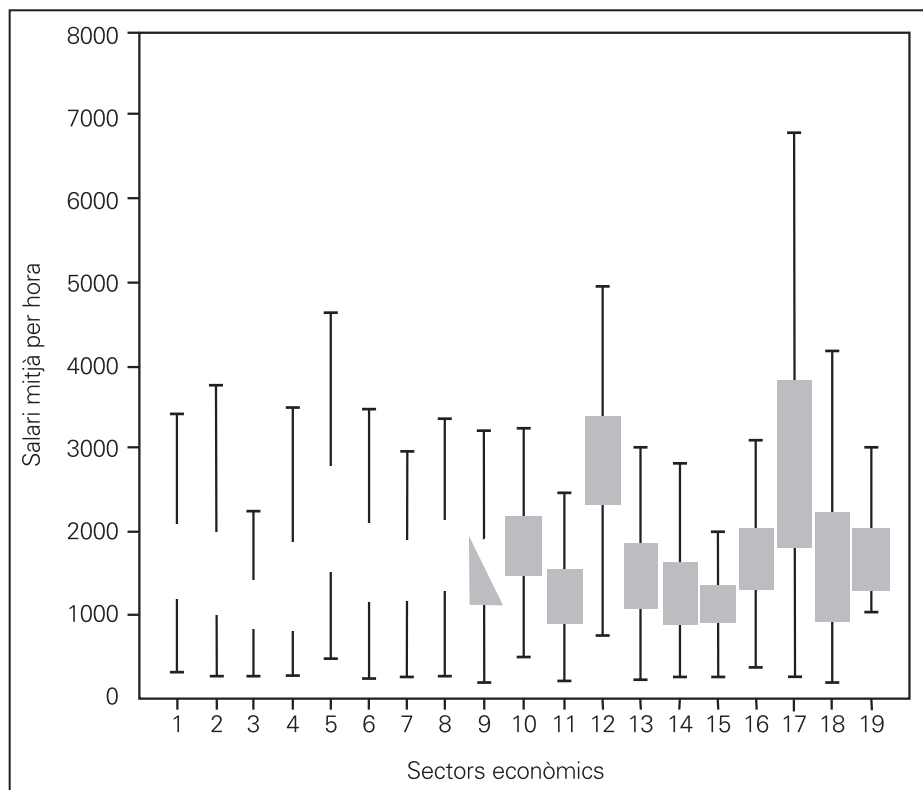
Una forma simple i entenedora de fer-ho és representant els salaris per hora de cada sector i la seva dispersió, tal com s'exposa a la figura 2.5, on els números de l'eix horitzontal són els sectors, que corresponen a la nomenclatura establerta a l'apartat 1.2.3.

A la figura, s'hi ha representat la mediana (línia interior de cada caixa) del salari per hora. És a dir, el valor central dels salaris del sector en qüestió ja que, per definició, la mediana deixa el mateix nombre d'observacions —ordenades de menys a més— tant per sobre com per sota. A més, entre les cotes superior i inferior de cada caixa, s'hi ubiquen els salaris per hora de la meitat dels assalariats del sector corresponent. Finalment, els dos valors extrems de salari per hora abasten el 95% de la població.

Immediatament es pot comprovar que els tres sectors amb retribucions unitàries més altes són els esmentats anteriorment, tot i que el de la intermediació financera i les assegurances ara ocupa la primera posició, seguit pel de la producció i distribució de llum, gas i aigua i pel del conjunt format pel sector químic, petroli i combustibles. Les retribucions més baixes les presenten els sectors que s'han indicat en parlar del salari mitjà, als quals cal afegir el calaix de sastre de les altres indústries. Cal indicar, però, que aquests darrers sectors són els que manifesten una menor dispersió dels salaris per hora.

A efectes de comprovació addicional, s'ha calculat el grau de significació estadística de les mitjanes sectorials del salari per hora. El resultat és que totes són significativament diferents (interval de confiança del 95%), tant respecte el valor associat al conjunt de la població (amb l'excepció del sector del cautxú i plàstics) com comparant els sectors entre si (amb poques excepcions, que no fan pensar en un capteniment sistemàtic).

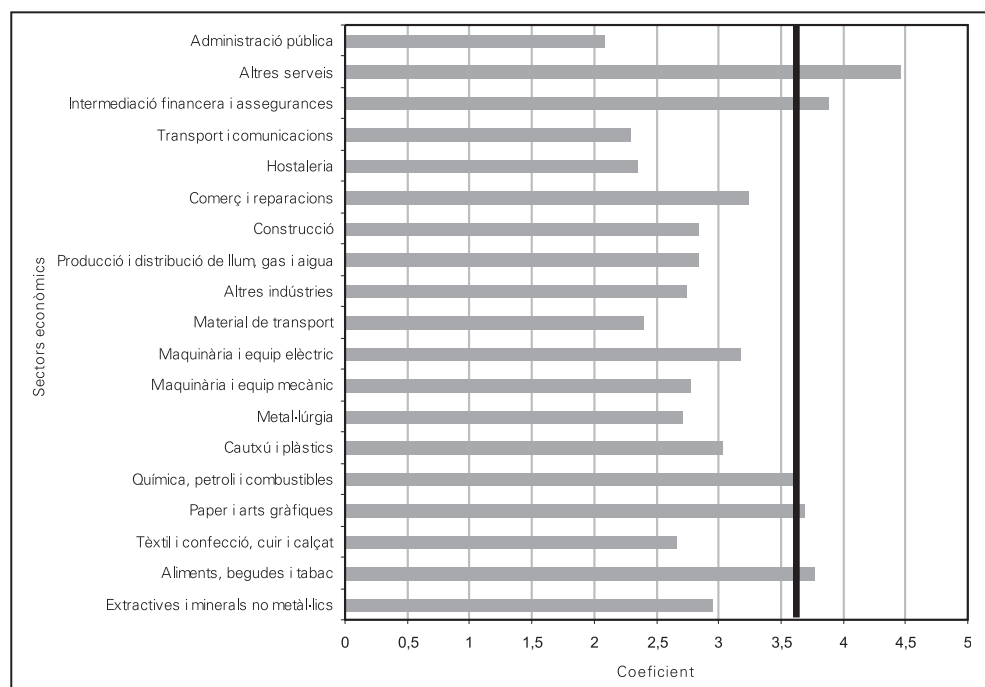
Figura 2.5
Distribució salarial per sectors econòmics



La figura 2.6 representa el coeficient de decils i s'hi ha destacat el valor corresponent al conjunt de la població (3,6). Sense cap mena de dubte, el resultat més significatiu és que l'Administració pública emergeix com el sector amb menys desigualtat, d'acord amb l'indicador estàndard utilitzat. Una diferència que, aproximadament, equival a la meitat de l'existent en sectors com el d'altres serveis i el d'intermediació financera i assegurances. Val a dir que la desigualtat de salaris entre els treballadors de l'Administració pública és la més baixa de totes (índex de Gini del 0,175), mentre que el grau de desigualtat del conjunt del sector privat és clarament superior (índex de Gini igual a 0,305).

A continuació, s'ha procedit a crear les variables de categoria ocupacional (CNO-94) i de sector econòmic, obtenint els salaris per hora mitjans de cada categoria laboral en cada sector. El resultat és la figura 2.7.

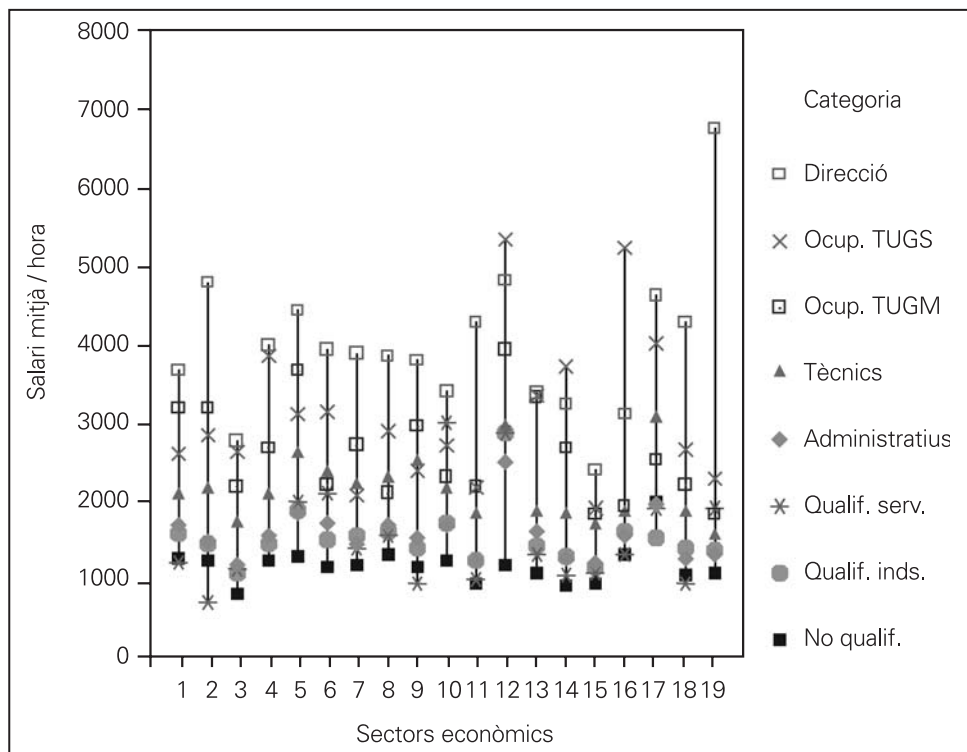
Figura 2.6
Coeficient de decils (D_9/D_1) dels sectors econòmics



Quan s'observa la figura, hom pot detectar els sectors on la diferència de retribucions mitjanes entre categories és especialment àmplia. Aquest és el cas del sector 2 (aliments, begudes i tabac), 12 (producció i distribució de llum, gas i aigua) i del 16 (transport i comunicacions). L'hostaleria i l'Administració pública (sector 19) són els sectors amb els valors més propers entre si. En aquest darrer cas, el fet que el nivell de direcció presenti una remuneració molt per sobre de la resta de categories i, a més, sigui el sector que paga millor als seus directius és una simple qüestió de classificació estadística. En realitat, a les dades emprades de l'Administració pública, els escassos directius supe-

Figura 2.7

Salaris mitjans per categoria laboral i sector econòmic

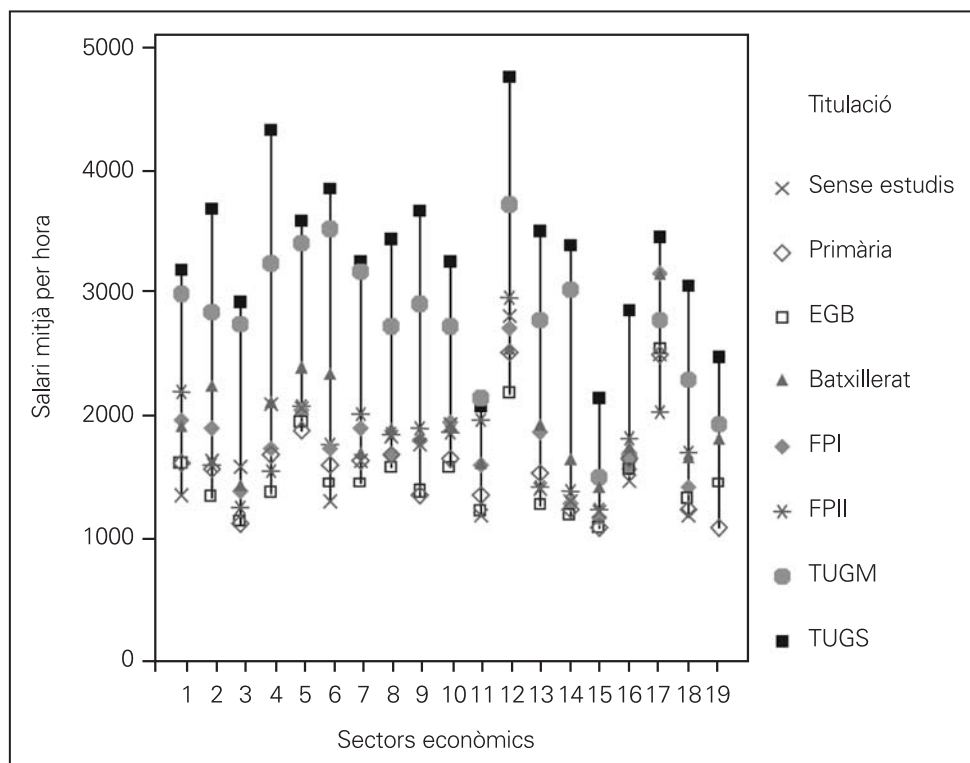


riors (gerents, directors generals, etc.) han estat separats de les categories directives mitjanes (que, a més, solen estar ocupades per funcionaris). Per contra, a les dades procedents del sector privat, les retribucions dels alts directius apareixen barrejades amb les corresponents als directius mitjans i baixos. Aquesta circumstància, sens dubte, camufla les altes retribucions dels executius superiors que, com és sabut, són clarament superiors a les percebudes pels seus homònims de l'Administració pública.

Un altre creuament interessant de variables és el que mostra la figura 2.8. Representa els salaris mitjans per hora de cada nivell de titulació en cada sector econòmic. A primera vista, la disposició és clarament jeràrquica, amb uns valors més propers entre els nivells d'estudis baixos que entre els alts en tots i cadascun dels sectors.

Figura 2.8

Salaris mitjans per nivell d'estudis i sector econòmic

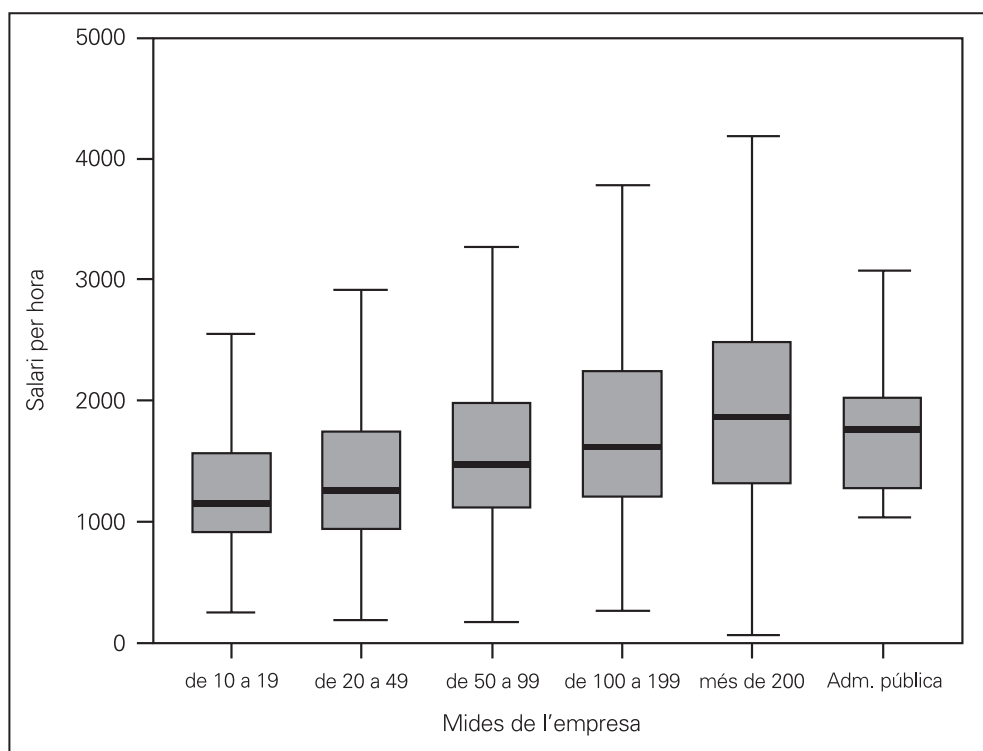


Quan s'analitza la figura es constata que, encara que el factor titulació ordeni les retribucions dins de cada sector, es produeixen nombroses sobreposicions si els comparem entre si. Per exemple, els salaris per hora mitjans dels treballadors del sector de la producció i distribució de llum, gas i aigua (12) i de la intermediació financera i assegurances (17), d'acord amb les dades disponibles, són semblants als que reben titulats universitaris en els sectors de les altres indústries (11), l'hostaleria (15) i l'Administració pública (19). Aquesta circumstància fa sospitar que el factor nivell d'estudis resulta del tot insuficient per explicar, per si sol, la retribució salarial dels individus dins el conjunt de l'economia en qüestió.

LA DESIGUALTAT PER MIDA DE L'EMPRESA

L'anàlisi de la desigualtat segons la mida de l'empresa revela una clara influència d'aquest factor sobre les retribucions salarials. En efecte, com es pot apreciar a la figura 2.9, la mitjana dels salaris per hora per grandària de l'empresa (amb un 95% d'interval de confiança) presenta una disposició jeràrquica ben nítida (tenint present que la darrera categoria reflectida és la relativa a l'Administració pública). En concret, les retribucions mitjanes són les que presenta la taula 2.3.

Figura 2.9
Salaris mitjans i mida de l'empresa



Com s'observa a la taula, el salari de l'estrat superior és 1,54 vegades el de les empreses més petites que s'han considerat. D'altra banda, la mitjana salarial de la mida més gran d'empresa supera un 22,6% la retribució mitjana del conjunt de la mostra, mentre que el salari del grup de dimensió menor queda a un 79,3% d'aquesta darrera xifra. Finalment, cal observar la proximitat entre les retribucions de les empreses d'entre 50 i 99 assalariats, l'Administració pública i tota la mostra.

Taula 2.3

Salaris per dimensió de l'empresa

Estrat	Mitjana salari (ptes./hora)
1. De 10 a 19 treballadors	1.406,47
2. De 20 a 49 treballadors	1.522,75
3. De 50 a 99 treballadors	1.758,61
4. De 100 a 199 treballadors	1.919,14
5. > 200 treballadors	2.175,51
6. Administració pública	1.783,54
Tota la mostra	1.774,24

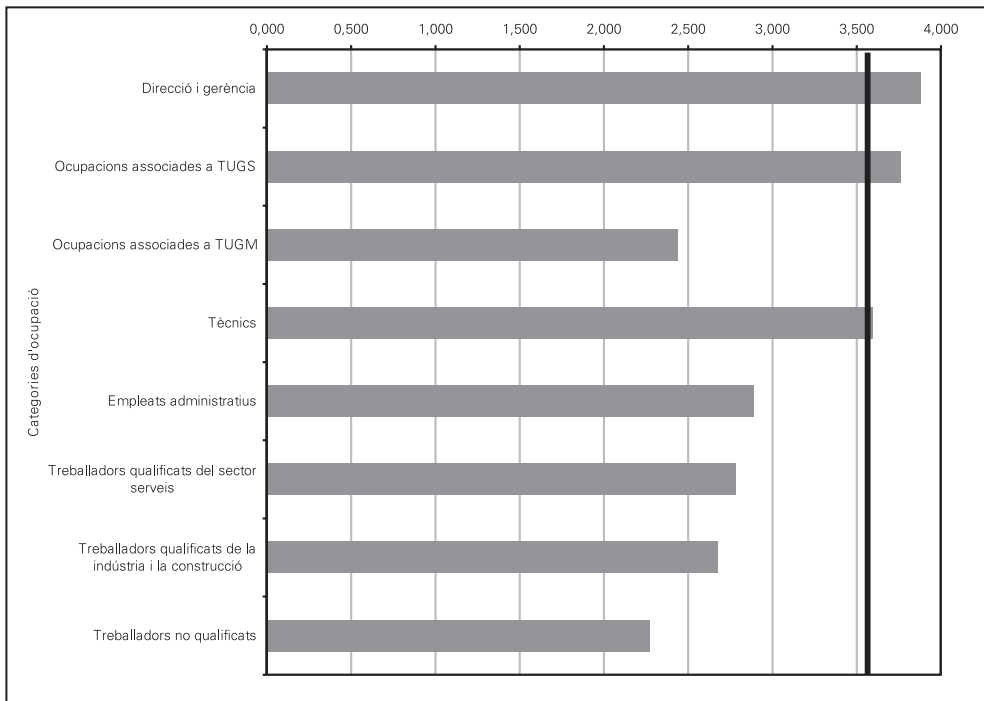
LA DESIGUALTAT PER CATEGORIES D'OCUPACIÓ

Les dades analitzades indiquen clarament que el salari mitjà per hora decreix amb el rang ocupacional, amb la característica que els treballadors qualificats del sector serveis reben una retribució menor que els homònims de la indústria i la construcció. L'ocupació superior rep, de mitjana, un salari per hora 3,49 vegades més alt que el corresponent a la categoria més baixa. D'altra banda, la dispersió entre decils –per regla general– resulta menor per als nivells d'ocupació de qualificació més baixa, tal com mostra la figura 2.10.

Com abans, s'ha buscat el nivell de significació estadística de les mitjanes de salari per hora de cada categoria d'ocupació, tant respecte la global com entre elles. Els resultats són els següents: en ambdós casos la diferència és significativa per un interval

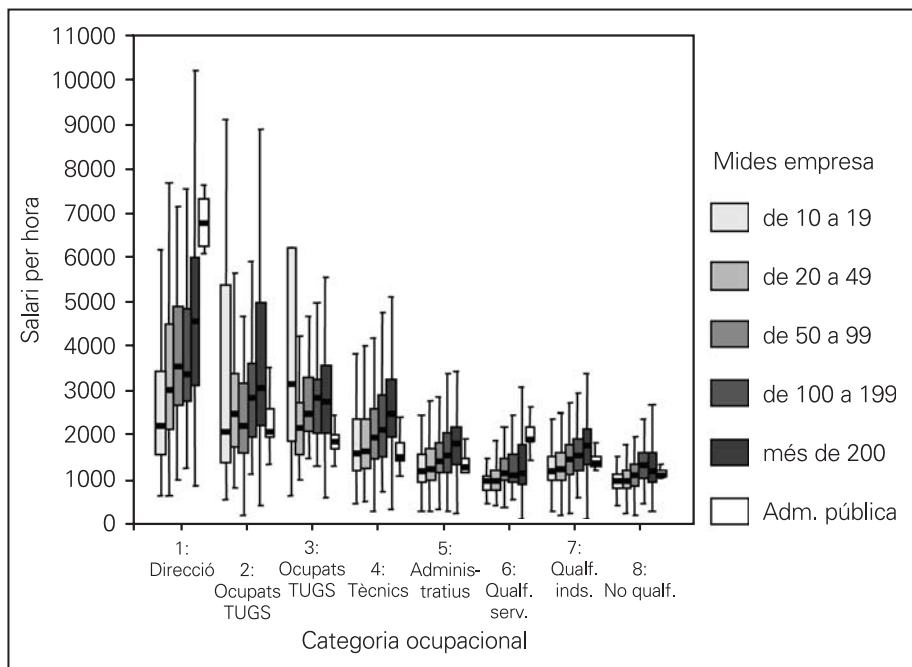
de confiança del 95%. És a dir, les diferents categories laborals reben retribucions clarament diferents.

Figura 2.10
 Quocients de decils (D_9/D_1) per categories d'ocupació



La comparació del salari per hora per categoria d'ocupació, tenint en compte l'estrat de l'empresa, dóna lloc a la figura 2.11. En aquesta, s'hi constata un doble comportament sistemàtic: una menor retribució com més baixa és la categoria i, dins de cada nivell d'ocupació, un salari per hora més alt com més gran és la mida de l'empresa. D'aquesta manera, queda demostrat que el factor grandària de l'empresa és important a l'hora d'explicar la retribució dels diversos grups d'ocupació. Un resultat que és especialment important en el cas dels directors i gerents, ja que el salari per hora augmenta ràpidament quan augmenta la mida de l'empresa (definida segons el nombre de treballadors).

Figura 2.11
Salaris i categories per mida d'empresa



LA DESIGUALTAT PER NIVELL D'ESTUDIS

Les dades posen de manifest una clara jerarquia de retribucions salarials entre les titulacions. En efecte, si es consulta la taula E de l'annex 1 (que mostra el salari mitjà per hora i els diversos coeficients de desigualtat segons el nivell d'estudis assolit pel treballador) es constata que els llicenciats ocupen la primera plaça, amb un salari mitjà per hora que és 1,86 vegades més alt que la retribució mitjana general. No obstant això, els treballadors sense estudis superen clarament els que tenen acabada l'EGB. L'explicació més plausible d'aquesta circumstància és la distància generacional existent entre ambdós col·lectius en un context històric d'augment general del nivell d'estudis de la població. En efecte, tal com mostra la taula 2.4, els dos col·lectius amb una titulació més baixa tenen una mitjana d'edat clarament superior als 4 grups següents amb estudis

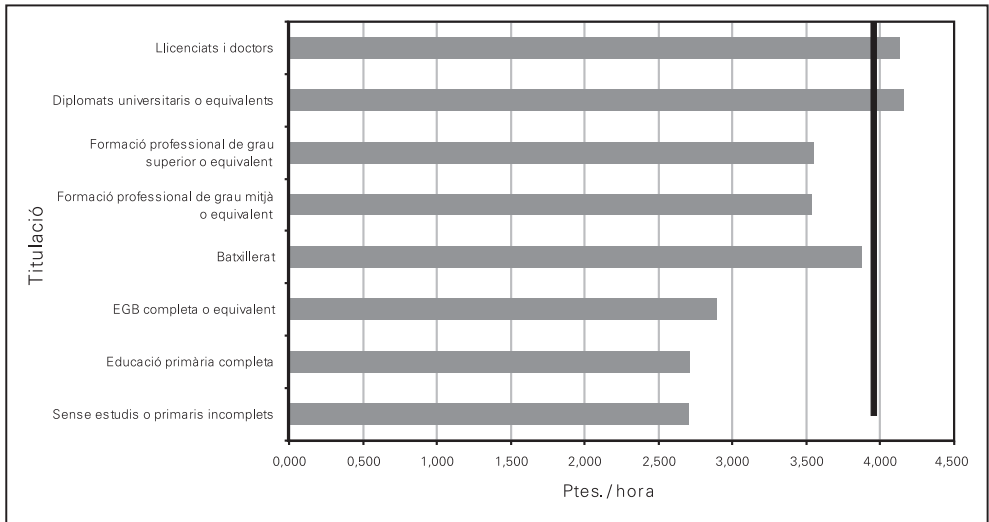
bàsics i/o mitjans acabats. A més, si es recorda que les dades corresponen a l'any 1995, la diferència d'edats esmentada incorpora el factor de la progressiva universalització de l'ensenyament secundari.

Taula 2.4
Edats mitjanes dels grups de titulació

Titulació	Anys
Sense estudis o amb estudis primaris incomplets	48,29
Educació primària completa	43,64
EGB completa o equivalent en educació secundària	35,68
Batxillerat	36,43
Formació professional I o equivalent	35,02
Formació professional II o equivalent	34,41
Diplomats universitaris o equivalents	39,40
Llicenciats, enginyers superiors, doctors i postgraus	38,00
TOTA LA POBLACIÓ	38,59

Seguint amb el procediment d'exposició dels resultats dels apartats anteriors, la figura 2.12 mostra el quocient dels decils novè i primer per grups de titulació. Com és palès, la distància entre les retribucions és més gran com més elevat és el salari del grup de titulació. Fet que fa sospitar que hi ha d'altres circumstàncies que alimenten la desigualtat que tenen més impacte a les categories superiors.

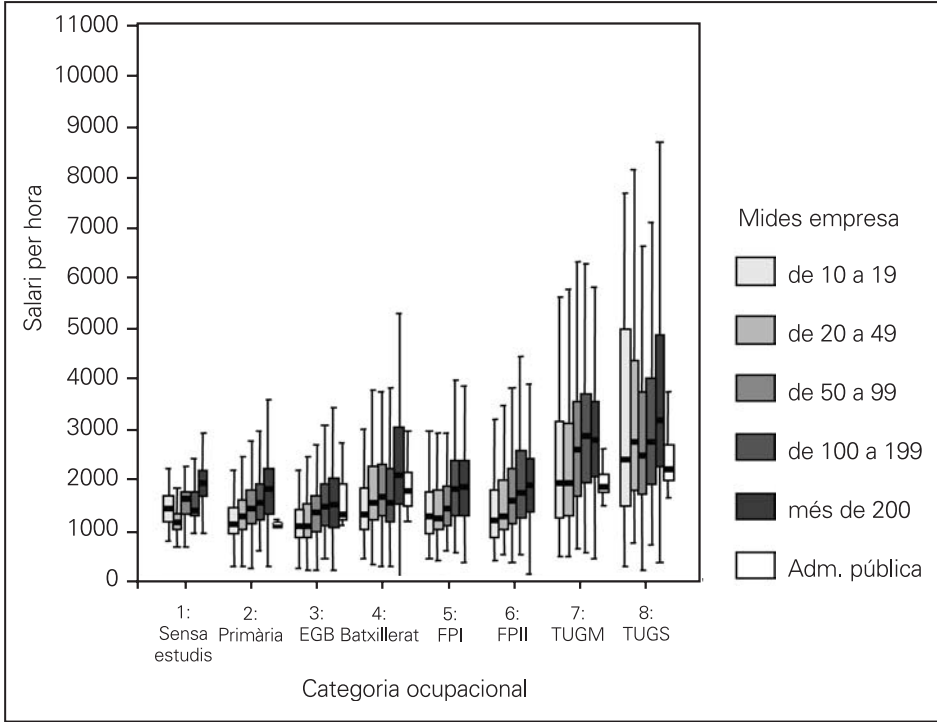
Figura 2.12
Coeficients de decils (D9/D1) per nivells de titulació



La comparació del salari per hora per titulació, tenint en compte l'estrat o mida de l'empresa, dóna lloc al resultat que apareix a la figura 2.13.

El nivell d'estudis més alt està associat a una retribució per hora més elevada, que esdevé més pronunciada com més treballadors té l'empresa. D'aquesta manera, la incidència del factor titulació queda matisada per la grandària de l'empresa. Un resultat que pot equiparar-se amb el que s'havia obtingut en el cas de les categories d'ocupació.

Figura 2.13
Salaris per titulacions segons la mida de l'empresa



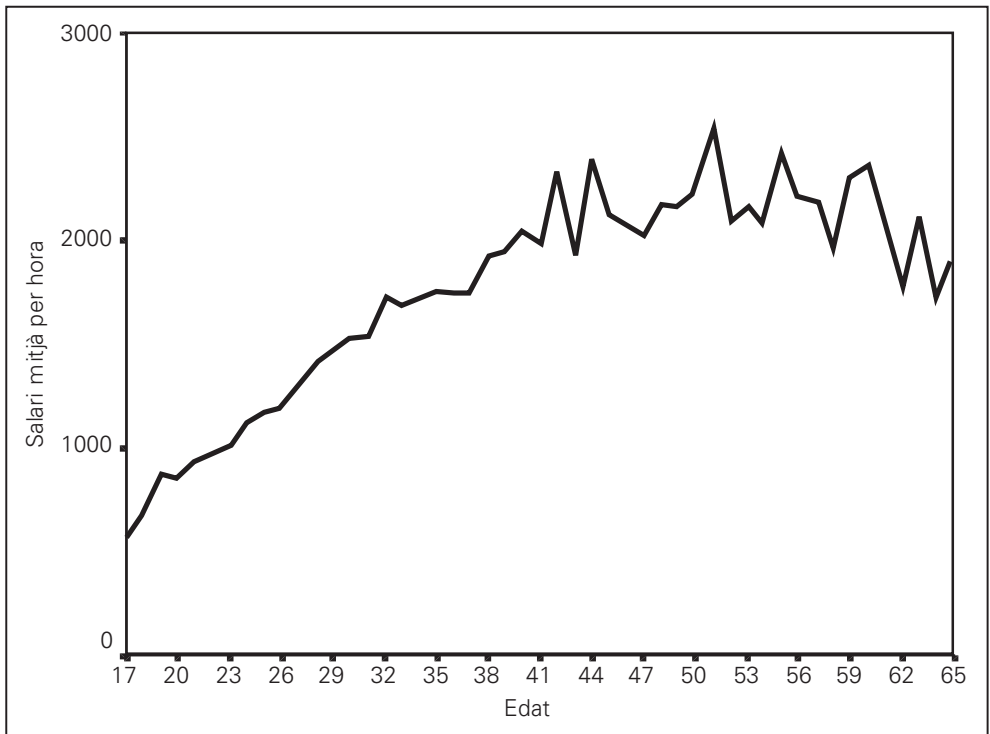
LA DESIGUALTAT PER EDAT

La figura 2.14 mostra la magnitud del salari per hora segons l'edat del treballador.³ Com s'observa, el perfil compta amb dos intervals ben diferenciats: fins a l'edat situada entre els 35 i els 40 anys, el salari per hora és progressivament més elevat i després manifesta un clar estancament, amb una certa tendència a la baixa. A més, també cal destacar que la dispersió dels salaris per hora és major en el tram central d'edats —és

.....
 3. El ventall d'edats comença als 17 anys, ja que el nombre d'observacions corresponents a individus de 16 anys és molt petit, circumstància que perjudica la seva representativitat. Per la mateixa raó, les dades dels pocs treballadors que tenen més de 65 anys han estat ignorades.

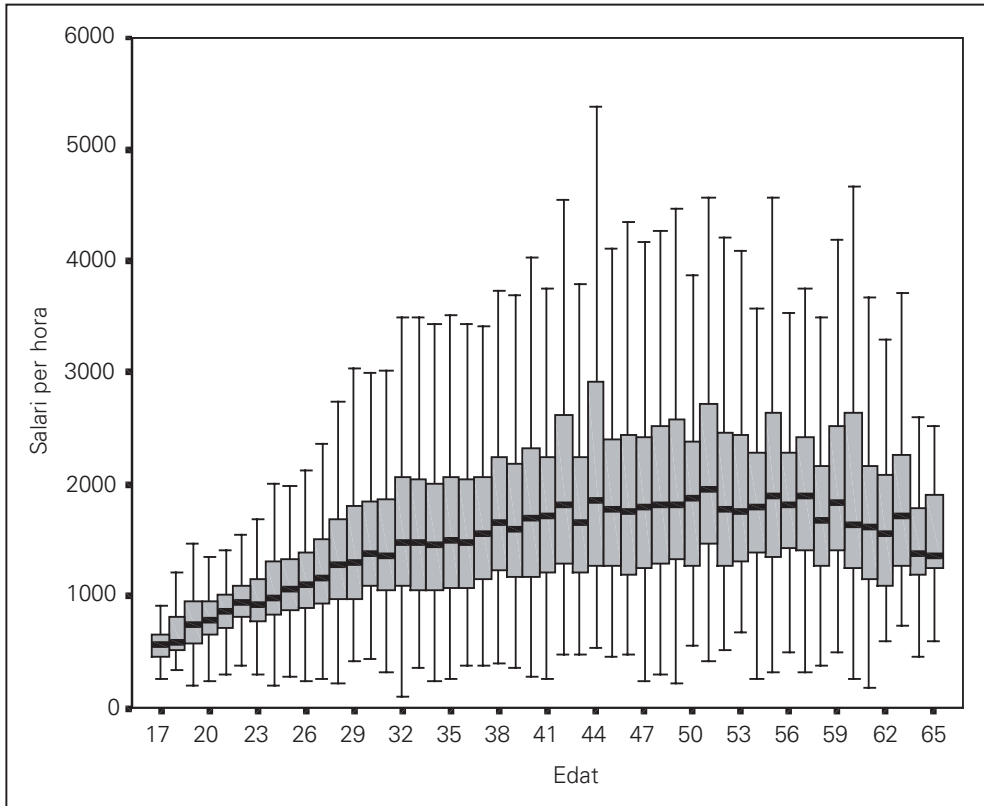
a dir, a partir dels 35 anys— que entre els individus menors d'aquesta edat, tal com apunta la figura 2.15.

Figura 2.14
Salaris mitjans per hora per edat



En efecte, una inspecció acurada de la variància dels salaris per hora detecta que la dispersió creix notablement entre els 30 i els 45 anys i, a continuació, s'estabilitza, tot i que puntualment els alts i baixos acusats subsisteixen. Com a qüestió addicional, aquest major grau de dispersió s'explica pel comportament dels salaris alts en cada grup d'edat, ja que els valors extrems inferiors es troben molt més propers entre si.

Figura 2.15
 Dispersió dels salaris per hora per edat



La variable edat ha estat creuada amb la categoria d'ocupació, tal com presenta la figura 2.16a i b. Cal indicar que, per tal de facilitar-ne la lectura, les categories 4 (tècnics) i 6 (treballadors qualificats del sector serveis) han estat excloses. De tota manera, ambdues mantenen posicions jeràrquiques centrals, tal com resulta previsible atesa la seva ubicació dins el ventall de categories d'ocupació.

Figura 2.16a
Salaris, edat i ocupació (selecció)

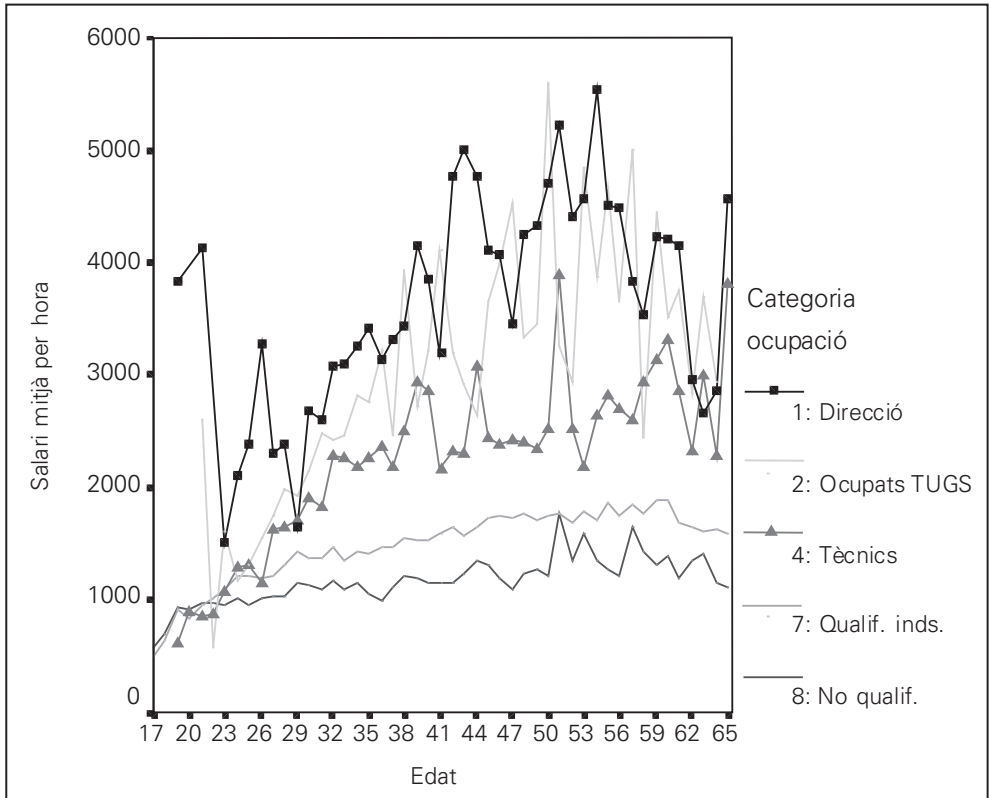
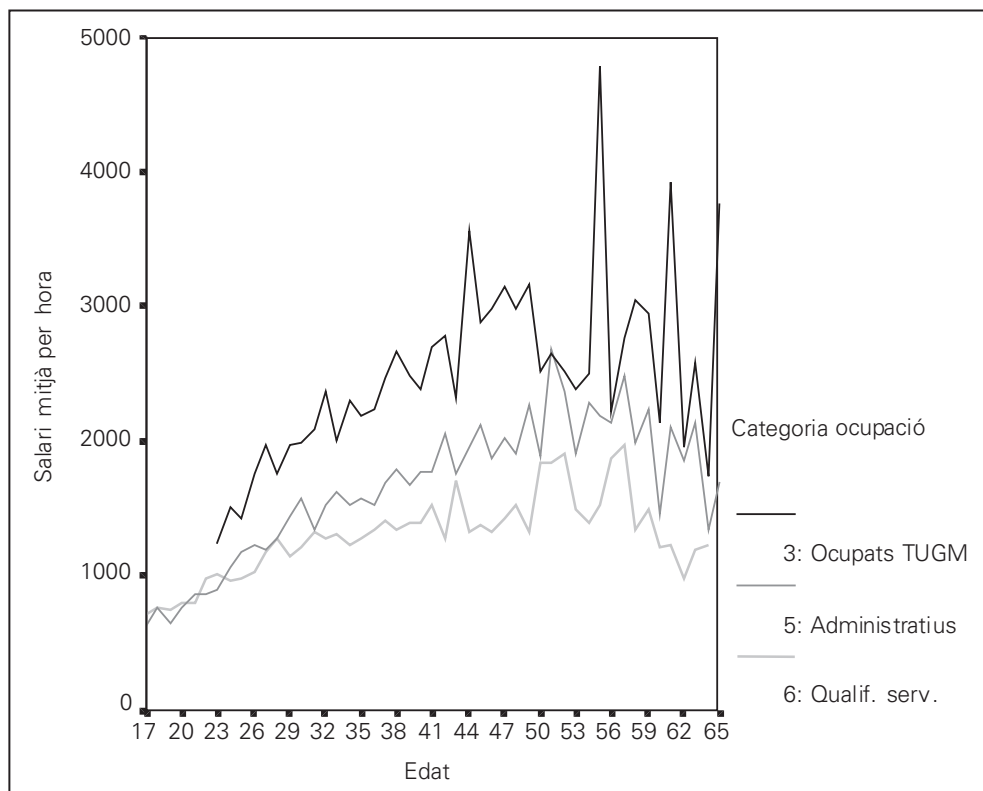


Figura 2.16b
Salaris, edat i ocupacions mitjanes

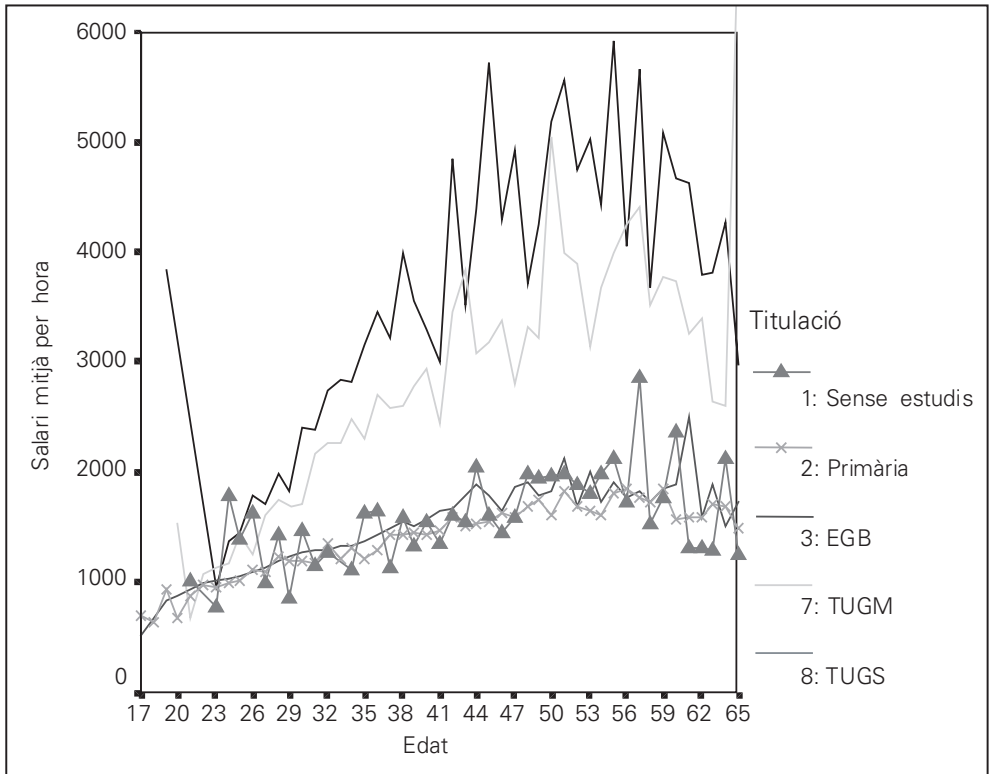


D'un simple cop d'ull, es constata que les diferents categories mantenen una disposició jeràrquica força regular. A més, són les categories superiors les que presenten una major inclinació als augments de retribució, a mesura que passa l'edat, mentre que pels nivells d'ocupació inferiors el perfil és més pla per a totes les edats.

Pel que fa a la titulació (figura 2.17), la retribució per edats repeteix la disposició jeràrquica observada anteriorment. Tot i que –òbviament– els titulats universitaris no apareixen fins els 22 anys, val a dir que, en un primer moment, els seus salaris per hora

són molt propers als de la resta de titulacions. No obstant això, progressivament se'n separen, circumstància que reflecteix unes expectatives de promoció comparativament millors per a aquest col·lectiu.

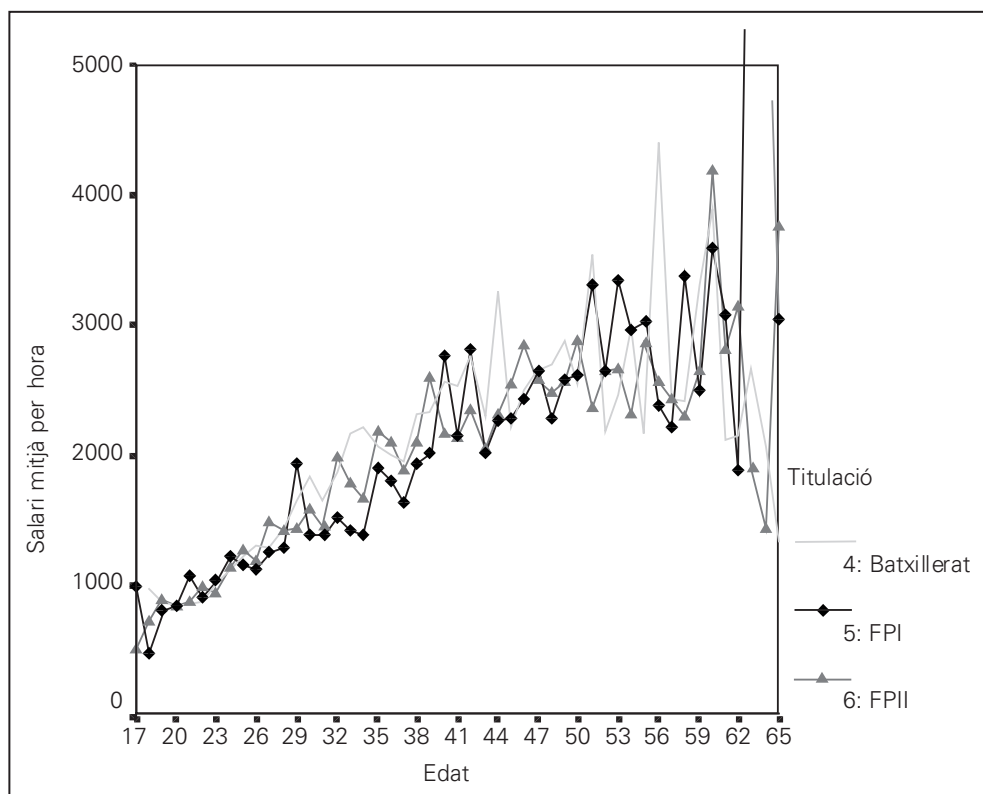
Figura 2.17
Salaris, edat i titulació (selecció)



A la figura anterior, però, la lectura de les corbes no resulta gens senzilla. Per aquesta raó, la figura 2.18 representa la connexió entre salaris, edat i titulació en el cas dels nivells d'estudis mitjans. És a dir, el batxillerat complet (4), la formació professional de grau mitjà (5) i la formació professional de grau superior (6). La conclusió que es deriva de l'observació de la figura –deixant de banda alguns valors espuris que apareixen a les

edats superiors— és que no hi ha una diferenciació clara entre les percepcions salarials rebudes pels individus amb una titulació mitjana, sigui la que sigui. Una coincidència que es manté al marge de l'edat.

Figura 2.18
Salaris, edat i titulacions mitjanes

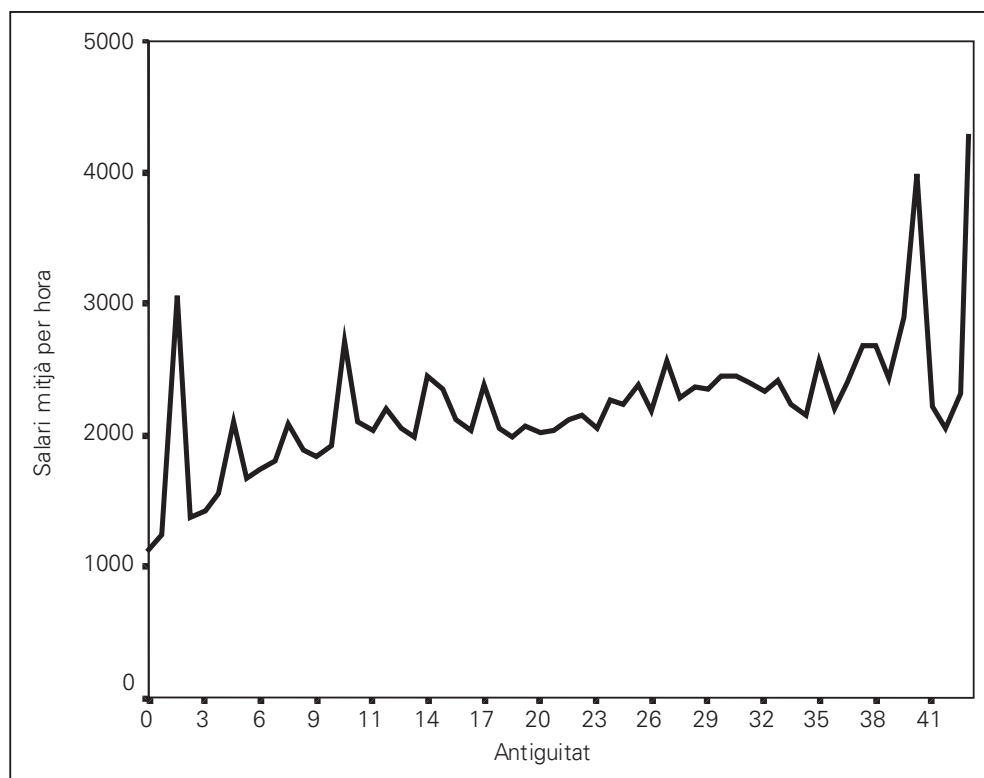


LA DESIGUALTAT PER ANTIGUITAT

El concepte d'antiguitat també incideix sobre el salari per hora percebut pels treballadors. La manera de representar aquest fet és a través de la figura 2.19, que s'exposa a continuació. Hi apareix el salari mitjà per hora per anys d'antiguitat.

Figura 2.19

Salaris mitjans per hora per anys d'antiguitat



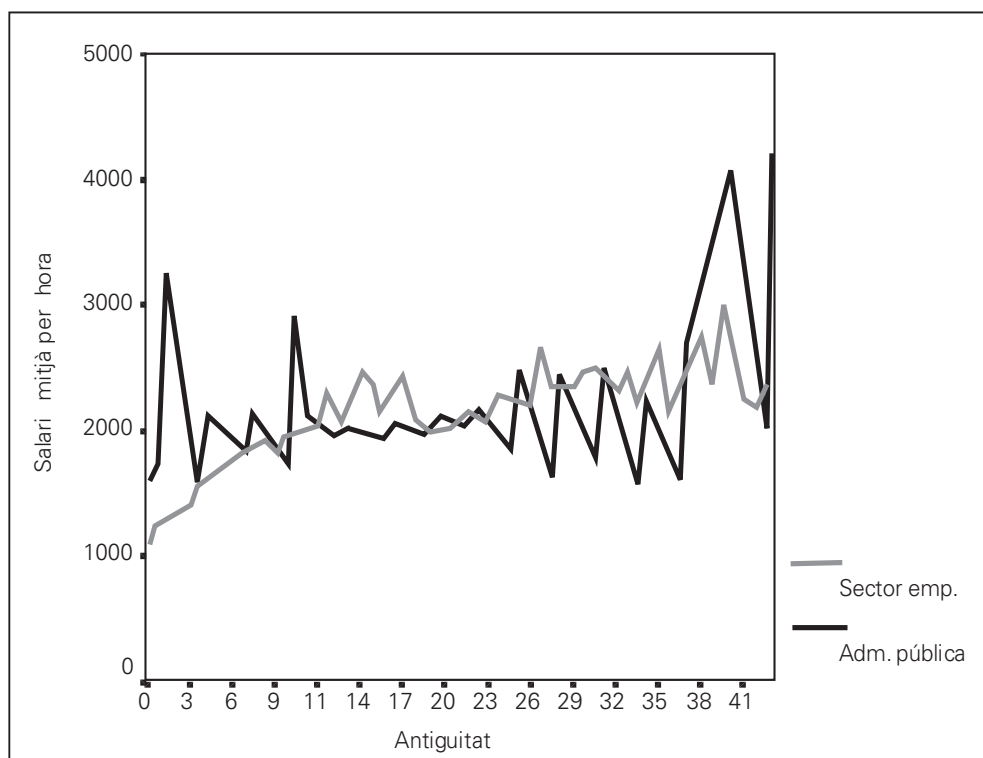
La trajectòria general de la corba és creixent, amb un primer tram amb una inclinació més acusada. D'aquesta manera, la proliferació de contractes temporals –en els quals l'antiguitat no és reconeguda– perjudica especialment les expectatives de millora sa-

l'impacte del factor antiguitat, comparativament, seria més intens els primers anys.

L'impacte de l'antiguitat sobre els salaris resulta diferent en funció de si es tracta d'empreses (majoritàriament privades) o bé de l'Administració pública, tal com es mostra a la figura 2.20.

Figura 2.20

Salaris per antiguitat a les empreses i a l'Administració pública



La comparació dels perfils d'ambdues corbes indica que l'element antiguitat resulta més important en el sector de les empreses que a l'Administració pública. Fet que apunta que hi ha estratègies laborals diferents a l'hora d'enfortir la lleialtat dels tre-

balladors. Mirant la figura amb atenció, el cas més singular és el dels treballadors amb poca antiguitat: a l'Administració pública aquesta circumstància afecta ben poc els salaris, cosa que no passa en el cas del sector empresarial (privat). D'altra banda, en el cas de l'Administració pública, el pes de l'antiguitat només resulta destacat quan s'han acumulat molts anys.

LA DESIGUALTAT ENTRE EL SECTOR EMPRESARIAL I L'ADMINISTRACIÓ PÚBLICA

L'EES-95 conté dades de treballadors d'empreses privades i d'empreses públiques. No obstant això, la informació procedent d'aquestes darreres només és l'1,6% del total d'observacions. Aquesta presència escassa de dades ha dut l'equip investigador a combinar-les amb les dades del sector empresarial privat i, tot seguit, s'ha procedit a la comparació dels salaris d'aquest sector empresarial amb els de l'Administració pública.

La figura 2.21 mostra el creuament entre l'edat i la dualitat empreses/Administració pública. La posició de les corbes és conclouent: els salaris per hora dels empleats més joves són més alts a l'Administració pública que en el sector empresarial (bàsicament privat) de l'economia. De resultes d'això, la corba dels salaris mitjans segons l'edat presenta un perfil més estable a l'Administració pública. Finalment, s'observa una lleugera tendència a la baixa a mesura que s'acaba l'edat activa, tant al sector de les empreses com a l'Administració pública.

Per altra banda, la figura 2.22 mostra els salaris mitjans en els dos sectors considerats en funció de la categoria del treballador. Com en el cas anterior, els resultats també són conclouents. Les categories més altes i mitjanes (segons la classificació exposada a l'apartat 1.2.3) a l'Administració perceben una remuneració per hora inferior als seus homònims del sector empresarial (privat).⁴ Per contra, a la resta de categories la

4. Recordeu el que s'ha dit a l'apartat 2.2. sobre com s'ha d'interpretar la categoria dels directius a l'Administració pública, sobretot si es pretén comparar la seva retribució amb la del sector privat.

distància es redueix considerablement i deixa de ser significativa. Tot i així, cal destacar que una gran majoria dels anomenats treballadors qualificats han estat inclosos, en el cas de l'Administració pública, dins la categoria 6, de manera que la categoria 7 conté un nombre d'individus molt petit. Aquesta circumstància permet descobrir que el salari per hora d'aquests treballadors és clarament superior a l'Administració pública que en el sector empresarial.

Figura 2.21

Edat i salaris en el sector empresarial i l'Administració pública

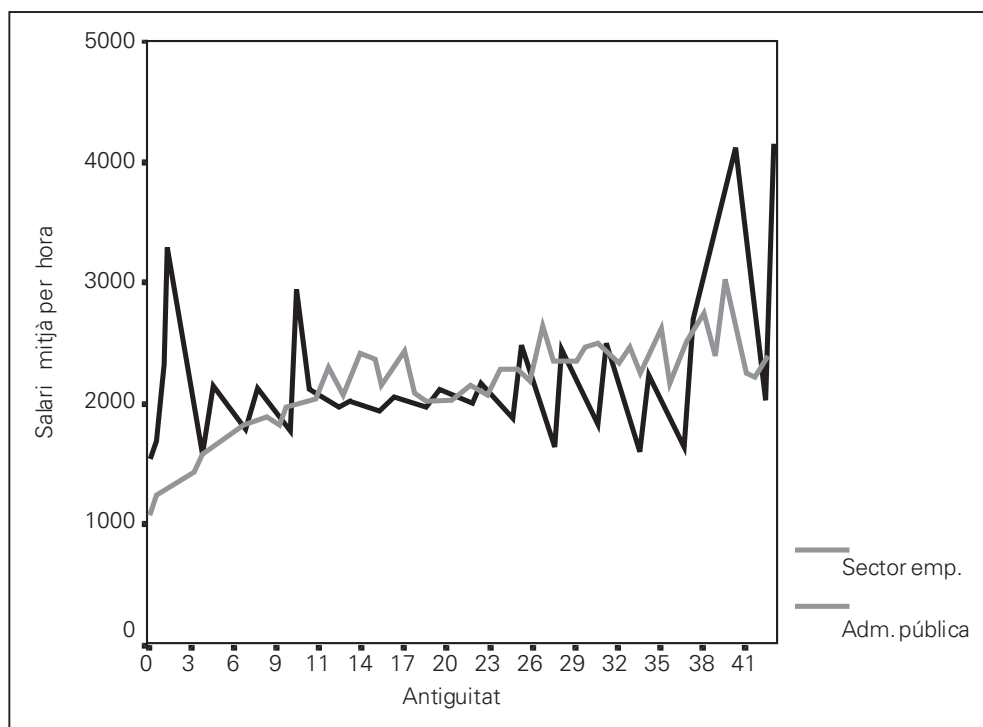
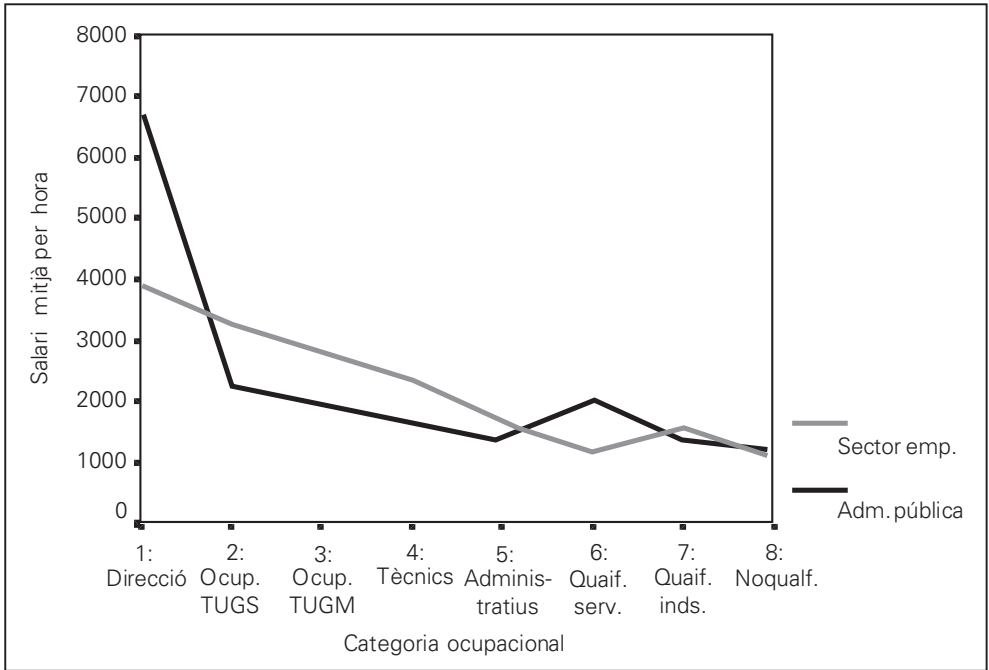


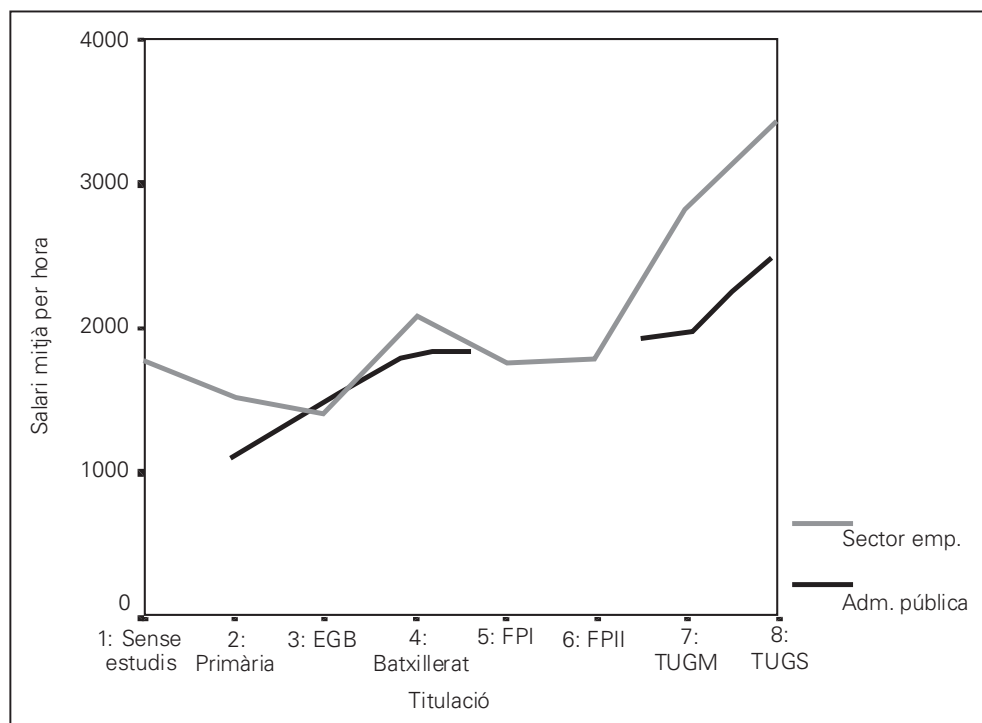
Figura 2.22

Salaris i categoria d'ocupació a les empreses i a l'Administració pública



Una altra figura rellevant és la figura 2.23. Aquí s'hi comparen les retribucions mitjanes per nivell d'estudis, en funció de si es tracta d'un assalariat d'una empresa o de l'Administració pública. En aquest cas, les xifres de l'eix horitzontal indiquen la titulació en ordre creixent: des dels sense estudis (1) als llicenciats (8).

Figura 2.23
Salaris i titulació a les empreses i a l'Administració pública



A l'hora d'interpretar la figura, cal tenir present que, en el cas de l'Administració pública, no s'ha considerat el nivell d'estudis real dels empleats sinó la titulació que cal tenir per accedir a una determinada categoria (o lloc de treball). Tot i això, queda clar que els titulats superiors (7 i 8) perceben retribucions mitjanes més altes en el sector empresarial. En el cas de la resta de nivells d'estudis, els resultats no estan tan distanciat.

LA DESIGUALTAT PER SEXE

Una de les característiques que ha aparegut com a molt significativa per explicar part de les diferències salarials és el sexe de la persona assalariada, fet que confirmen molts altres estudis sobre el tema (Moreno, Rodríguez i Vera, 1996; Altonji i Blank, 1999; McCall, 2001). Gairebé qualsevol presentació de les dades permet il·lustrar clarament que el salari per hora dels homes és superior al de les dones: el salari mitjà total per hora, per edats, per sectors, per ocupacions, per nivell d'estudis i per estrats.

La taula 2.5 mostra la remuneració mitjana per hora –segons una jornada estimada– del total d'individus classificats per sexe.

Taula 2.5

Salari mitjà per hora segons el sexe i el sector institucional, en ptes.

	Nombre d'individus (% del total)	Salari mitjà per hora (tota l'economia)	Nombre d'individus (% del sector empresarial)	Salari mitjà per hora (sector empresarial)	Nombre d'individus (administracions públiques)	Salari mitjà per hora (administracions públiques)
Homes	558.538 (71%)	1.955,1	538.416 (71,9%)	1.956,6	20.122 (52,3%)	1.914,4
Dones	228.673 (29%)	1.335,8	210.344 (28,1%)	1.309,4	18.329 (47,7%)	1.639,7
Total	787.211	1.775,2	748.760	1.774,8	38.451	1.783,5

Com es pot observar, el salari mitjà per hora de les dones és el 68,3% del salari mitjà per hora dels homes. La diferència entre el salari d'homes i dones, de 619,3 ptes./hora, és significativa estadísticament (marge de confiança del 99,9%).

Diferències salarials per sexe i edat

Les diferències també apareixen molt clarament quan es comparen els salaris per edat i sexe, tal com representa la figura 2.24. És molt evident que els salaris dels homes són

més elevats que els de les dones a qualsevol edat, llevat del grup entre 16 i 21 anys.⁵ Les diferències de salaris per la resta de grups d'edat també tenen una significació estadística alta.

Cal destacar una característica rellevant sobre la diferència de salaris per edat i sexe, que la figura 2.24 permet identificar prou clarament. Quan varia l'edat, la diferència salarial entre els sexes també canvia, tant en termes absoluts com relatius. Així, amb l'augment de l'edat també augmenta la diferència salarial, que arriba al seu grau màxim entre els 45 i els 55 anys. Aquest resultat es produeix perquè el salari dels homes va augmentant fins als 45 anys, com a mitjana, després s'estabilitza i a partir dels 55 anys comença a decaure, mentre que el salari per hora de les dones va augmentant només fins als 30-32 anys i després pràcticament es manté a un nivell constant fins als 65 anys, com a mitjana.

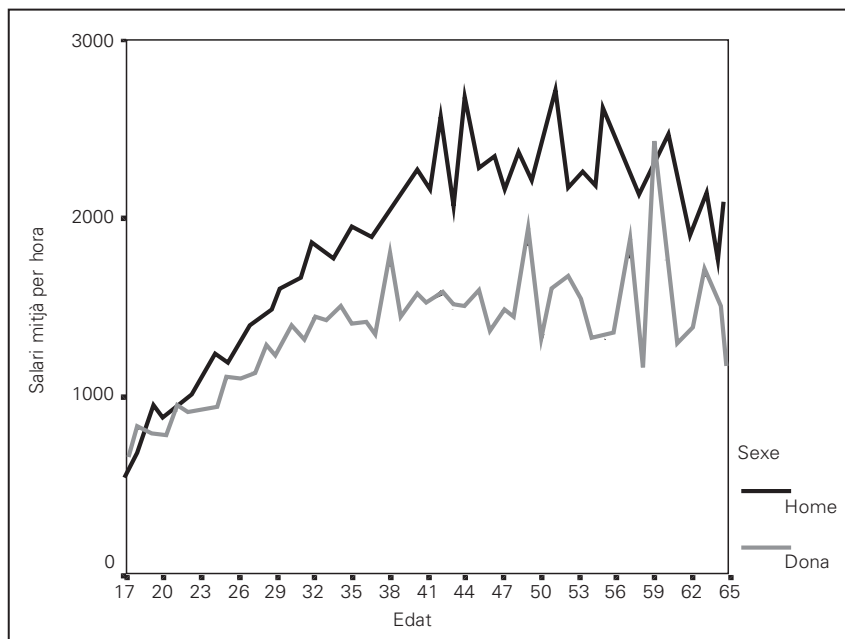
Aquest comportament diferencial del salari per edat entre els sexes és el resultat de les diferències que hi ha, també per sexes, en la carrera laboral. Per a l'home no hi ha interrupció de la carrera laboral, va assolint graus superiors dins la jerarquia laboral a mesura que passa el temps. Per a la dona, en canvi, la realització d'una carrera laboral com la de l'home resulta més difícil, tant per les interrupcions derivades de la maternitat com per tota una altra sèrie de raons que van des de la divisió del treball dins la família fins a possibles comportaments laborals discriminatoris (Moreno, Rodríguez i Vera, 1996; Carrasco i Mayordomo, 1997; Carrasco i Domínguez, 2002; McCall, 2001).

Com que l'EES-95 és una secció transversal —és a dir, reflecteix la situació en un moment determinat del temps—, les dades no representen l'evolució dels salaris al llarg de la vida d'uns mateixos assalariats, sinó que ens mostren quin és el salari que perceben, el 1995, diferents assalariats d'edat diferent. Per tant, els salaris per edat reflecteixen diverses històries laborals en les quals els comportaments discriminatoris no són d'ara, sinó que s'han anat acumulant al llarg de tota la vida laboral dels individus observats.

5. Als 59 anys, el salari de les dones no és diferent del dels homes en termes estadístics, a causa de la influència de dades espúries. En qualsevol cas, pel grup d'edat que va dels 56 als 61 anys, la diferència és molt significativa estadísticament.

Figura 2.24

Perfil del salaris per hora per edat i sexe



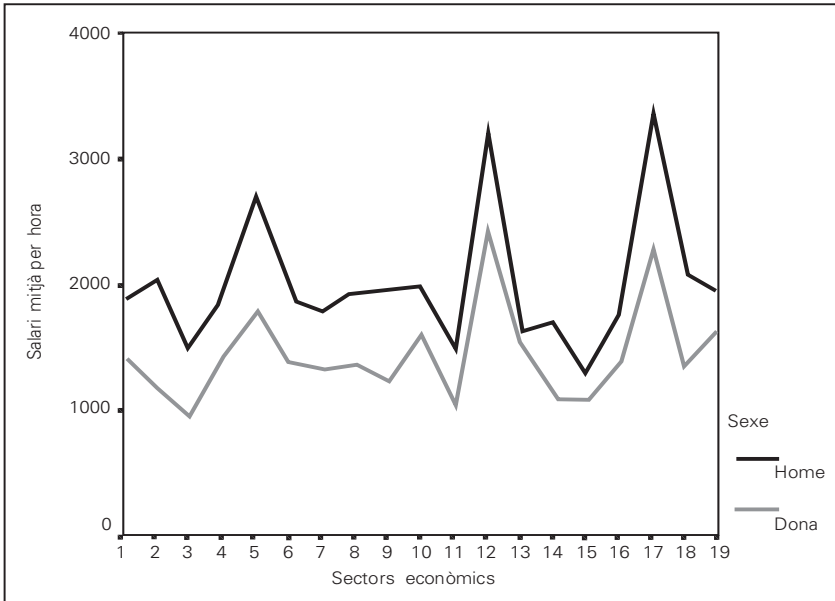
Diferències salarials per sexe i sector econòmic

Les diferències de remuneració per sexe es mantenen, també, sectorialment, tal com posa en relleu la figura 2.25. A tots els sectors econòmics, el salari de les dones sempre és més baix que el dels homes. Encara que les diferències siguin més o menys importants, sempre són significatives estadísticament.

El sector de la construcció és el que presenta una diferència menor: el salari per hora de les dones és el 92% del dels homes. Aquest fet s'explica per les diferents tasques que hi desenvolupen les dones. En canvi, el que té la diferència més acusada és el sector de l'alimentació, begudes i tabac, en el qual el salari femení és el 59% del masculí. Val a dir que el primer sector esmentat compta amb molt poca mà d'obra femenina (10%), generalment ocupada en llocs administratius i de gestió, mentre que en el sector de

l'alimentació la mà d'obra femenina és més abundant (33%), però generalment s'ocupa de les primeres etapes dels processos de producció. Pel que fa el sector públic, el salari per hora de les dones és el 85,7% del dels homes. Una diferència força més reduïda i que, a causa del pes numèric dels assalariats del sector públic dins el conjunt dels assalariats, esmorteix l'índex de desigualtat global de retribucions entre els sexes. En efecte, pel sector empresarial, la diferència entre els salaris és de 648 ptes./hora i el salari per hora femení es redueix al 66,9% del salari dels homes.

Figura 2.25
Salaris per sexe i sector econòmic



Atès que dins l'Administració pública la remuneració està establerta per llei, la diferència de salaris per sexe que s'observa –tot i que és petita en relació al sector empresarial– obliga a donar-ne una explicació. La informació de què es disposa permet donar algunes respostes: les dones representen el 47,7% dels assalariats públics, però la seva participació a les categories d'ocupació és diferent en funció del nivell i el seu salari mitjà per categoria també és diferent, tal com mostra la taula 2.6.

Taula 2.6.

Salaris per categories d'ocupació i sexe a les administracions públiques

Categoria d'ocupació	Salari per hora homes	Salari per hora dones	Nombre persones	% dones
1. Direcció i gerència	6.685,8	6.936	17	35,3%
2. Ocup. associades a TUGS	2.469,1	2.194,7	7.536	51,3%
3. Ocup. associades a TUGM	1.962,3	1.821,9	7.432	51,2%
4. Tècnics	1.617,3	1.598,9	3.391	35,3%
5. Empleats administratius	1.503,2	1.340,5	7.897	79%
6. Treballadors qualificats sector serveis	1.990,9	1.819,1	7.835	11,1%
7. Treballadors qualificats de la indústria i constr.	1.428,9	---	348	0%
8. Treballadors no qualificats	1.127,6	1.168,6	3.994	58,9%
TOTAL	1.914,4	1.639,7	38.451	47,7%

El salari mitjà de les dones és un 14,3% inferior (274,7 ptes./hora) al dels homes. Una circumstància que s'explica, d'una banda, perquè les dones tenen menys remuneració –significativa estadísticament– en quasi totes les categories (categories 2, 3, 5, 6) i, de l'altra, perquè estan sobrerrepresentades a les categories més mal pagades –com la dels empleats administratius– i infrarepresentades a les categories amb millors retribucions –com la dels treballadors qualificats en el sector serveis. Finalment, en el cas dels treballadors no qualificats o dels tècnics, les diferències no són significatives.

Tot apunta que, dins les categories més altes, les tasques assignades a homes i a dones estan associades a diferències en un o més dels complements salarials percebuts. En el cas de les diferències de participació (significatives estadísticament) dels sexes en les categories 4, 5, 6 i 7, l'explicació és una altra: a la categoria 7 s'hi troba el personal de manteniment (tasca que normalment fan homes) i a la 6 hi ha el personal de seguretat (masculí en la seva major part), mentre que a la categoria dels empleats administratius el pes de les dones és molt gran. Això suggereix que la promoció a nivells superiors –com la de tècnics o treballadors qualificats del sector serveis– és inferior per a les dones, tot i que no hi ha prou informació per poder acceptar o rebutjar que el motiu siguin els possibles comportaments discriminatoris.

Diferències salarials per sexe i altres factors

Una anàlisi per grups d'estudi porta a unes conclusions gairebé idèntiques, fet que resulta previsible a causa de la correlació que hi ha entre categories d'ocupació i grups d'estudi a les administracions públiques. Tot i així, atès que la informació de grups d'estudi és menys acurada, s'ha optat per excloure la presentació dels quadres comparatius.

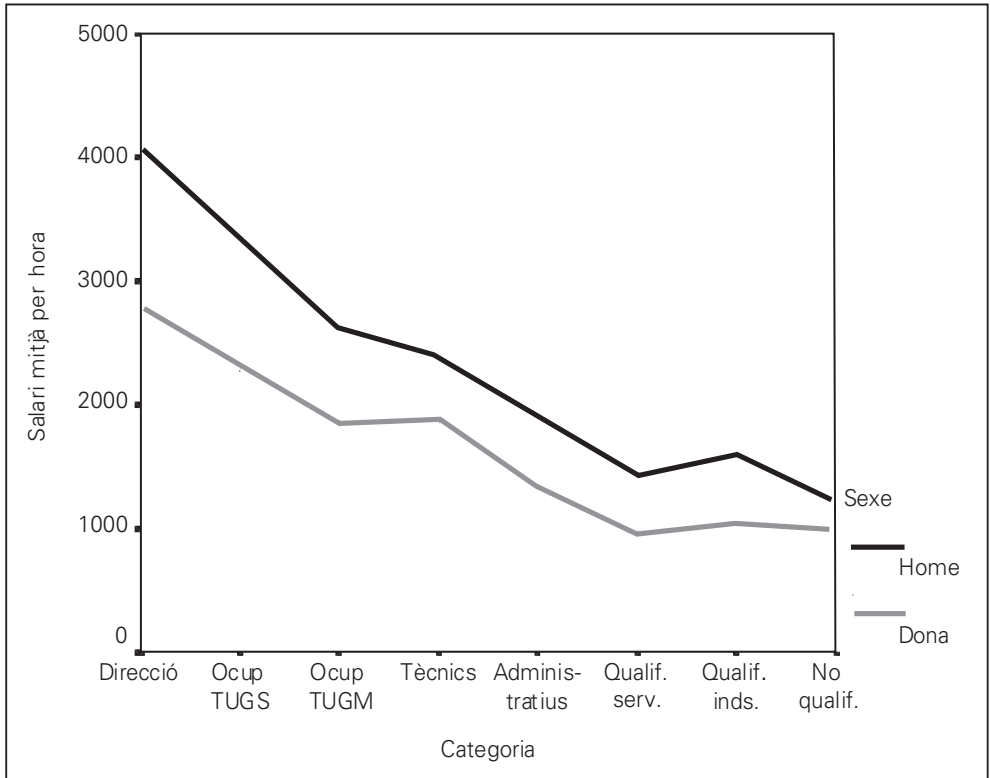
Tanmateix, les diferències de salaris per sexe i categoria ocupacional es mantenen al voltant de la mitjana de l'economia, ja que el salari de les dones és entre el 68% i el 70% del dels homes en les tres categories superiors i en la d'empleats administratius. Pel que fa als tècnics (categoria 4), les diferències de sexe són més reduïdes i el salari per hora de les dones és el 78% del dels homes. Finalment, la categoria més baixa és la més igualitària i el salari de les dones arriba al 83% del dels homes. La figura 2.26 il·lustra aquestes diferències. Cal destacar que les diferències salarials per categories són menys disperses que si es consideren altres factors. El motiu d'aquest grau menor de dispersió és que els convenis col·lectius fixen un lligam entre remuneració i categoria laboral que, segons la legislació vigent, no depèn del sexe.

Pel conjunt de l'economia, les diferències salarials per titulació i sexe s'il·lustren a la figura 2.27. En termes relatius, les diferències salarials entre les diferents titulacions són més petites a les titulacions baixes, però augmenten pels que han fet el batxillerat i el COU o FPPII (en aquest cas, el salari de les dones és, només, el 65% del dels homes). Pels universitaris de grau mitjà, la diferència és molt més important i el salari de les dones és el 57% del dels homes. Finalment, pels universitaris superiors, el salari femení és només el 63% del masculí.

Una variable que també s'ha mostrat significativa a l'hora d'explicar les diferències salarials és la grandària de l'empresa. Aquestes diferències també són molt significatives quan es té en compte el sexe. És a dir, els salaris mitjans per hora són més grans com més gran és l'empresa per qualsevol dels sexes, tal com mostra la figura 2.28. Així doncs, sigui quina sigui la grandària de l'empresa, els homes sempre tenen un salari mitjà per hora superior al de les dones, tot i que la diferència es redueix considerablement en el cas de l'Administració pública.

Figura 2.26

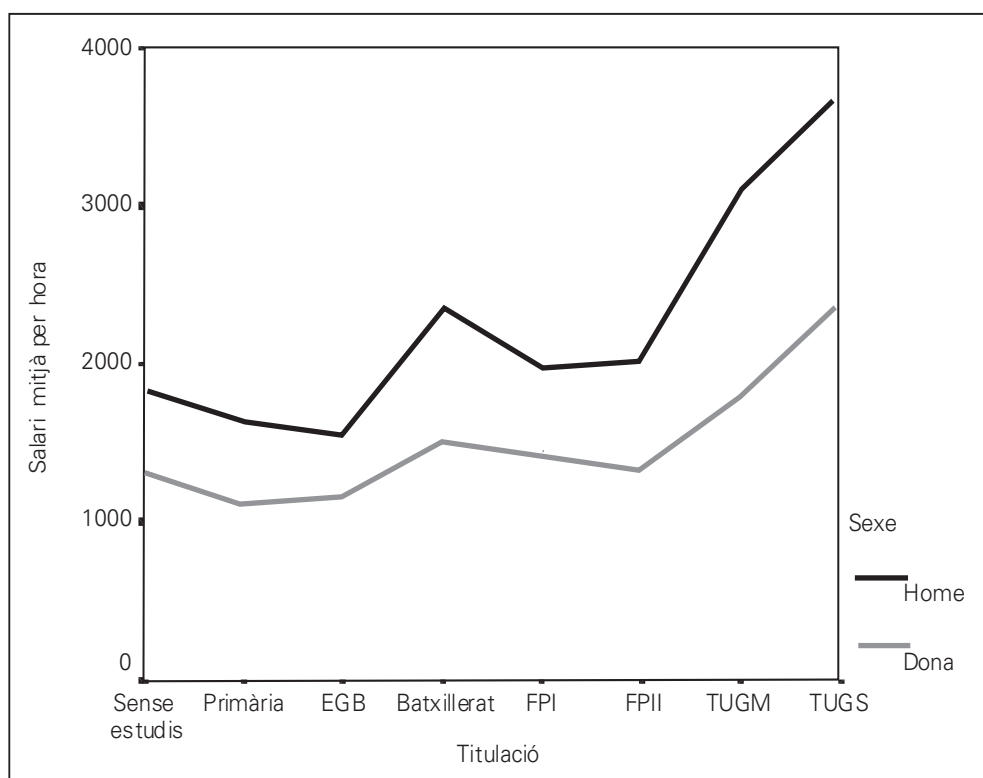
Salaris per hora per categoria d'ocupació i sexe



En l'anàlisi del salari per hora per sexe i mida de l'empresa destaca el fet que les diferències salarials entre les dones d'empreses de grandària diferent són menors que les que hi ha entre els homes. Així doncs, a les empreses més grans les diferències entre home i dona augmenten en termes absoluts i relatius, cosa que pot indicar la menor participació de la dona en les jerarquies més altes de les empreses. De fet, la participació de les dones en les tasques directives només és de l'11,8%, molt per sota de la mitjana del nivell d'ocupació femenina. La seva participació en tasques amb títol universitari mitjà també és molt baixa, només un 15,1%. En canvi, la participació en categories més mal pagades –com la dels empleats administratius– és del 56,5% o, en el cas de

personal qualificat de serveis, el 49,6%, xifra molt superior a la mitjana. Però, destaca el fet que, en el cas dels treballadors sense qualificar i en el d'ocupacions amb títol universitari superior, la participació de la dona es situa al voltant del 30%, no gaire diferent de la del conjunt del sector empresarial.

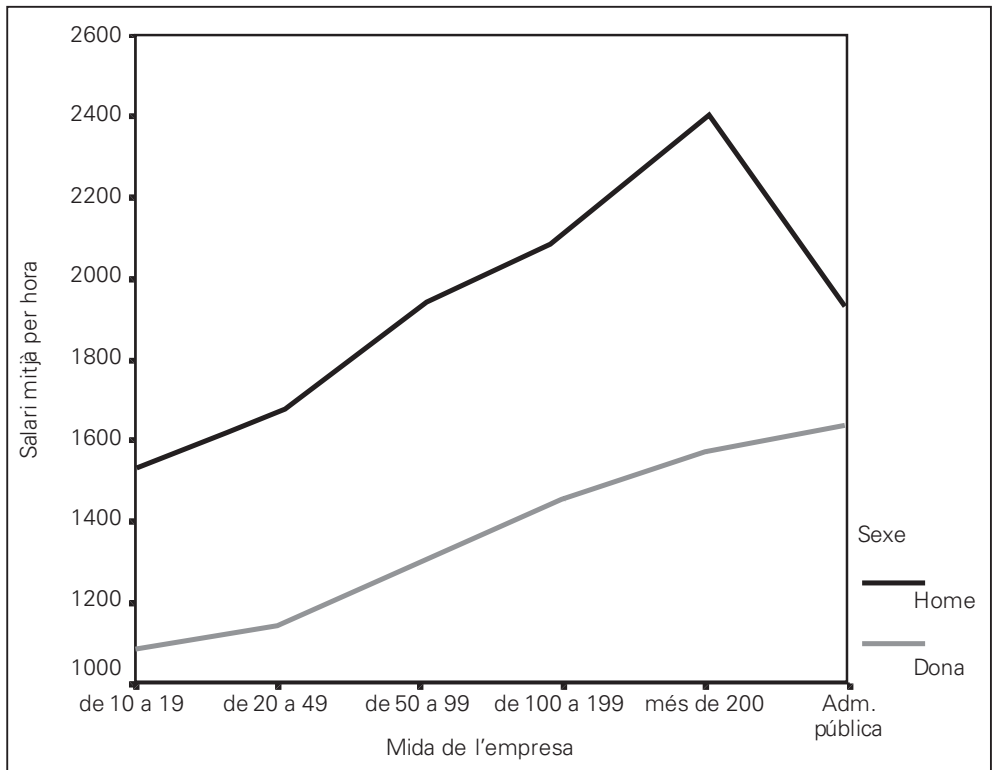
Figura 2.27
Salari per hora per sexe i titulació



Finalment, la figura 2.28 il·lustra perfectament una darrera característica de les diferències salarials per sexe. El salari de les dones a les administracions públiques és superior al que obtenen a les empreses (de mitjana), sigui quina sigui la seva grandària. En canvi, el salari per hora dels homes a les administracions públiques és menor que

el que obtenen, de mitjana, a les empreses mitjanes o grans. Aquest fet explica, doncs, el paper compensador del sector públic en les diferències salarials per sexe i també ajuda a entendre la major presència de dones en el sector públic, fins al punt que la seva participació a les administracions públiques (49,8%) és molt més gran que la seva participació en el mercat laboral de tota l'economia (al voltant del 30%).

Figura 2.28
Salari per hora per sexe i mida de l'empresa



Diferències salarials per sexe i discriminació

Tot i que s'han trobat diferències salarials per sexe en el sector públic, no es pot provar l'existència de comportaments discriminatoris en l'únic àmbit on són possibles, és a dir, el de la promoció d'ocupacions de més nivell o tasques de més remuneració. En canvi, pel que fa al sector empresarial, els indicis de discriminació en la promoció de les dones resulten més evidents i les diferències salarials són massa importants per poder descartar la hipòtesi de l'existència de discriminació.

Per fonamentar aquests comentaris, cal fer la comparació dels salaris entre homes i dones en igualtat de totes les altres consideracions. En aquest punt, es poden emprar determinades eines estadístiques, d'acord amb els treballs pioners d'Oaxaca (1973), de Blinder (1973) i d'altres posteriors. Es tracta de fer una descomposició de les diferències salarials entre homes i dones, per tal d'identificar quina part de les diferències salarials s'explica per les diferents característiques productives d'homes i dones i quina part no. Aquesta part no explicable de les diferències només es podria atribuir a un comportament de discriminació contra la dona o de favoritisme vers l'home. L'enfocament d'Oaxaca presenta, però, algunes limitacions que no s'han d'amagar (Cain, 1991). Això va fer que es desenvolupés un mètode per distingir entre allò que és discriminació i allò que és favoritisme (Oaxaca i Ransom, 1994). Però, per altra banda, també s'ha de considerar que una part de les diferències salarials podria ser causada per característiques productives de les persones que no surten a les enquestes. Per exemple, la versatilitat a la feina, saber programar ordinadors, saber idiomes i una llarga llista de qualitats personals que les empreses tenen en compte però que no queden reflectides en una enquesta salarial. Per abordar aquest problema endèmic, alguns autors han proposat dur a terme les anàlisis comparant només els segments de la mostra que tenen la mateixa posició en la distribució de salaris (els quantils), mitjançant les anomenades regressions quantíl·liques. D'aquesta forma, s'espera que els grups d'homes i dones que es comparen tinguin característiques no observables similars, encara que diferents de les característiques mitjanes de la població (Koenker i Bassett, 1978; Buchinsky, 1994, 1995). En l'estudi del cas espanyol, els treballs de Moreno, Rodríguez i Vera (1996), Pérez i Hidalgo (2000) i Díaz (2001) s'emmarquen en la primera línia de treball mentre que els treballs d'Abadie (1997), Gardeazábal

i Ugidos (2001) i García, Hernández i López (2001) segueixen l'enfocament de les regressions per quantils.

Aquí s'ha seguit l'enfocament tradicional d'Oaxaca (1973) sense entrar en més detalls, atès que la finalitat perseguida només és quantificar –pel conjunt de la població– quina part de les diferències salarials per sexe es poden explicar per característiques observables i quina part és causada per altres factors, tant en el cas de comportaments discriminatoris com en el de favoritismes, com si finalment es tracta de diferències no observables. En l'anàlisi s'ha distingit entre el sector empresarial i les administracions públiques. Els resultats es resumeixen a la taula 2.7.

La primera columna de la taula expressa la diferència observada entre el salari mitjà dels homes i el de les dones pel conjunt d'observacions que entren a l'anàlisi de regressió. Així, per exemple, el salari dels homes pel conjunt de la població és un 41,55% més gran que el de les dones (és a dir, el salari de les dones és un 70,6% del dels homes). La segona columna expressa les diferències en la constant de la regressió, és a dir, quines diferències de salari s'observarien entre homes i dones si no s'hagués de considerar cap altra característica, tret del sexe. Es tractaria de discriminació sexual pura i simple, sense considerar res més. Destaca que la diferència pel conjunt de la població és molt petita, i només justificaria el 0,9% de la diferència de salaris observada. En canvi, pel sector empresarial aquesta discriminació pura explica el 5,6% de les diferències salarials per sexe. A la tercera columna s'expressa aquella part de les diferències salarials que són explicades per les diferents característiques observables d'homes i dones. Aquestes característiques diferents expliquen entre el 34% i el 35,5% de les diferències salarials del conjunt de la població, però entre el 65,4% i el 67,8% de les diferències salarials són causades, exclusivament, pel fet que les característiques productives de les dones es valoren menys, ja sigui per discriminació o per favoritisme vers l'home.

Taula 2.7

Anàlisi de les diferències salarials per sexe en percentatges (any 1995)

	Diferència dels salaris per hora home – dona	Diferència constants de regressió	Diferència explicada per característiques	Diferència no explicada (Discriminació)	Diferència no explicada (Favoritisme)
Tota la població	0,347453 (41,55%)	0,00317 (0,91%)	0,123322 (35,5%) -0,118 (-34,0%)	0,227305 (65,4%)	-0,23263 (67,8%)
Sector empresarial	0,36834 (44,53%)	0,021338 (5,6%)	0,142528 (38,7%) -0,13827 (37,5%)	0,204475 (55,5%)	-0,20873 (56,7%)
Administracions públiques	0,155316 (16,8%)	0,30321 (195,2%)	0,104812 (67,5%) -0,1105 (71,1%)	-0,25271 (-162,7%)	0,25839 (166,4%)

Font: elaboració pròpia

Aquests trets són molt similars pel que fa al sector empresarial de l'economia. Les diferents característiques productives només expliquen entre el 37,5% i el 38,7% de les diferències salarials, mentre que el tracte discriminatori o afavoridor explicaria entre el 55,5% i el 56,7% de les diferències salarials.

Pel que fa a les administracions públiques, s'observa un comportament molt singular, originat, sens dubte, pel problema de la poca precisió de la informació sobre la categoria laboral i sobre les titulacions acadèmiques. En efecte, només es coneixien les titulacions d'una part dels empleats públics de l'any 2000, però no del 1995. Així, el nivell d'estudis dels empleats públics del 1995 es va establir en funció dels requisits mínims necessaris per accedir al nivell que ocupaven. Aquesta atribució només donava la titulació mínima, però no la veritable titulació que, en molts casos, podia ser superior. Tampoc no es coneixia la funció concreta de la persona en la majoria de casos, cosa que va portar a enquadrar persones amb complements específics molt diferents dins la mateixa categoria CNO. Per aquesta raó la robustesa estadística dels resultats està molt migrada pel que fa als empleats públics. D'aquí que els resultats siguin estranys i no es

pugui provar l'existència de discriminació contra la dona. Els resultats indicarien que hi ha una discriminació pura contra la dona d'un ordre de magnitud elevat (gairebé dues vegades les diferències salarials observades, el 195,2%), però aquesta discriminació queda parcialment compensada per la discriminació contra l'home (o el favoritisme vers la dona) en la valoració de les seves característiques (entre el 162,7% i el 166,4% de les diferències observades) i per la diferència de característiques (entre el 67,5% i el 71,1%). En conjunt, finalment, el salari dels empleats públics és un 16,8% superior al de les empleades públiques.

③ La projecció cap a l'any 2000

METODOLOGIA DE LA PROJECCIÓ

L'anàlisi de l'evolució de la distribució salarial parteix dels salaris percebuts pels treballadors en diferents moments del temps. El primer problema que es planteja quan s'aborda aquesta anàlisi és la disponibilitat d'informació. Com s'ha dit al llarg del text, l'any 1995 l'INE dugué a terme l'Enquesta d'Estructura Salarial, que –actualment– és l'única font d'informació idònia per poder fer un estudi prou detallat de la distribució salarial individual. Malauradament, el propòsit inicial de repetir l'enquesta cada quatre anys no s'ha complert.

Quan es va dissenyar l'estudi que presentem, es va suposar que l'INE ja no duria a terme cap altra enquesta durant els anys noranta. Per això, l'equip investigador va posar a punt una estratègia de projecció de la mostra de 1995 cap al 2000. Recentment, s'ha sabut que EUROSTAT exigirà que aquesta enquesta es faci de nou cada quatre anys, prenent com a any d'inici el 2001. Això vol dir que, si es confirma aquesta informació –i sense que l'INE s'hagi manifestat–, probablement cap al 2003 es disposarà de dades actualitzades relatives a l'any 2001 i –confiem– comparables amb les de 1995. Si és així, hom podrà complementar i corregir, si s'escau, els resultats de les projeccions i les conclusions que es deriven d'aquesta investigació.

L'elecció de les fonts estadístiques

La projecció de les dades de 1995 s'ha fet recolzant-la en altres fonts d'informació complementàries referides a la mateixa població objecte estudi (els assalariats ocupats). En concret, s'ha usat l'Enquesta de Població Activa (EPA) de l'INE, d'on s'han obtingut les microdades corresponents a tots els trimestres que van des del tercer trimestre de 1989 fins el quart de l'any 2000. L'EPA ha permès conèixer amb detall l'evolució de la composició de la població assalariada ocupada durant el període d'estudi.

Pel que fa a l'evolució de la remuneració salarial, s'ha acudit a l'Enquesta Salarial de l'INE perquè mesura uns conceptes salarials molt similars als emprats en l'EES-95.¹ Fonts d'informació com l'Enquesta de Costos Laborals no han estat usades ja que mesuren magnituds massa allunyades de les contingudes a l'EES-95. Així, per exemple, el cost laboral incorpora les cotitzacions empresarials a la Seguretat Social, que canvien molt en funció de la situació contractual concreta del treballador, encara que el salari brut –és a dir, la remuneració percebuda pel treballador abans de les deduccions– pugui ser semblant. Així doncs, l'Estadística de Convenis Col·lectius del Ministeri de Treball dona una bona informació sobre els increments salarials en els convenis col·lectius. No obstant això, se sap que els convenis només fixen les remuneracions mínimes del sector o empresa en qüestió quan la retribució efectiva, per regla general, és més gran (Fina, González i Pérez, 2001; Fina, 2001; Lorences i Felgueroso, 1994). Aquesta diferència entre les remuneracions efectives i les que figuren en els convenis (l'anomenada esclatxa salarial) és el coixí necessari perquè les empreses puguin dur a terme la seva pròpia política d'incentius salarials i, alhora, puguin adaptar-se als canvis en les condicions econòmiques sense contradir, d'entrada, el que estipula el conveni.

1. Els guanys salarials que mesura l'Enquesta Salarial corresponen al sou brut que rep el treballador. És a dir, inclou les cotitzacions socials a càrrec del treballador i els diversos complements salarials personals, familiars, per lloc de treball i/o per torn.

Actualització de les característiques individuals de la mostra

Les fonts estadístiques utilitzades per projectar la mostra de 1995 cap a l'any 2000 tenen diverses limitacions, algunes d'elles molt importants. En aquest apartat es detallen les que fan referència als trets dels individus de la mostra i les conseqüències que se'n deriven per a l'anàlisi duta a terme.

Limitacions de l'EPA

En el cas de l'Enquesta de Població Activa, l'inconvenient més immediat –que incideix poderosament sobre els resultats– és la mida de la mostra. Enfront de les 22.000 observacions de l'Enquesta d'Estructura Salarial per Catalunya, l'EPA en té poc més de 5.000 corresponents als assalariats ocupats. Això provoca problemes de representativitat, sobretot pel que fa als sectors econòmics més petits, les categories d'ocupació menys nombroses, alguns segments d'edat o tipus d'estudis, etc. D'aquí que, per fer les projeccions, s'hagin hagut d'utilitzar grups més agregats.

El càlcul del factor de ponderació del 2000

El primer filtre que s'ha aplicat en el procediment d'actualització de la mostra ha estat la mida de l'empresa. L'EPA representa tota la població i, per tant, inclou els assalariats independentment de la mida de l'empresa. És per això que les observacions corresponents a empleats en establiments i/o empreses de menys de 10 treballadors han estat excloses, cosa que ha reduït la mostra de l'EPA fins a 3.387 observacions. En segon lloc, l'activitat econòmica que a l'EPA apareix desagregada a nivell de divisions de la CNAE-93 (48 ítems) ha estat agrupada segons els sectors de la Comptabilitat Regional d'Espanya, tal com s'ha fet en l'anàlisi de l'any 1995 (és a dir, 19 sectors). Una altra variable molt important que l'EPA facilita en l'àmbit del subgrup de la CNO-94 (que compta amb 66 codis en total), la categoria d'ocupació del treballador, ha estat aplegada en el camp de les 8 agrupacions de CNO utilitzades en l'anàlisi de l'any 1995. La tercera variable emprada ha estat el sexe, atès que també s'ha revelat com a molt significativa respecte les diferències salarials. No s'han utilitzat més variables –com poden ser la mida de l'establiment, el grup d'edat, l'antiguitat, etc.– perquè la mostra de l'EPA és massa petita, de manera que les projeccions no serien representatives. En

definitiva, doncs, els factors de ponderació dels individus de la mostra projectada per a l'any 2000 s'han obtingut actualitzant la mostra de 1995, d'acord amb les tres variables del sector econòmic de la CRE, l'agrupació de CNO i el sexe.

El fet d'utilitzar només tres variables per a l'actualització obliga a haver d'adoptar una hipòtesi de treball força dràstica: dins de cada segment de la mostra projectada, totes les variables individuals (llevat del sector CRE, grup de CNO i sexe) es distribueixen de forma igual l'any 1995 que el 2000. En conseqüència, doncs, l'anàlisi de les desigualtats salarials per a l'any 2000 segons les altres variables no considerades (divisió de CNAE, subgrup de CNO, edat, antiguitat, nivell d'estudis, mida de l'empresa, tipus de conveni, tipus de contracte i propietat) no és tan precisa com en el cas de la mostra original de 1995. D'aquí que s'hagin fet servir informacions procedents de fonts complementàries, a fi i efecte d'esmenar els resultats i, arribat el cas, poder calibrar la magnitud i el sentit dels possibles errors.

Actualització de les remuneracions salarials

Juntament amb les limitacions de les fonts estadístiques pel que fa a les característiques laborals dels individus, també hi ha problemes en el cas de les retribucions salarials. Aquest apartat les detalla.

Limitacions de les fonts estadístiques

Pel que fa a la projecció de les remuneracions salarials, les dificultats metodològiques són molt considerables, tot i que prenen un caire diferent respecte els obstacles que acabem de comentar. Així, l'Enquesta de Salaris de l'INE es fa sobre una mostra d'empreses industrials i de serveis a les quals es demana la remuneració mitjana mensual i horària dels seus treballadors, tot distingint entre dues classes de treballadors (empleats i obrers), entre dos tipus de jornada (normal i extraordinària), entre dues formes contractuals (a temps complet o parcial) i, finalment, entre dues classes de pagaments (ordinaris i extraordinaris). El càlcul de la remuneració horària es duu a terme partint de dos criteris: el nombre d'hores pactades i el nombre d'hores treballades. Pel que fa

la mida de l'empresa, es considera el nombre de treballadors de l'establiment segons 7 categories. Per acabar, es té en compte el sector d'activitat en termes de divisions de la CNAE i la comunitat autònoma en qüestió.

La informació proporcionada per l'INE, però, és molt migrada. Atès que no es faciliten les microdades, només es disposa de les sèries estadístiques agregades per a tot Espanya (amb detall per divisions de CNAE) o per comunitats autònomes (només amb detall dels tres grans sectors). Com que la mostra és massa petita, la preservació del secret estadístic implica que l'INE no proporcioni una informació més detallada per a Catalunya i que tampoc creui la mida de l'empresa i les divisions de la CNAE.

Abans de cloure aquest apartat, cal indicar que l'Enquesta de Salaris compta amb altres problemes, tots ells identificats de fa temps pels estudiosos. En primer lloc, l'Enquesta de Salaris exclou les empreses de menys de 5 treballadors, l'agricultura i diverses activitats de serveis (empleats de la llar, educació, sanitat, Administració pública). La inestabilitat de la distribució de la mostra explica que algunes estimacions del creixement de les retribucions hagin esdevingut erràtiques i inconsistents en algun trimestre, tot i que –des de la perspectiva d'una sèrie temporal més llarga– aquesta eventualitat es redueix. També hi ha problemes en la forma d'estimació de la jornada treballada efectivament. En efecte, aquesta variable té una fiabilitat menor que quan prové d'altres fonts ja que exclou les empreses petites que, per regla general, tenen jornades més llargues –tal com es desprèn de la informació sobre la jornada treballada que publica l'Enquesta de Conjuntura Laboral i l'EPA (Fina, González i Pérez, 2001).

El càlcul de les remuneracions salarials individuals pel 2000

Per poder fer les projeccions de salaris, en primer lloc, s'ha hagut de considerar que l'any 96 es produí un canvi metodològic en l'EPA, fet que implicà la ruptura de les sèries desagregades. Per refer la connexió, s'han emprat els índexs agregats d'enllaçament des de 1995 a 2000, proposats per l'INE, i les dades desagregades pròpiament dites des de l'any 96 al 2000. En segon lloc, cal fer l'advertiment que la distinció que fa l'Enquesta de Salaris (ES) entre empleats i obrers es basa en el grup de cotització a la Seguretat Social (empleats = grups 1 a 7, obrers = resta de grups), mentre que la

informació de l'EPA i l'EES-95 es recolza en la Classificació Nacional d'Ocupacions (CNO). Malauradament, ambdues classificacions no coincideixen. En la projecció s'ha optat per catalogar dins la categoria d'obrers els individus que pertanyen al subgrup 60 o més gran de la CNO i en la d'empleats la resta de subgrups. Atès que aquesta divisió no és del tot coincident amb la de l'ES, s'ha realitzat una estimació agregada paral·lela per a tots els treballadors.

La magnitud salarial de l'ES que s'ha utilitzat per actualitzar la mostra és la remuneració per hora treballada, considerant tots els pagaments (ordinaris o no) i totes les hores (extraordinàries o no). La raó és ben simple: es tracta del concepte que s'acosta més al salari per hora segons jornada estimada que ha estat calculat a partir de les dades de l'EES-95. Tot i que la magnitud dels salaris per hora proporcionats per l'ES pot estar esbiaixada (Fina, González i Pérez, 2001), cal recordar que per realitzar la projecció només interessa l'evolució de la magnitud i no la seva quantia absoluta. És a dir, l'increment percentual que han experimentat els salaris entre 1995 i 2000. El fet, però, és que la remuneració mitjana per hora estimada segons l'EES per a l'any 1995 (1.775 ptes.) és molt superior a la que ofereix l'ES per al mateix any (1.389 ptes.), tot i que ambdues fan referència a Catalunya. Bona part d'aquestes diferències poden atribuir-se a la diferència d'àmbit de cada mostra i al fet que l'EES-95 només considera establiments i empreses de 10 o més treballadors.

La dificultat més greu amb què topa la projecció dels salaris és l'escassa desagregació de la informació per comunitat autònoma. Com que només hi ha indicadors per als grans sectors econòmics, s'ha optat per una projecció en diverses etapes, amb els dos objectius següents. D'una banda, que la informació agregada sobre l'evolució dels salaris que es deriva de la projecció sigui consistent amb la que proporciona l'INE mitjançant l'ES. De l'altra, que la projecció tingui en compte la gran diversitat de comportaments dels diferents sectors i categories laborals. D'aquesta manera, resulta factible conservar la informació sobre la dispersió salarial, tot mantenint l'escala adequada perquè sigui coherent amb la informació agregada. El càlcul de l'actualització s'ha dut a terme per separat en funció de si es distingeix o no entre empleats i obrers.

Per començar, s'ha procedit al càlcul del salari mitjà per divisió de CNAE per al 1995 amb la mostra inicial de l'EES-95. A continuació, sobre aquest salari mitjà, s'hi ha aplicat l'increment salarial percentual, segons divisió de CNAE, que aporta l'ES entre 1996 i 2000 per al conjunt d'Espanya. D'aquesta manera, s'obté una primera aproximació del salari mitjà per CNAE per a l'any 2000. Aquest còmput s'ha fet, separadament, per empleats i per obrers, i pel total dels treballadors. Aquesta primera aproximació, però, s'ha d'ajustar perquè compleixi les tres condicions següents:

- 1) Les taxes de creixement dels salaris per a cadascun dels tres grans sectors de la mostra actualitzada han de ser igual a les que dona l'ES per a Catalunya entre 1996 i 2000, tant per als empleats i obrers com per al total.
- 2) La taxa de creixement del salari mitjà del conjunt de la mostra actualitzada ha de ser el que l'ES atribueix a Catalunya entre 1995 i 2000 per empleats, obrers i el total.
- 3) Els salaris individuals de la mostra actualitzada han de ser compatibles amb els salaris mitjans per CNAE resultants de totes les operacions anteriors (ajustament segons els nous factors de ponderació estimats per a l'any 2000).

En altres paraules, el creixement dels salaris per a cada divisió de CNAE és el mateix que a Espanya, però després s'ajusta per cada gran sector econòmic de Catalunya, pel total de Catalunya i pels canvis en els factors de ponderació. El resultat final manté la consistència amb l'evolució agregada dels salaris a Catalunya, mesurada per l'ES, i —en la mesura del possible— conserva la consistència amb totes les altres informacions desagregades per grans sectors, per empleats i obrers de Catalunya i per divisions de la CNAE en l'àmbit de tot Espanya. Atès que la mostra de l'ES i la mostra projectada són diferents, el 100% de consistència per a tots els criteris no és possible, raó per la qual s'ha aplicat un algorisme iteratiu que minimitza la distància relativa respecte els criteris de projecció.²

2. Mínim del quadrat de la distància percentual: $\min(i/i^* - 1)^2$.

En resum, en la projecció dels nous salaris individuals per a l'any 2000 s'han hagut d'adoptar diverses hipòtesis ad hoc que redueixen la fiabilitat dels resultats.³ Això no obstant, es tracta d'hipòtesis raonables en el sentit que no distorsionen qualitativament els resultats. Pel que fa a les distorsions quantitatives, els errors en l'ordre de magnitud dels increments salarials de la projecció són, probablement, menyspreables. Les tres hipòtesis més importants adoptades per fer la projecció han estat les següents:

- 1) El creixement dels salaris per hora per divisió de CNAE a Catalunya entre 1996 i 2000 té la mateixa estructura que a Espanya (és a dir, els mateixos creixements relatius dels salaris per divisió de CNAE) dins de cada gran sector econòmic.
- 2) El creixement dels salaris per hora per categoria d'ocupació CNO entre 1995 i 2000 es manté invariable, dins de cada divisió de CNAE, tant per empleats i per obrers com pel conjunt d'assalariats.
- 3) De forma complementària a les hipòtesis anteriors, se n'ha adoptat una altra, induïda pel trencament de les sèries de l'ES el 1995-96: el creixement dels guanys per hora entre 1995 i 1996 és el mateix per a tots els treballadors.

Les hipòtesis anteriors són estrictament necessàries per poder fer una projecció al més acurada possible partint de la informació disponible. Val a dir que hi ha prou evidències que ens permeten afirmar que es tracta d'hipòtesis raonables, sobretot tenint en compte que l'horitzó temporal considerat és relativament curt. D'una banda, els creixements salarials negociats en els convenis tracten de reduir o, com a molt, mantenir estable l'estructura dels salaris relatius, ja que les organitzacions sindicals són reticents a l'hora de pactar increments que augmentin la desigualtat entre categories laborals (Fina, González i Pérez, 2001). Els estudis empírics constaten aquesta tendència a la reducció o, almenys, a la no ampliació de la dispersió de l'estructura salarial establerta en els convenis (Fina, González i Pérez, 2001; Rodríguez, 2001; Bentolila i Gimeno,

3. Implícitament, cada salari individual projectat per al 2000 porta una distribució de probabilitats associada, és a dir, les noves observacions generades no són altra cosa que el valor central d'un interval.

2002)⁴. De tota manera, els salaris pagats efectivament no són els que figuren en el conveni, sinó que solen ser superiors en una quantia que depèn de la política salarial de l'empresa (Fina, González i Pérez, 2001; Freeman i Katz, 1995). En un període curt, la pressió per reduir la dispersió salarial en la negociació col·lectiva es sobreposa a les pràctiques en sentit contrari per part de moltes empreses. En conseqüència, doncs, sembla prou raonable adoptar la hipòtesi que els canvis en la dispersió salarial per categories no varien a curt termini.

Pel que fa al fet d'haver atribuït l'evolució de l'ES per divisions de CNAE d'Espanya a Catalunya, cal dir que es tracta d'una hipòtesi acceptable a curt termini, donades les minses diferències entre les taxes de creixement salarials dels grans sectors i del total entre comunitats autònomes –i, concretament, entre Catalunya i Espanya– per aquests anys. De tota manera, això no significa que els salaris per hora (els nivells) siguin els mateixos, només vol dir que, a curt termini, evolucionen a un ritme molt similar.

Així doncs, el conjunt de dades de la distribució salarial corresponents a l'any 2000 que s'utilitza a l'anàlisi és doble i prové d'una doble estimació. És a dir:

- 1) Una estimació que desagrega el conjunt dels treballadors assalariats en dues grans categories: empleats i obrers. Aquesta estimació, anomenada EO, apareix esmentada com a “Salaris per hora (1)”,
- 2) Una estimació agregada del conjunt dels assalariats. Aquesta estimació, anomenada total, apareix esmentada com a “Salaris per hora (2)”.

LA DESIGUALTAT GLOBAL

L'anàlisi del nivell de desigualtat pel conjunt dels assalariats s'ha fet emprant els mateixos indicadors que per a l'any 1995, a fi i efecte de poder-los comparar. El resultat

4. Una circumstància que, dit sigui de passada, és un dels punts que pretén modificar la proposta de reforma de la negociació col·lectiva que el Govern impulsa. També és el que proposen modificar Bentolila i Gimeno (2002).

global que se n'extreu és inequívoc per a qualsevol de les dues projeccions o dels indicadors: el nivell de desigualtat de la remuneració individual dels assalariats ha augmentat lleugerament entre 1995 i 2000.

Aquesta desigualtat ja és perceptible en la representació gràfica de les corbes de Lorenz, com mostra la figura 3.1. La corba corresponent a 2000 té més curvatura que la de 1995, de manera que el nivell de desigualtat és més gran. L'ús de la projecció empleat-obrer o total no altera la percepció visual. L'augment de la desigualtat comença a manifestar-se des dels nivells de salaris més baixos i es va mantenint per a tot el ventall salarial. La corba de Lorenz de l'any 2000 està per sota de la de 1995 en tot el seu recorregut.

Aquesta major desigualtat que mostren les corbes de Lorenz és quantificada a través dels indicadors sintètics que es mostren a la taula 3.1. Els índexs de Gini per a l'any 2000 són més grans que el de 1995 en les dues projeccions. Tanmateix, la projecció que no distingeix entre empleats i obrers presenta més desigualtat que la que fa la distinció, tot i que la diferència dels coeficients de Gini d'ambdues projeccions és massa petita per ser tinguda en compte.

Taula 3.1

Indicadors globals de desigualtat, 1995-2000

Any	Salari mitjà per hora	Coeficient de Gini	Dispersió salarial (D9/D1)	% baixos salaris < 66,7%)*	Índex de Theil	Índexs d'Atkinson		
						Paràmetre 0,5	Paràmetre 1	Paràmetre 1,5
1995	1.775,24	0,3081	3.603	34,12%	Mesura relativa	0,0781	0,1434	0,1997
					0,0126	0,0830	0,2145	0,2689
2000 (EO)	2.127,49	0,3199	4,064	34,86%	0,0130	0,0832	0,2154	0,2703
2000 (Total)	2.127,49	0,3202	4,087	34,99%	0,0130	0,0832	0,2154	0,2703

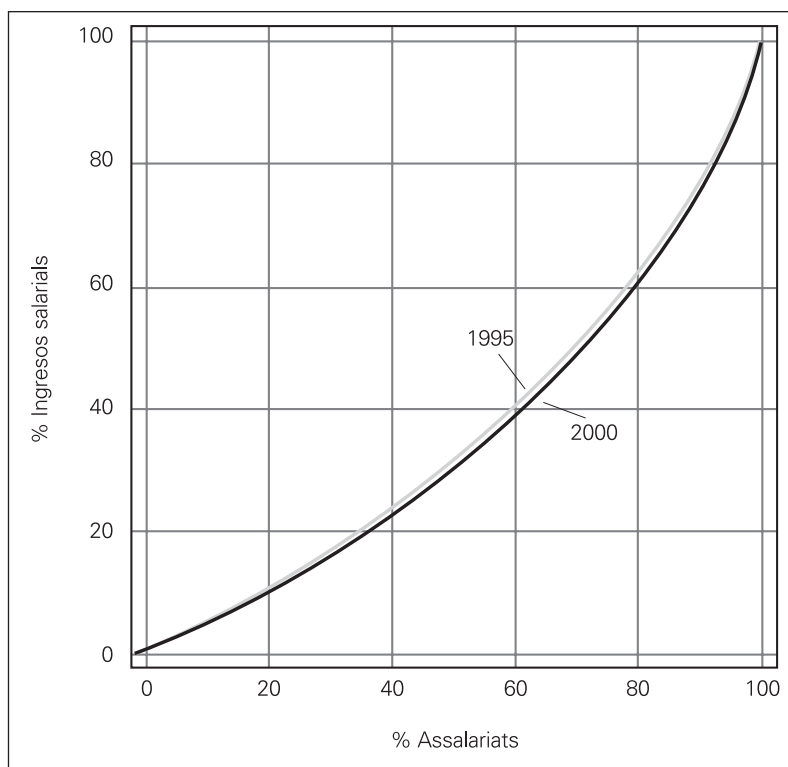
* Nota: Si es pren com a definició alternativa de baix salari estar per sota del 60% del salari mitjà, aleshores el percentatge de treballadors amb baixos salaris és el 26,2% el 1995, el 27,33% el 2000 (EO) i el 27,06% el 2000 (Tot).

Un altre indicador sintètic –com el percentatge d'assalariats amb salaris baixos–

també augmenta en relació al 1995. Es pot dir el mateix per a la resta d'indicadors de desigualtat. Tots ells són més grans (indiquen més desigualtat) que els de 1995 i, també en tots els casos, la projecció amb tots els treballadors sense desagregar indica més desigualtat que si es distingeix entre empleats i obrers, encara que la diferència entre ambdues projeccions no sigui significativa.

Figura 3.1

Corba de Lorenz dels salaris per hora a Catalunya, 1995-2000



Aquesta evolució creixent de la desigualtat coincideix, fil per randa, amb la tendència experimentada per la major part dels països de l'OCDE des dels anys 80, especialment pels Estats Units d'Amèrica i la Gran Bretanya, però també per diversos països de la UE (Katz i Autor, 1999; Schroeder, 2001).

LA DESIGUALTAT PER SECTOR ECONÒMIC

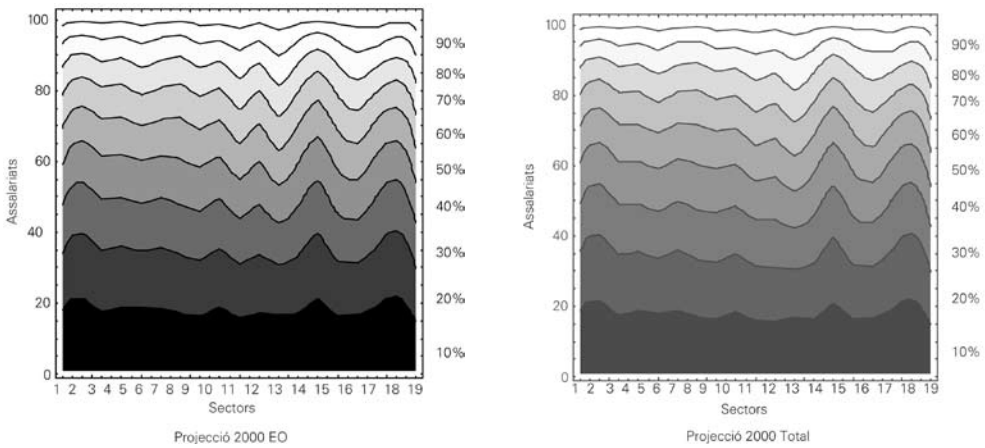
En abordar la desigualtat per sector econòmic, el primer que destaca és la gran diferència que mostra el salari mitjà entre els sectors, tal com mostra la taula F de l'annex 2. Així, els sectors amb una remuneració mitjana més alta són el de producció i distribució de llum, gas i aigua (de 3.688,57 (EO) a 4.047,29 (total) ptes./hora), el d'intermediació financera i assegurances (amb 3.284,18 ptes./hora) i el de química, petroli i combustibles (de 3.042,75 (EO) a 3.405,62 (total) ptes./hora). A l'hostaleria es dona la situació diametralment oposada (de 1.310,7 (EO) a 1.353,24 (total) ptes./hora) i al tèxtil i confecció, cuir i calçat (de 1.726,06 (EO) a 1.607,22 (total) ptes./hora). Per tant, la diferència entre els valors extrems és d'entre 2,81 i 2,99 vegades –depenent de si s'utilitza l'estimació EO o la total–, cosa que suposa entre un 13% i un 20% d'augment respecte a la que hi havia l'any 1995. Atès que el salari mitjà del conjunt de la població és de 2.127,49 ptes. per hora, el salari mitjà del sector més ben pagat és entre un 73% i un 90% més gran que el salari mitjà, mentre que el més mal retribuït es troba entre un 38% i un 36% per sota, segons l'estimació. Aquestes distàncies respecte al salari mitjà han augmentat considerablement des de 1995, any en què els valors dels salaris als sectors extrems eren el +69% i el -32% del salari mitjà de l'economia.

A la figura 3.2 es representen les corbes de nivell obtingudes a partir de les corbes de Lorenz de distribució salarial per a cadascun dels sectors econòmics. A la figura, cada línia representa un determinat percentatge del total d'ingressos salarials de cada sector en trams d'un 10%; l'eix de les ordenades indica el percentatge d'assalariats necessari per assolir aquell nivell del total d'ingressos, mentre que a l'eix de les abscisses hi ha els 19 sectors econòmics CRE. Per comparar els nivells de desigualtat n'hi ha prou amb mirar si en un sector determinat la corba passa més amunt (més desigualtat) o més avall (menys desigualtat) que en el sector que es vol comparar.

La distribució salarial per sectors varia molt poc sigui quina sigui l'estimació que es faci servir, llevat del sector 11 (altres indústries) i, amb menys diferència, el sector 13 (construcció). En ambdós, la distribució és sensiblement més desigual per a la projecció que distingeix entre empleats i obrers. El gràfic també il·lustra que els sectors amb menys desigualtat són, amb molta diferència, el sector 19 (administracions pú-

bliques), i els sectors 12 (producció i distribució de llum, gas i aigua), 16 (transport i comunicacions), i 10 (material de transport). Així doncs, el sectors més desiguals són el 14 (comerç i reparacions) i el 18 (altres serveis), tal com mostra la taula F de l'annex 2, on consten els valors que prenen els indicadors sintètics de desigualtat.

Figura 3.2
Corbes de Lorenz per sectors a Catalunya, 2000



Amb relació als resultats de l'any 1995 –tal com es pot comprovar si comparem les taules C i F de l'annex 1 i 2–, la desigualtat només ha disminuït en els sectors 4 (paper i arts gràfiques), 5 (química, petroli i combustibles), 11 (altres indústries) i 17 (intermediació financera) –que disminueixen lleugerament– i el sector 12 (producció i distribució de llum, gas i aigua) i 18 (altres serveis) –que experimenten una disminució més remarcable. Per contra, a la resta de sectors la desigualtat ha augmentat. Aquest increment ha estat especialment elevat en els sectors 3 (tèxtil, confecció, cuir i calçat) i 14 (comerç i reparacions), fins al punt que aquest darrer passa a ser el sector més desigual, tot superant netament el sector dels altres serveis. En efecte, l'índex de Gini del sector del comerç és de 0,363 i el dels sector altres serveis de 0,349, molt per sobre del corresponent a tota la població. També destaca l'augment de la desigualtat a les administracions públiques, atès que el coeficient de Gini entre 1995 i 2000 passa

de 0,175 a 0,187. Aquest és un resultat sòlid ja que es disposa de mostres específiques sobre l'Administració per als anys 1995 i 2000, de manera que no s'ha hagut de fer cap projecció.

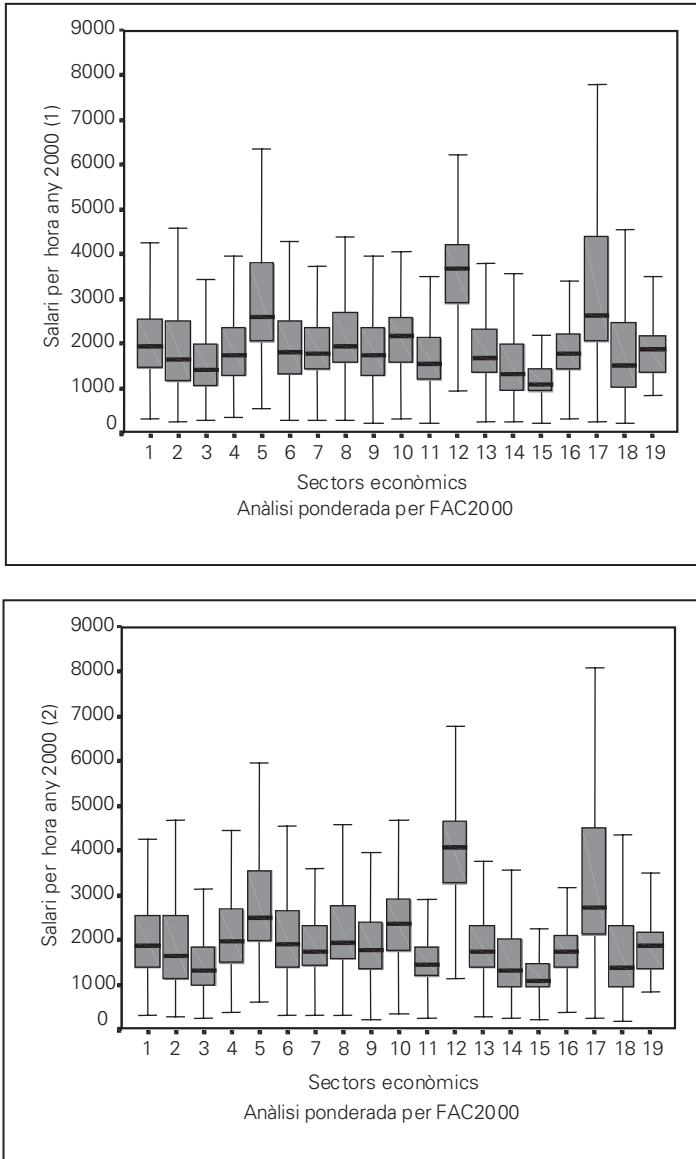
Les diferències que es troben en comparar els índexs de desigualtat sectorial de les dues projeccions són significatives només pels sectors 11 i 13, però pràcticament no hi ha canvis en l'ordenació dels sectors per nivell de desigualtat. Aquestes diferències apareixen perquè els mètodes de projecció són diferents i, tot i que ambdós són consistents pel conjunt de la mostra, poden haver-hi variacions molt importants en subgrups concrets de la mateixa.

L'anàlisi de la distribució realitzada amb aquests indicadors proporciona una informació de tipus relatiu: indica quina és la desigualtat interna del sector i permet comparar-la amb la dels altres. No obstant això, és convenient fer les comparacions entre els sectors amb mesures absolutes dels guanys salarials. La figura 3.3 ens mostra la distribució dels salaris per hora per sectors, amb indicació de la mitjana i de la dispersió, per a les dues projeccions, (1 = empleat-obrer; 2 = total).

Com s'afirmava a l'inici de l'apartat, es pot comprovar immediatament que els dos sectors amb retribucions unitàries més altes són, amb molta diferència, el 12 (producció i distribució de llum, gas i aigua), i el 17 (intermediació financera i assegurances), seguits –una mica més lluny– pel sector 5 (química, petroli i combustibles). Les retribucions més baixes les presenten, com s'ha vist anteriorment, el sector 15 (hostaleria) –amb remuneracions molt per sota de la mitjana– i el sectors 4 (tèxtil, confecció, cuir i calçat) i el 14 (comerç i reparacions), aquests dos ja no tan allunyats. Destaca el fet que, en comparació a 1995, el sector de l'hostaleria ha experimentat uns increments salarials molt per sota de la resta de l'economia, de manera que el seu salari mitjà només és entre el 62% (EO) i el 64% (total) de la retribució mitjana de l'economia (mentre que el 1995 era el 68%). En canvi, el sector del tèxtil 81,1% (EO), el d'altres indústries i el del comerç han reduït prop de 2 punts la diferència en relació al salari mitjà.

A efectes de comprovació addicional, s'ha calculat el grau de significació estadística de les mitjanes sectorials del salari per hora. El resultat és que totes són significativament

Figura 3.3
Distribució salarial per sectors econòmics



Anàlisi ponderada per FAC2000

diferents (interval de confiança del 95%) del valor associat al conjunt de la població, amb l'excepció del sector 2 (alimentació, begudes i tabac). Si comparem sector per sector, les diferències també són significatives, exceptuant alguns casos que no segueixen cap pauta sistemàtica.

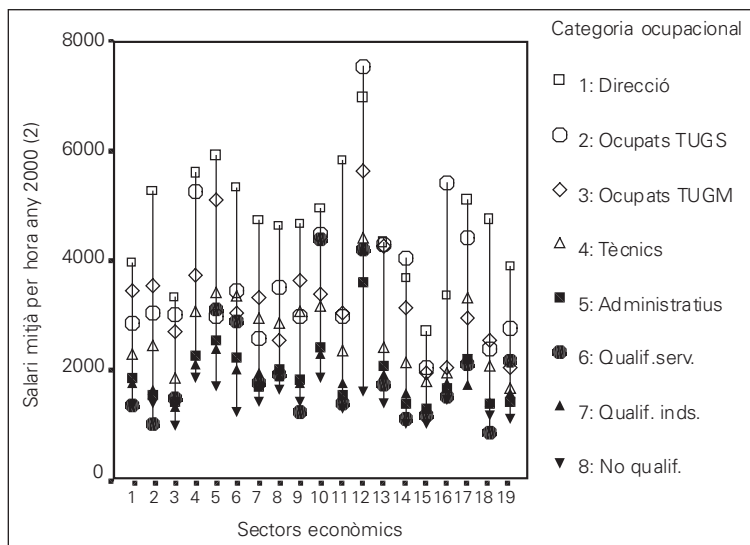
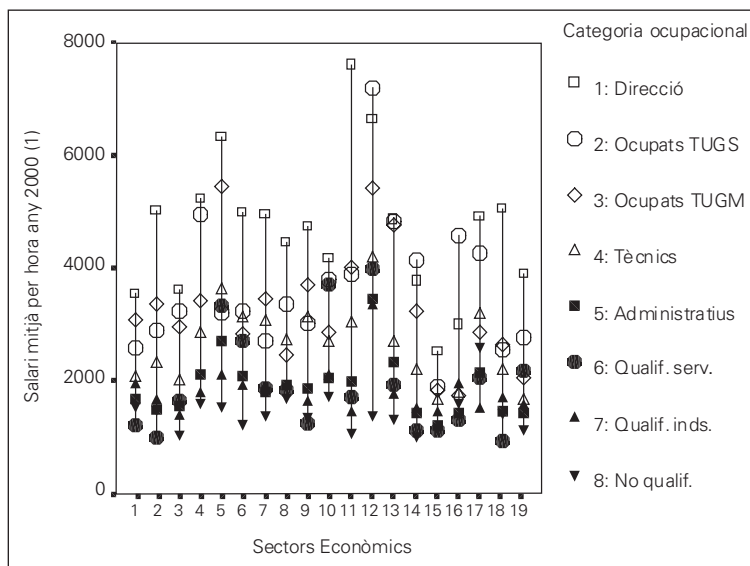
Creuant les variables categoria d'ocupació (CNO-94) i sector econòmic, s'obtenen els salaris mitjans per hora de cada categoria laboral dins de cada sector. El resultat és el que es representa a la figura 3.4 (cal recordar que (1) = estimació EO, (2) = estimació total).

L'observació de la figura permet detectar els sectors on la diferència de retribucions mitjanes entre categories és especialment àmplia. Aquest és el cas del sector 2 (alimentació, begudes i tabac), 5 (química, petroli i combustibles), 11 (altres indústries) i 12 (producció i distribució de llum, gas i aigua). L'hostaleria (sector 15) és el sector amb menys diferències entre categories ocupacionals, però també són reduïdes en els sectors 1 (extractives) i 3 (tèxtil i confecció, cuir i calçat) i a l'Administració pública (sector 19).

Un altre creuament de variables que té interès és el que mostra la figura 3.5, on es representen els salaris mitjans per hora de cada nivell de titulació en cada sector econòmic. A primera vista, la disposició és clarament jeràrquica, però els salaris corresponents a nivells d'estudis baixos presenten molt poques diferències entre si dins de tots i cadascun dels sectors considerats. En canvi, els salaris de les persones amb estudis universitaris, mitjans o superiors sempre destaquen molt per sobre de la resta, tret d'algun sector on, puntualment, la distància no és tan accentuada.

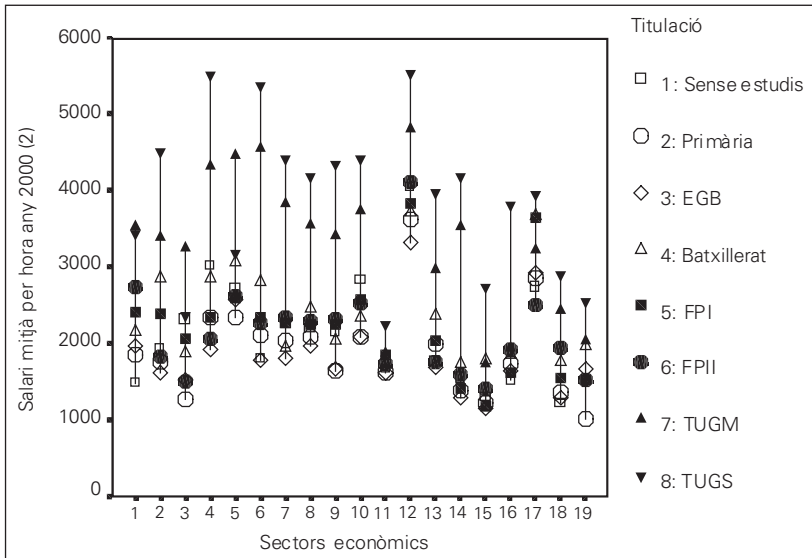
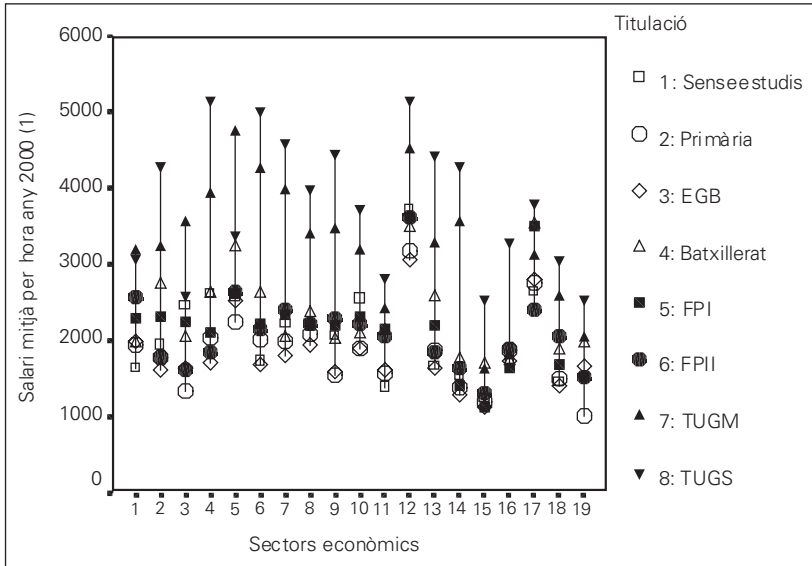
Una anàlisi més detinguda de la figura permet, però, extreure una conclusió molt important sobre el factor titulació. Tot i que les retribucions dins de cada sector queden clarament ordenades per la titulació, si es compara la remuneració de titulacions entre diferents sectors es produeixen nombroses sobreposicions. Una circumstància que ja fou destacada en la descripció de l'any 1995. Per exemple, els salaris mitjans per hora dels treballadors amb estudis primaris o d'EGB del sector de la producció i distribució de llum, gas i aigua (12), o els de la mateixa titulació del sector d'intermediació

Figura 3.4
Salaris mitjans per categoria laboral i sector econòmic



Casos ponderats per FAC2000

Figura 3.5
Salaris mitjans per nivell d'estudis i sector econòmic



Casos ponderats per FAC2000

financera i assegurances (17), d'acord amb les dades disponibles, són similars –o fins i tot superiors– als que reben els universitaris mitjans en els sectors d'altres indústries (11), hostaleria (15) i a l'Administració pública (19). Cal destacar el fet que aquesta coincidència sigui molt clara pel que fa al nivell d'estudis però, en canvi, no es doni en cap altra variable, especialment la de la categoria laboral. Aquesta circumstància fa sospitar que el factor nivell d'estudis per si sol resulta del tot insuficient per explicar la retribució salarial dels individus dins el conjunt de l'economia. I, a més, reitera que el component sectorial és d'una importància capital.

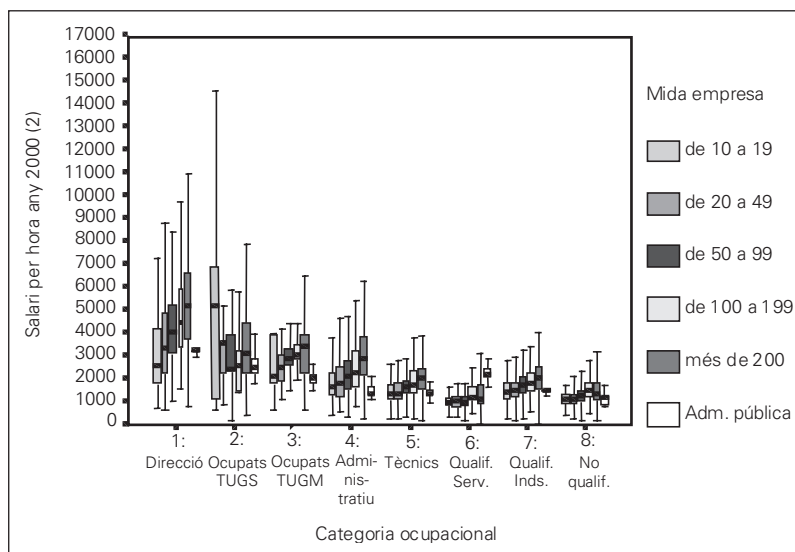
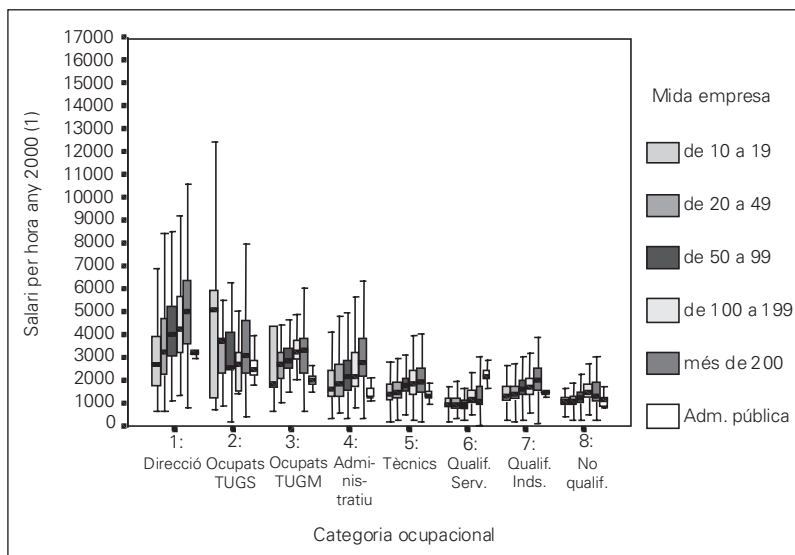
LA DESIGUALTAT PER CATEGORIES D'OCUPACIÓ

A l'apartat anterior, ja s'ha apuntat la importància de la categoria laboral en el salari per hora, raó per la qual ara convé aprofundir l'anàlisi. Tal com s'ha fet pel 1995, l'examen per categories laborals s'ha dut a terme agrupant les dades que hi ha en els múltiples subgrups de la CNO-94 en vuit grans categories ocupacionals. El valor del salari mitjà per categoria està detallat a la taula G de l'annex 2, que també recull les diverses mesures de desigualtat per cadascuna de les vuit grans categories laborals considerades.

D'aquí, destaca que la remuneració de la categoria superior (direcció i gerència) l'any 2000 és entre 3,50 i 3,55 vegades la de la categoria inferior (treballadors no qualificats). És a dir, no hi ha cap canvi significatiu en la posició relativa de les categories extremes en relació a 1995, que era de 3,49 vegades. Pel que fa a la desigualtat dins de cada categoria, tampoc no hi ha canvis significatius en les categories extremes. No obstant això, la desigualtat augmenta a les tres categories centrals, com es pot comprovar comparant les taules D i G de l'annex 1 i 2.

Una comparació molt informativa és la que s'obté amb el càlcul del salari per hora per categoria d'ocupació i pel nombre de treballadors de l'empresa, que a les dades està indicat per la variable *estrat*. El resultat del creuament d'aquestes variables es representa a la figura 3.6.

Figura 3.6
Salaris i categories per mida d'empresa



Anàlisi ponderada per FAC2000

A la figura s'observa l'anomenat doble comportament sistemàtic: (a) com més baixa és la categoria laboral més baixa és la retribució i, (b) dins de cada categoria d'ocupació, el salari per hora és més gran com més gran és la mida de l'empresa. D'aquesta manera, queda ben clar que el factor grandària de l'empresa (definida segons el nombre de treballadors) també s'ha de tenir en compte a l'hora d'explicar les diferències de retribució entre els diversos grups d'ocupació. En el cas de l'any 2000, les diferències són especialment significatives pel que fa al grup de direcció i gerència. En canvi, en el cas d'ocupacions vinculades a titulats universitaris de grau superior, hi ha molta dispersió i la correlació amb la mida de l'empresa és molt més feble.

LA DESIGUALTAT PER SEXE

En l'anàlisi de l'any 1995 s'ha observat que una de les característiques significatives en l'explicació de les diferències salarials és el sexe del treballador. Aquesta conclusió també és vàlida l'any 2000. Ara bé, cal tenir en compte que la projecció de la població ha considerat explícitament la variable sexe i que —a conseqüència de la metodologia de projecció emprada— caldria esperar que la mitjana de l'augment dels salaris de les dones, durant el període 1995-2000, fos més gran que el dels homes. Això implicaria que les diferències salarials entre homes i dones s'haurien reduït. Dit d'una altra manera, en els darrers anys ha augmentat la pressió social i sindical contra la discriminació laboral de la dona, fins al punt que s'ha incorporat plenament a la negociació col·lectiva i s'ha implantat una normativa laboral encara més estricta respecte aquest tema. No sorprèn, doncs, que l'anàlisi de les dades mostri una reducció modesta, però significativa, de la diferència dels salaris mitjans per sexe. Tot i així, la desigualtat salarial per sexe, en termes absoluts, encara és prou àmplia. La important expansió de l'ocupació femenina d'ençà del 1995 ha arribat a tots els sectors i categories laborals, però s'ha concentrat molt més en aquells sectors típicament feminitzats (el tèxtil; altres serveis, altres indústries, química, plàstics, etc.). Cosa que, sens dubte, explica el fet que —ben mirat— la reducció de les diferències hagi estat petita.

Les diferències de salari per sexe continuen apareixent a gairebé qualsevol presentació de les dades: pel conjunt dels assalariats, per edats, per sectors, per ocupacions, per nivell d'estudis o per nombre de treballadors de l'empresa.

A la taula 3.2 es detalla la remuneració mitjana d'homes i dones pel conjunt de l'economia, pel sector empresarial i per les administracions públiques.

Taula 3.2

Salari mitjà per hora, per sexe i sector institucional, en ptes.

	Nombre d'individus (% del total)	Salari mitjà per hora (tota l'economia)		Nombre d'individus (% sector empresarial)	Salari mitjà per hora (sector empresarial)		Nombre d'individus (adm. públiques)	Salari mitjà per hora (adm. públiques)
		EO	Total		EO	Total		
Homes	682.664 (61,3%)	2.383,9	2.416,5	658.692 (61,8%)	2.394,0	2.427,7	23.972	2.106,4
Dones	430.758 (38,7%)	1.721,2	1.669,6	406.455 (38,2%)	1.720,5	1.665,8	24.303	1.732,5
Total	1.113.422	2.127,5	2.127,5	1.065.147	2.137,0	2.137,0	48.275	1.918,2

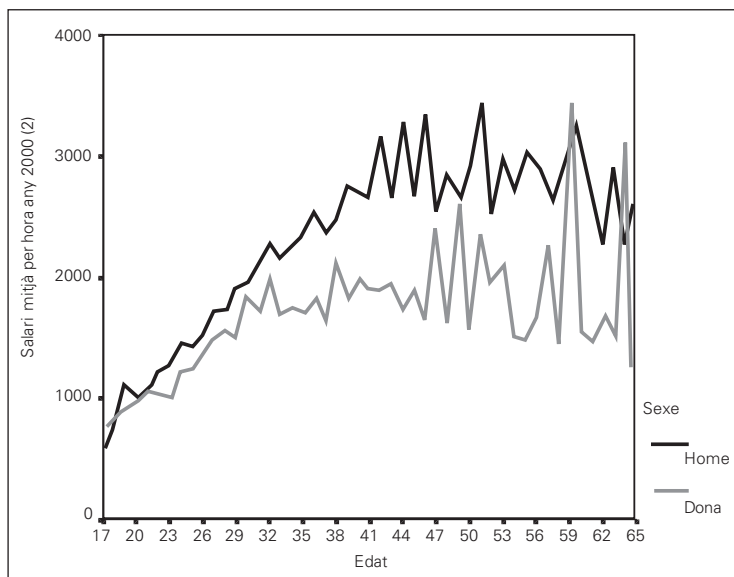
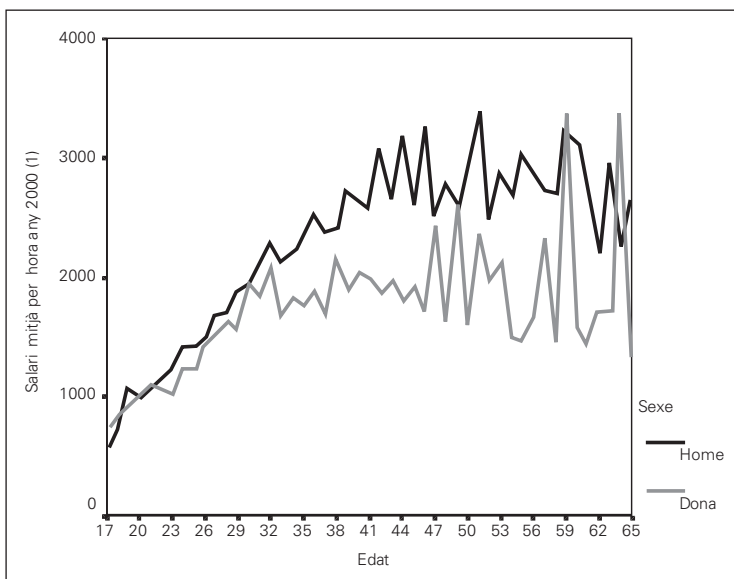
El salari mitjà per hora de les dones és entre el 69,1% i el 72,2% del dels homes –depenent de l'estimació emprada– només entre un i tres punts percentuals més baix que el de l'any 1995. La diferència absoluta entre el salari d'homes i dones és d'entre 663 i 747 ptes., més gran que el 1995 (entre el 6% i el 20% més). Lògicament, les diferències de salari entre home i dona són significatives estadísticament (marge de confiança del 99,9%).

Tal com s'havia obtingut per a l'any 1995, les diferències dins el sector empresarial són molt més importants que a l'Administració pública. Així, al sector empresarial, el salari per hora de les dones és entre el 68,8% i el 71,9% del dels homes, mentre que a l'Administració el salari de les dones és el 82,2% del dels homes. Destaca el fet que aquesta darrera xifra empitjora 3,5 punts percentuals la situació de 1995.

Diferències salarials per sexe i edat

Els perfils de salaris per edat i sexe també mostren molt clarament les diferències de remuneració, tal com representa la figura 3.7. Els salaris dels homes són més grans

Figura 3.7
 Perfil dels salaris per hora per edat i sexe



que els de les dones a partir dels 21 anys. En algun grup d'edat hi ha comportaments iguals, però els elements espuris de la mostra i el marge d'error de la projecció en relació a la variable edat (que no es va poder tenir en compte) fa que no es puguin extreure conclusions, excepte per grups d'edat més grans (grups que van de 5 en 5 anys o més grans). Tot i així, l'estructura d'edats ha canviat molt poc entre 1995 i 2000, tant pel que fa als diferents sectors productius com per categories d'ocupació, per grups d'estudis, per mida d'empresa i per sexe, segons es desprèn de l'anàlisi de les dades de l'Enquesta de Població Activa. És per això que les anàlisis que es realitzen aquí són consistents.

Tal com s'observa pel 1995, el comportament del diferencial salarial per edat i sexe també canvia amb l'edat. Amb l'augment de l'edat augmenta la diferència salarial absoluta i relativa entre els sexes, amb una diferència màxima entre els 45 i els 55 anys. El salari dels homes va augmentant, de mitjana, fins als 45 anys, mentre que el de les dones només augmenta fins als 30-35 anys. A partir d'aquestes edats, els salaris s'estabilitzen i més enllà dels 60 anys els salaris dels homes baixen i s'aproximen de nou als de les dones, que es mantenen gairebé sense variacions. El fet d'usar dades de secció transversal fa que no es puguin confirmar les diverses hipòtesis avançades per explicar aquest fenomen que, d'altra banda, foren esmentades en fer la descripció de les dades de 1995.

Diferències salarials per sexe i sector econòmic

Les diferències salarials per sexe també apareixen per sectors econòmics, com mostra clarament la figura 3.8. Els salaris per hora dels homes són superiors als de les dones en tots els sectors econòmics, tot i que en alguns d'ells les diferències són més accentuades. Destaca el fet que els sectors amb una proporció més alta de mà d'obra femenina són els sectors que tenen la diferència de salaris entre home i dona més pronunciats en termes absoluts (el tèxtil, 3; cautxú i plàstics, 6; comerç i reparacions, 14; i altres serveis, 18) i relatius (hostaleria, 15), amb l'excepció de l'Administració pública (19) on les desigualtats són més reduïdes. De tota manera, hi ha sectors amb un grau baix de feminització que també presenten diferències importants: el sector

de l'alimentació, begudes i tabac (2), que és el més desigual, la metal·lúrgia (7), la maquinària i equip mecànic (8), la maquinària i material elèctric (9) i el material de transport (10). En aquests darrers sectors, la diferència de tasques de la mà d'obra femenina, més orientada a feines administratives, probablement pot explicar bona part de les diferències. En canvi, els sectors amb més igualtat són el 13 (construcció) i l'11 (altres indústries). És a dir, el patró de desigualtat per sexes i sectors de 1995 es manté, amb pocs canvis, l'any 2000.

Pel que fa al sector de l'Administració pública, el salari per hora de les dones és el 82,2% del dels homes. La diferència és força més reduïda que la del conjunt de l'economia, però, tot i així, és un xic més gran que el 1995.

Taula 3.3

Salaris per categories d'ocupació i sexe a les administracions públiques

Categoria d'ocupació	Salari per hora homes	Salari per hora dones	Nombre persones	% dones
1. Direcció i gerència	3.001	4.249	7	71,4%
2. Ocupacions associades a TUGS	2.848	2.678	6.433	48,7%
3. Ocupacions associades a TUGM	2.154	1.984	10.007	57,0%
4. Tècnics	1.932	1.467	6.009	61,4%
5. Empleats administratius	1.454	1.422	9.957	76,5%
6. Treballadors qualificats sector serveis	2.205	1.966	11.471	15,1%
7. Treballadors qualificats de la indústria i constr.	1.556	--	380	0
8. Treballadors no qualificats	1.172	1.123	4.008	60,6%
TOTAL	2.106,4	1.732,5	48.272	50,3%

La igualtat de remuneració que estableix la llei pels empleats de l'Administració pública fa que les diferències de remuneració només es puguin explicar per la diferència que s'ocupa dins la jerarquia d'ocupacions. Tot i així, els complements específics per a cada lloc de treball tenen un component discrecional important, que pot donar lloc a diferències salarials que, en alguns casos, poden arribar a ser notòries. En conseqüència, la política de promoció del personal i la discrecionalitat dels complements específics són les úniques explicacions possibles per a les desigualtats observades. La taula 3.3

detalla els salaris mitjans per sexe i grup d'ocupació i el percentatge de dones en cada grup, cosa que permet fer interpretacions més acurades.

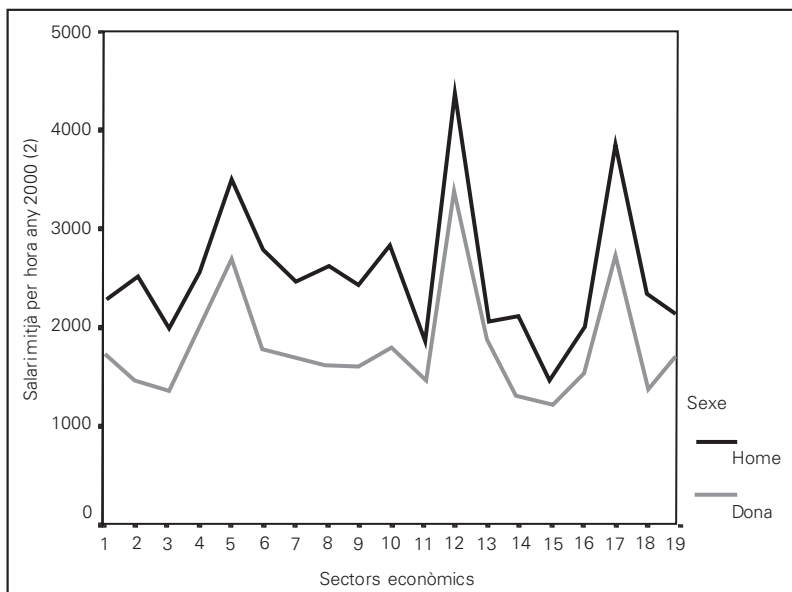
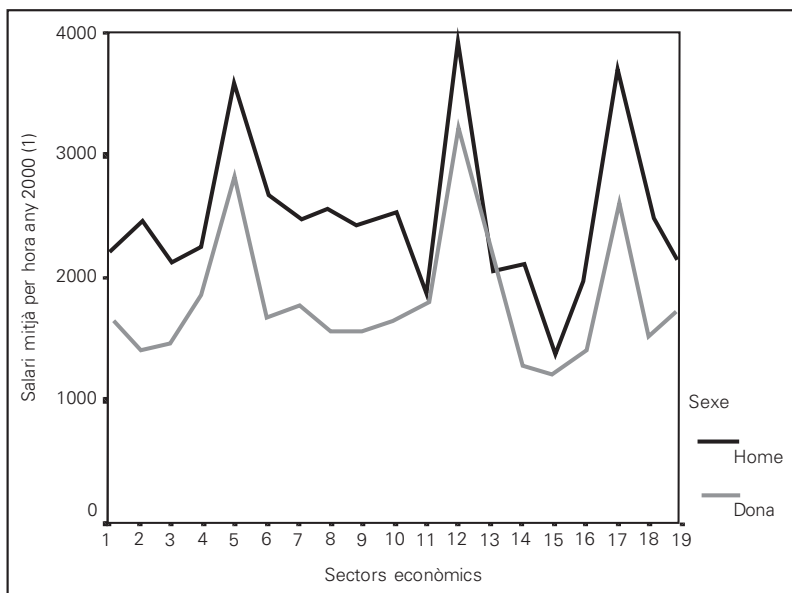
Destaca que, en tots els grups ocupacionals, la dona percep salaris més baixos que els dels homes, excepte en el nivell dels directius; però, en aquest cas, la mostra és massa petita per ser representativa. Cal tenir en compte que, respecte als valors mitjans, hi ha dos grups d'ocupació amb un gran predomini dels homes: el grup 6, on s'inclouen els cossos de seguretat, i el grup 7, on bàsicament hi ha tècnics i operaris de manteniment. Si s'eliminen aquests dos grups, el salari mitjà de les dones és el 83,5% del masculí. Les diferències són relativament petites (al voltant del 10%) en gairebé tots els grups, excepte el dels tècnics, on el salari de la dona és un 25% menor que el de l'home. La conjunció d'aquestes diferències, juntament amb el gran predomini i el nombre elevat d'homes als cossos de seguretat (que guanyen per sobre de la mitjana) acaben d'explicar les diferències salarials per sexe.

Tot i que les diferències són significatives estadísticament en totes les categories, no queda clar que es pugui parlar de comportaments discriminatoris. El fet, però, és que les tasques concretes assignades a homes i dones dins de cada categoria comporten diferències en els complements salarials que no beneficien a les dones com a col·lectiu. A més, a mesura que es va ascendint en l'escala de categoria laboral, el percentatge de dones va disminuint: des del 76,5% dels empleats administratius al 48,7% dels universitaris superiors. Això suggereix clarament que la promoció de categoria i la realització d'una carrera professional resulta més difícil per a les dones. La manca de més informació sobre aquests aspectes, i també sobre les tasques específiques i sobre el nivell d'estudis que tenen els empleats públics efectivament (només es coneix el nivell mínim necessari per accedir a la categoria i es desconeix la classificació CNO detallada de les tasques), impedeix fer una anàlisi més acurada de les diferències salarials per sexe a l'Administració pública.

Diferències salarials per sexe i altres factors

Les diferències de salaris per sexe i categoria d'ocupacions es representen a la figura 3.9. Ressalta notablement que les diferències es mantenen al voltant de la mitjana de

Figura 3.8
Salaris per sexe i sector econòmic



l'economia, ja que el salari de les dones se situa entre el 69% i el 77% del dels homes en les 5 categories superiors. És a la categoria dels treballadors qualificats dels serveis (6) on la diferència és més acusada: el salari de les dones només és el 65% (66% en la projecció EO) del dels homes. A les dues categories inferiors, el salari de la dona està per sobre de la mitjana del conjunt de l'economia: entre el 72% i el 83%, depenent de la projecció i la categoria. Les diferències més reduïdes es troben entre els treballadors no qualificats –on el salari femení és entre el 79% (total) i el 82% (EO) del masculí– i en les tasques de direcció i gerència –on el salari de les dones arriba al 78% del dels homes. Per tant, es repeteix –en part– el patró de comportament de 1995 pel que fa a la distància retributiva entre els sexes a les diverses categories. Així doncs, la categoria laboral es revela, novament, com el tret que presenta la menor dispersió de desigualtat per sexe. Sembla que la negociació col·lectiva té un paper clau en la reducció de la desigualtat salarial per sexe a les diverses categories, ja que la remuneració pactada va lligada, precisament, a la categoria independentment del sexe.

La figura 3.10 representa les diferències salarials per titulació i sexe pel conjunt de l'economia. Destaca el resultat que mostra que les diferències salarials per sexe augmenten amb el nivell de titulació, seguint –en part– el patró observat el 1995. Així, per a la gent sense estudis, el salari de la dona està entre el 79% i el 86% (projecció total) del de l'home. Per nivells com el primari, l'EGB i la FPI les diferències augmenten, tot i que encara es mouen al voltant de la mitjana del conjunt de l'economia: entre el 65% i el 77% segons la titulació i la projecció. Però, per nivells amb estudis universitaris –especialment els mitjans– les diferències esdevenen més importants, significativament superiors a les del conjunt de l'economia, atès que el salari de les dones està entre el 56% i el 66% del masculí. Aquestes diferències són causades per les desigualtats existents entre les remuneracions sectorials, com s'ha exposat a l'apartat 3.5.2. En aquesta mateixa línia, no es pot oblidar (apartat 3.3) que els diferencials salarials per sector són més grans –tant en termes relatius com absoluts– entre els treballadors de més qualificació que no pas entre els menys qualificats, fet que es tradueix, també, en més diferències per sexe i titulació.

Figura 3.9
Salaris per hora per categoria d'ocupació i sexe

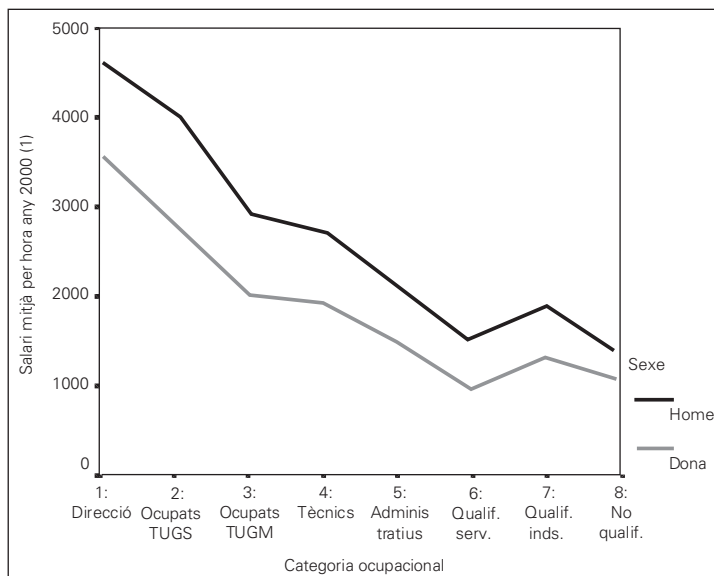
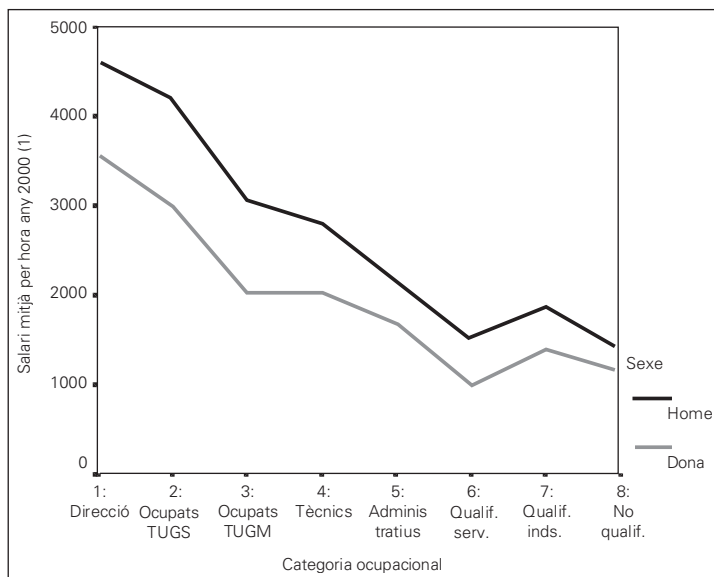
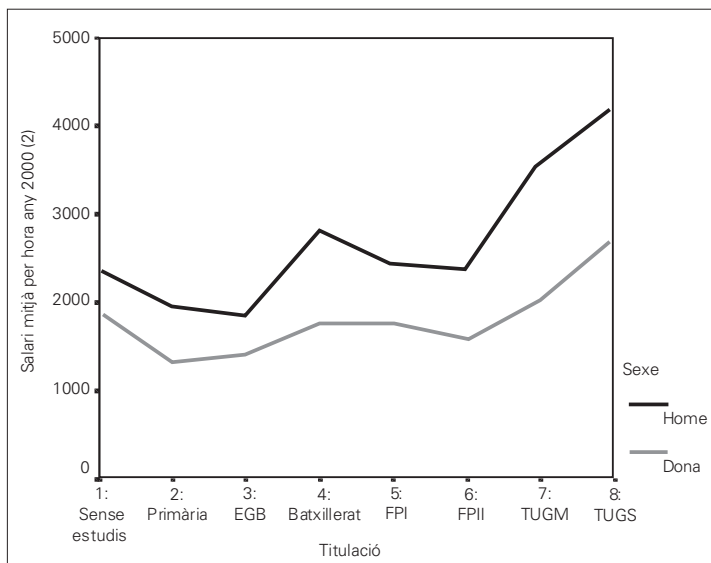
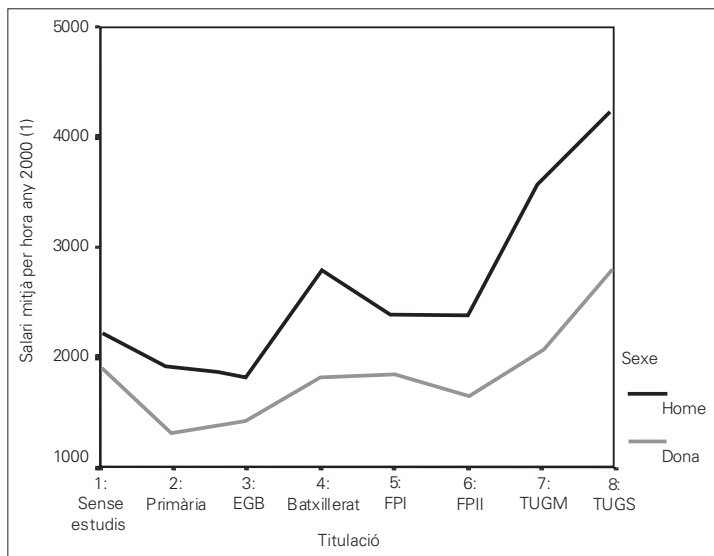


Figura 3.10
Salaris per hora per sexe i titulació



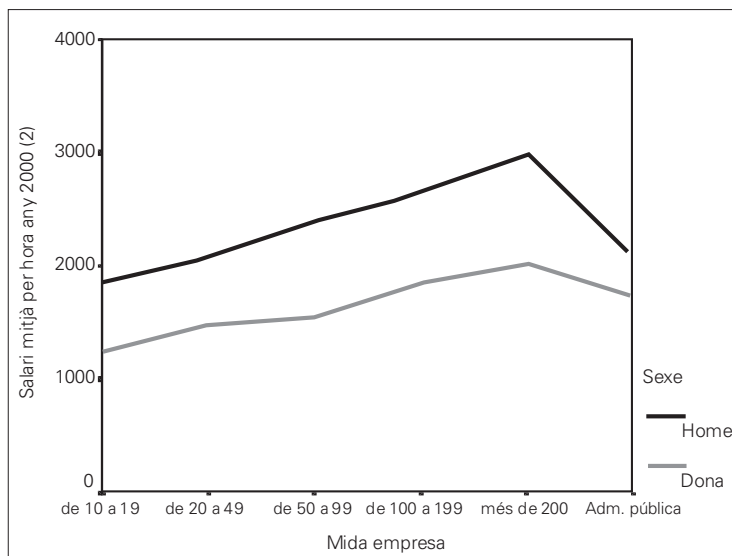
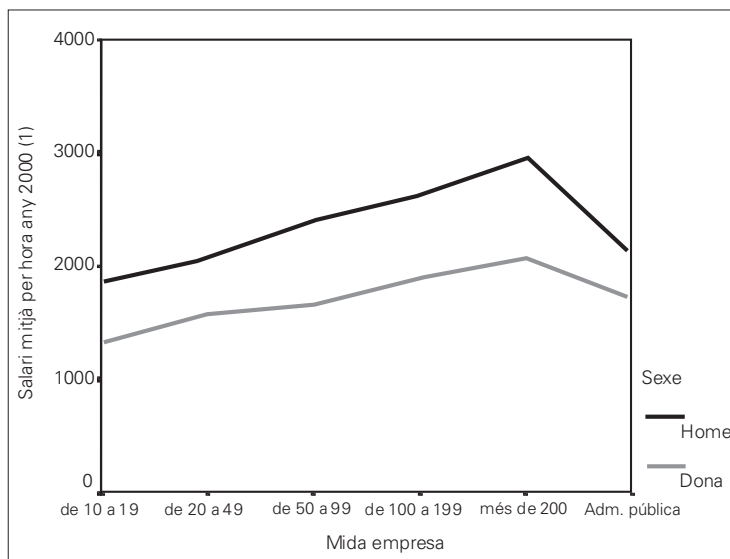
En comparació a la situació de 1995, en el cas dels universitaris, la distància salarial per sexe i titulació ha augmentat entre 1 i 3 punts percentuals, en funció de la projecció considerada. Per contra, en el cas de les persones sense estudis, aquest diferencial s'ha reduït (ha variat entre +1%, tot, i -3%, EO). A la resta de nivells de titulació, la distància s'ha mantingut constant.

Pel que fa a la grandària de l'empresa segons el nombre de treballadors, les diferències salarials percentuals pràcticament no han variat entre estrats d'empreses i presenten un comportament semblant al de l'any 1995. En efecte, l'any 2000 també són les empreses més grans les que presenten diferències salarials més acusades entre homes i dones. En aquestes empreses, el salari de la dona és d'entre un 67% (total) i un 69% (EO) de la retribució dels homes, xifres similars a les de 1995. En el cas de les empreses més petites, el salari femení es situa entre un 67% (total) i un 71% (EO) del masculí. Una circumstància que es repeteix a les empreses d'entre 50 i 99 treballadors (entre un 67% i un 70%). L'estrat amb menys desigualtat, per sota de la mitjana de l'economia, és el de les empreses d'entre 20 i 49 treballadors, on la remuneració de les dones correspon al 71-75% de la dels homes.

Lògicament, les diferències salarials en termes absoluts entre els sexes augmenten quan augmenta la mida de l'empresa, perquè els salaris mitjans també creixen. Al costat d'aquest comportament del sector empresarial, l'Administració pública és menys desigual.

L'augment de la distància entre els salaris d'ambdós sexes a les empreses més grans no pot explicar-se pel fet que les dones tinguin una participació menor a les categories salarials més altes. En efecte, a les dues categories superiors les dones estan més representades a les empreses grans que en el conjunt de l'economia: en llocs de direcció, un 9,1% enfront del 8,1%, mentre que a la categoria d'universitaris superiors les xifres són d'un 65,7% i un 59,6%, respectivament. Però això no treu que, en termes absoluts, les dones participin poc a les categories directives i que la seva presència a les categories d'universitaris mitjans també sigui ben minsa (un 10,7% a les grans empreses enfront d'un 24,6% pel conjunt de l'economia). Probablement, les diferències salarials provenen de la major complexitat organitzativa de l'empresa gran, on hi ha més nivells

Figura 3.11.
Salari per hora per sexe i mida de l'empresa



jeràrquics i la carrera laboral és més llarga, circumstàncies que, com ja s'ha indicat, creen un context poc favorable a la promoció de les dones.

A diferència del que s'observava l'any 1995, la figura 3.11 mostra que el salari de les dones a l'Administració pública ja no és superior a la retribució mitjana que obtenen a les empreses de més de 100 treballadors. En aquest sentit, està desapareixent un dels incentius que tenia la dona per treballar per a l'Administració pública. Pel que fa a l'home, aquest incentiu ja no existia el 1995 i, per a l'any 2000, la situació relativa encara és pitjor. En resum, el paper compensador del sector públic en la reducció de les diferències entre home i dona s'ha reduït de forma substancial, atès que els salaris públics han perdut posicions relatives dins del ventall salarial.

Diferències salarials per sexe i discriminació

La descomposició de les diferències salarials per sexe entre aquella part explicable per les característiques individuals de les persones i aquella part causada pel tractament discriminatori o pels favoritismes, seguint el plantejament clàssic d'Oaxaca (1973) i Blinder (1973), l'any 2000 dóna els resultats que s'expressen a la taula 3.4, que s'ha elaborat a partir de la projecció que distingeix entre empleat i obrer.⁵

A la primera columna s'expressen les diferències totals entre el salari per hora dels homes i les dones. El salari per hora dels homes és un 34,1% més gran que el de les dones, bàsicament perquè en el sector empresarial la diferència és del 34,83%. En les columnes següents, el percentatge indica quina part d'aquesta diferència és causada per cadascuna de les motivacions expressades en les caselles de la primera fila.

Les diferències causades pel simple fet de ser home o dona (discriminació pura), estan indicades per les constants de regressió que mostren que –pel sector empresarial– un 7,25% de la diferència salarial s'explicaria per la discriminació pura. Les diferents

5. Val a dir que l'altra projecció dóna resultats molt similars.

característiques laborals d'homes i dones explicarien entre el 25,4% i el 30,2% de la distància retributiva. La resta d'aquesta diferència no té una explicació clara, ja que tant pot ser causada per la discriminació contra la dona (el 65,5% de les diferències), com pel favoritisme a favor de l'home (el 58,7%).

Taula 3.4

Anàlisi de les diferències salarials per sexe en %, any 2000

	Diferència dels salaris per hora home - dona	Diferència constants de regressió	Diferència explicada per característiques	Diferència no explicada (discriminació)	Diferència no explicada (favoritisme)
Tota la població	0,293356 (diferència salarial= 34,1%)	0,005374 (1,83%)	0,074423 (25,4%) -0,08866 (-30,2%)	0,213559 (72,8%)	-0,19933 (67,9%)
Sector empresarial	0,298826 (diferència salarial= 34,83%)	0,021665 (7,25%)	0,081355 (27,2%) -0,10179 (37,5%)	0,195806 (65,5%)	-0,17537 (58,7%)
Administracions públiques	0,199043 (diferència salarial = 22,02%)	-0,19581 (-98,4%)	0,135722 (68,2%)	0,255109 (128,2%)	

Font: elaboració pròpia

Els resultats per les administracions públiques estan distorsionats pels problemes estadístics que genera el fet de no tenir la informació completa sobre la titulació efectiva i sobre les categories laborals, problemes que ja s'han comentat quan es feia aquesta anàlisi per l'any 1995. En conseqüència, els resultats són estranys i tenen poca robustesa estadística. La valoració de la discriminació ha de tenir en compte que, enfront del -98,4% de discriminació pura a favor (signe negatiu) de la dona, hi ha un 128,2% de diferència salarial entre home i dona no explicada, atribuïble a la discriminació contra la dona. En altres paraules, només podrien atribuir-se a factors no observables o discriminatoris prop del 30% de les diferències salarials per sexe a l'Administració pública, mentre que el 68,2% s'explicaria per les característiques individuals diferents d'homes i dones. Tot i així, no hi ha base estadística per provar la discriminació.

Atès que el sector empresarial representa pràcticament el 95% de la població, els resultats pel conjunt de l'economia segueixen de prop els del sector empresarial, tot i que indiquen una discriminació lleugerament menor a causa de l'efecte compensador dels empleats públics.

Els resultats de l'any 2000 indiquen un increment de la discriminació salarial en relació als de 1995, però no es pot considerar significatiu (els extrems dels intervals són gairebé idèntics) perquè l'augment de la proporció de dones assalariades ocupades entre 1995 i 2000 és molt important i, a més, perquè l'estimació de la discriminació es pot esbiaixar a l'alça, a causa de les limitacions de la informació disponible per fer les projeccions. Tampoc no es pot considerar significatiu l'augment de discriminació dins el sector públic, a causa dels problemes d'informació existents.

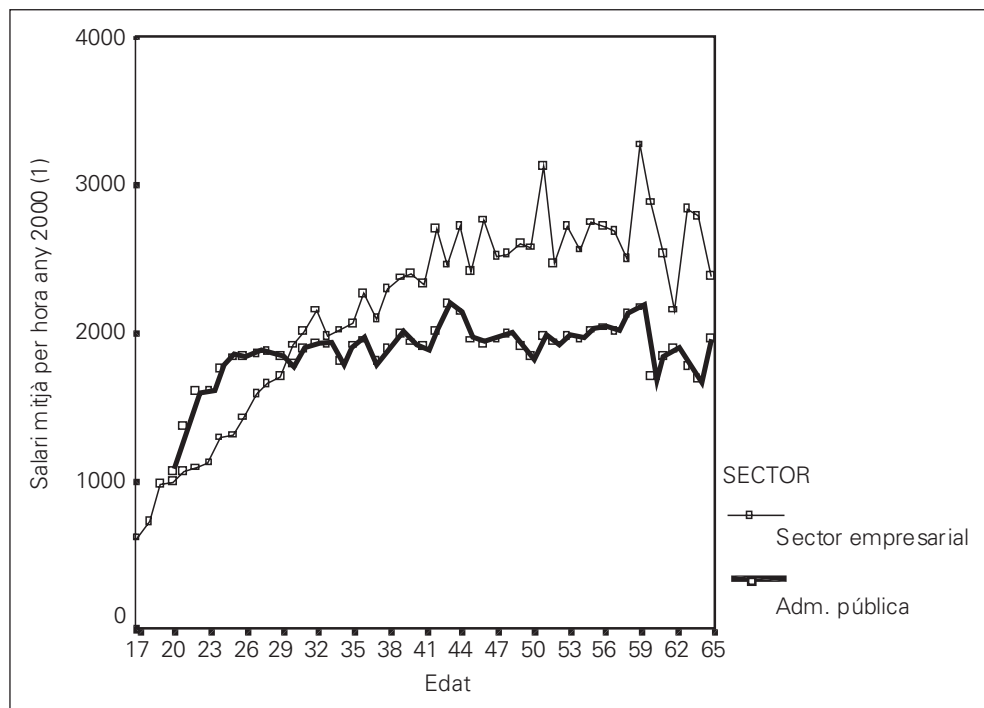
En definitiva, es pot parlar de discriminació? En el cas de les administracions públiques no es té la informació necessària per provar l'existència de comportaments discriminatoris en actuacions discrecionals i en la promoció de nivells superiors (l'únic àmbit en el qual són possibles). Altrament, els indicis indirectes de discriminació són febles (només explicaria un 30% de les diferències salarials). En canvi, en el cas del sector empresarial, on es disposa d'una informació més detallada, les diferències salarials no explicades per les característiques individuals són massa grans, fet que constitueix una evidència molt sòlida –en termes estadístics– a favor de la hipòtesi de l'existència de comportaments discriminatoris remarcables en contra de la dona. Un resultat que també confirmen les anàlisis d'altres investigadors (Moren, Rodríguez i Vera, 1996; Pérez i Hidalgo, 2000; García, Hernández i López, 2001).

LA DESIGUALTAT ENTRE EL SECTOR EMPRESARIAL I L'ADMINISTRACIÓ PÚBLICA

El comportament dels salaris per edat a les empreses i a l'Administració pública es representa a la figura 3.12. De manera molt similar al que passava l'any 1995, els empleats més joves tenen una remuneració molt més alta dins l'Administració que en el sector empresarial (+40%, de 23 a 26 anys d'edat). No obstant això, aquestes diferències

es van reduint progressivament de manera que, a partir dels 30 anys, els salaris del sector empresarial són superiors a mesura que augmenta l'edat. Per les edats superiors a 40 anys, a l'Administració la remuneració cau per sota del 80% del salari del sector empresarial (bàsicament privat) de l'economia. Tot i així, els salaris mitjans per edat presenten un perfil més estable a l'Administració pública que al sector privat on, al final del període actiu, mostren una tendència a la baixa.

Figura 3.12
Edat i salaris en el sector empresarial i a l'Administració pública



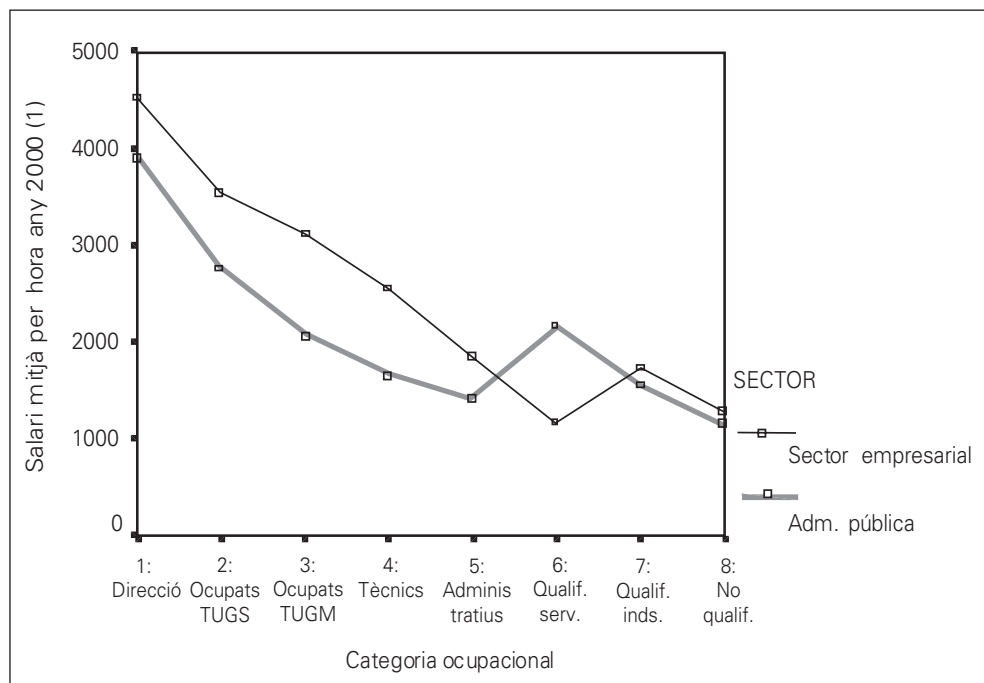
Casos ponderats per FAC2000

Les diferències de salaris per categoria d'ocupació en el sector empresarial i a l'Administració pública es recullen a la figura 3.13. El patró de comportament pel 2000 és molt semblant al del 1995. Els salaris per hora de totes les categories elevades són menors pel sector públic, mentre que per les categories més baixes els salaris s'igualen (excepte pels treballadors qualificats del sector serveis que, en el cas de les administracions públiques, tenen una remuneració més elevada –en gran part perquè dins aquesta categoria s'inclouen els cossos de seguretat). Pel que fa a les categories directives, la mostra de les administracions és molt petita i per això la diferència respecte el 1995 s'ha de considerar de caràcter espuri, no representativa.

Si es contrasten les retribucions mitjanes per nivell d'estudis entre el sector empresarial i l'Administració pública, s'observa un canvi prou significatiu en relació a l'any 1995. Com s'observa a la figura 3.14, l'any 2000 els empleats públics cobren menys que els assalariats privats en tots els grups de titulació, amb l'única excepció dels que tenien un nivell d'EGB (que perceben la mateixa quantitat). En concret, els empleats públics amb titulació igual o superior a FP de 1r cicle reben al voltant del 70% del que cobren els mateixos titulats en el sector empresarial. Aquests darrers tenen una remuneració situada entre el 64% dels universitaris mitjans i el 83% dels individus amb el batxillerat del mateix sector privat. La diferència entre empleats públics i privats és encara més important pel grup de titulació d'estudis primaris, on la retribució dels primers és només el 58% de la dels segons. Els diferencials salarials segueixen el patró de 1995 tot i que, l'any 2000, s'han ampliat entre 3 i 13 punts, en funció del grup de titulació i de la projecció emprada. Per tant, l'augment de la distància salarial per titulació reflecteix l'acusada moderació salarial aplicada als empleats públics des de 1996, situació que ha portat a un descens relatiu dels seus salaris respecte dels del sector empresarial. Aquesta pèrdua de pes salarial dels empleats públics també es reflecteix en els perfils de remuneració per hora per edats i per grups d'ocupació. Ara bé, les xifres de l'any 2000 –tot i que mantenen un comportament paral·lel al de 1995– mostren una reducció general per a gairebé totes les edats i categories, en un ordre de magnitud semblant al cas dels grups d'estudis.

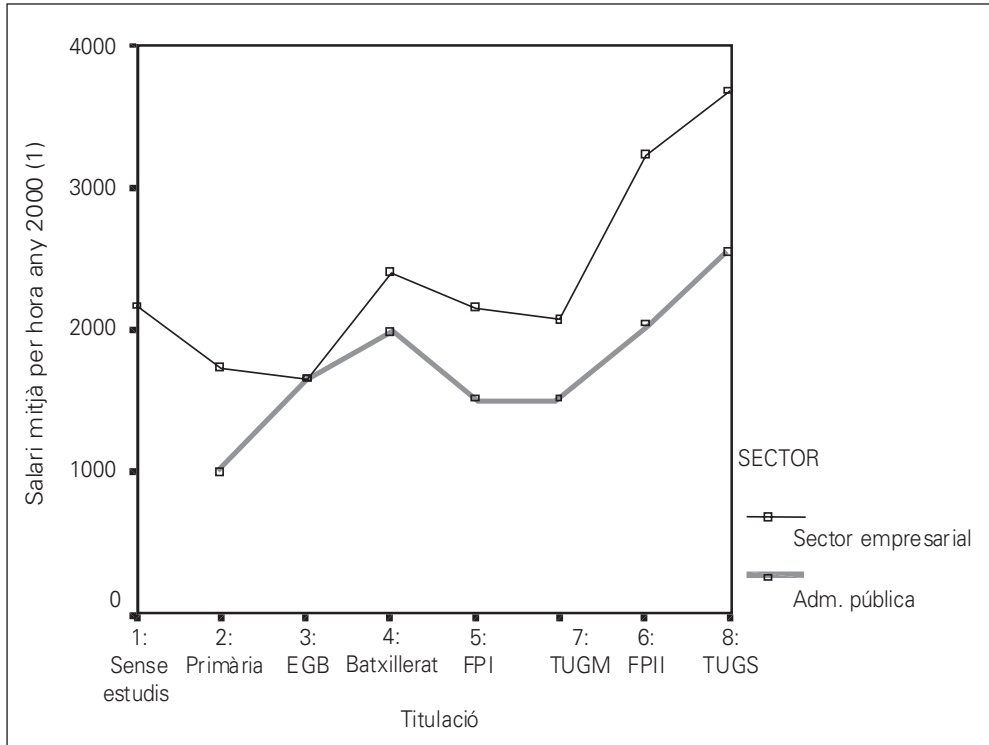
Figura 3.13

Salaris i categoria laboral a les empreses i a l'Administració pública



Cal recordar que no es coneix el veritable nivell d'estudis dels empleats públics, excepte per una petita part, i que –en conseqüència– només s'ha considerat la titulació mínima necessària per accedir a la categoria de funcionari que ocupen. Per tant, és possible que els salaris dels empleats públics per grup de titulació siguin més baixos que els representats a la figura, ja que poden haver-hi persones amb un nivell d'estudis més elevat que el mínim exigít per a l'exercici de les seves funcions.

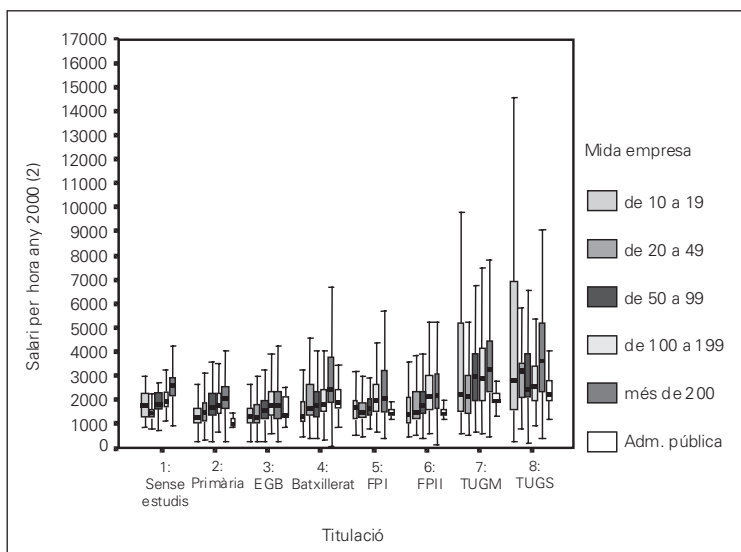
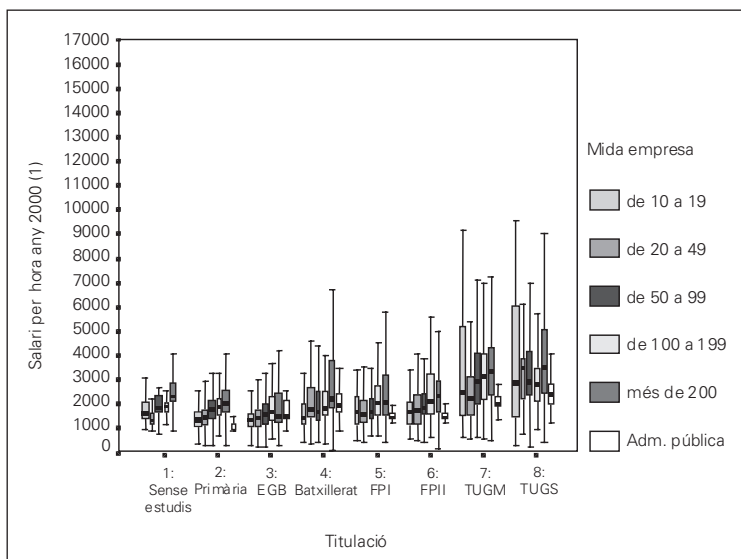
Figura 3.14
Salaris i titulació a les empreses i a l'Administració pública



LA DESIGUALTAT PER NIVELL D'ESTUDIS, EDAT I ANTIGUITAT

Els salaris per hora per nivell d'estudis i mida d'empresa l'any 2000 estan representats a la figura 3.15, on es pot apreciar que hi ha algunes discrepàncies puntuals entre les dues projeccions de les dades. De l'observació de les figures i de l'anàlisi de les dades detallades de la taula H de l'annex 2, se n'extreuen dos patrons de comportament similars als detectats en el cas de l'any 1995. El primer és que el salari per hora augmenta amb el nivell d'estudis. El segon és que el salari creix amb la mida de l'empresa per a qualsevol titulació acadèmica, llevat d'alguns casos referits als universitaris mitjans i

Figura 3.15
Salaris per titulacions segons la mida de l'empresa



Anàlisi ponderada per FAC2000

superiors. La importància de la grandària de l'empresa pel que fa al salari per hora és tan remarcable que es produeix una superposició dels salaris de les persones amb nivells d'estudis baixos (que treballen a empreses grans) amb les de nivells universitaris (que treballen a empreses mitjanes o a l'Administració). Tot i així, un universitari superior, de mitjana, guanya entre 2,1 (total) i 2,2 (EO) vegades més que una persona amb l'EGB o entre 2 (total) i 2,1 (EO) vegades més que una persona amb educació primària.

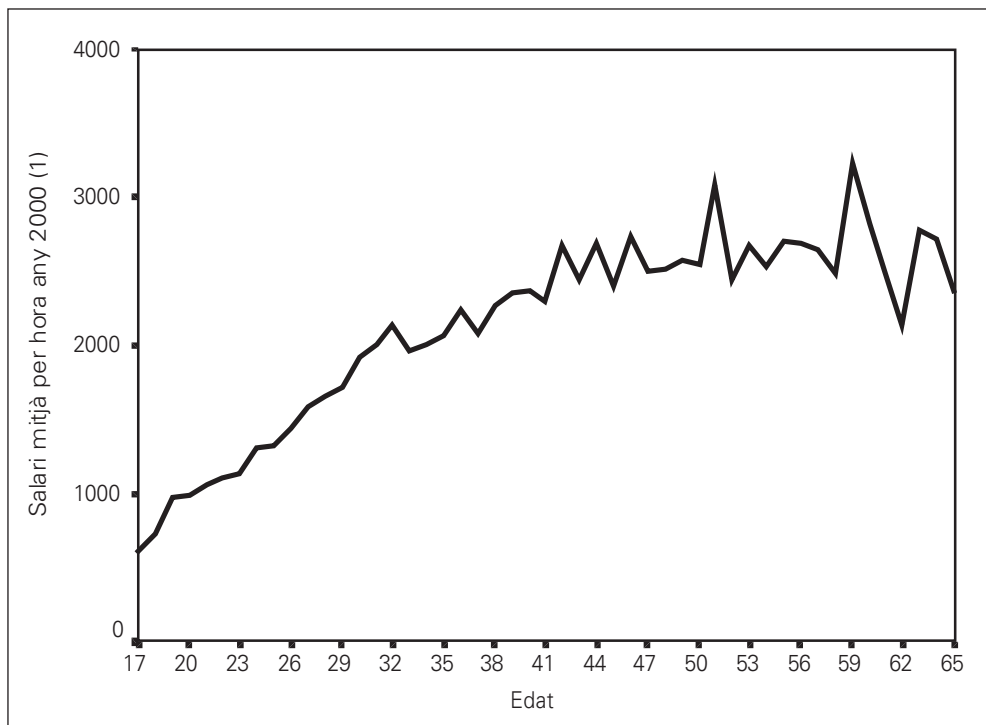
Tal com succeïa l'any 1995, destaca el fet que les persones sense estudis, de mitjana, guanyen més que les persones amb educació primària o amb l'EGB i gairebé el mateix que les que han cursat la FP de grau mitjà. Això es deu, en bona part, al fet que l'edat d'aquests col·lectius és diferent i, per tant, la consolidació dins l'empresa i l'aprenentatge en el lloc de treball és més gran en les persones de més edat (sense estudis o amb primària) que en les més joves (EGB i FP).

La incidència de l'edat en la remuneració dels assalariats es recull a la figura 3.16, que mostra la mitjana del salari per hora segons l'edat del treballador. Una figura que cal completar amb la 3.17, on es representa la dispersió dels salaris per edat. Així doncs, tot i que el perfil salarial creix entre els 17 i els 50 anys, la dispersió també creix, principalment entre els 20 i els 32 anys i, després, entre els 35 i els 45 anys. De tota manera, l'any 2000, el patró de comportament és proper al de 1995, tot i que la reducció dels salaris en els darrers anys de la vida activa no es fa tan evident com ho era el 1995. Convé recordar, però, que aquest perfil salarial no és una mitjana dels perfils salarials per edat individuals, atès que les dades provenen d'una mostra de secció transversal. És a dir, el salari per cada edat és la mitjana dels salaris dels individus d'aquella mateixa edat. O, dit d'una altra manera, el salari resultant prové de les històries laborals de les persones d'una determinada edat, fet que implica que l'evolució real del salari –en funció de l'edat– d'un treballador representatiu podria ser molt diferent de la que representen les figures.

Hi ha diverses raons que expliquen l'augment de la dispersió. En primer lloc, per les diferències per sexe, analitzades en seccions anteriors: a mesura que augmenta l'edat, el diferencial salarial entre homes i dones creix tant en termes absoluts com relatius (sobretot dels 20 als 50 anys). La segona raó es deu al fet que l'ascens en la jerarquia

Figura 3.16

Salaris mitjans per hora per edat



requereix temps, de manera que –lògicament– els més joves gairebé no estan representats en les categories més elevades. D'aquí que, com a resultat, a mesura que avança l'edat van creixent els extrems superiors dels salaris (es va ascendint en la jerarquia), però els extrems inferiors, corresponents a les categories baixes, romanen a nivells similars.

Si es creuen les variables edat i grups de categories laborals, apareixen uns perfils semblants al del conjunt de la població, però més drets a mesura que augmenta la categoria (vegeu la figura 3.18). Aquests perfils són semblants als que s'havien obtingut pel 1995 i, com aleshores, la variabilitat és més gran quan la categoria és més alta

perquè els altres factors de dispersió (com el sector, la mida de l'empresa, el sexe o el nivell d'estudis) tenen més incidència quan la categoria és més elevada. També destaca el fet que els salaris creixin lleugerament amb l'edat per a les categories inferiors, sense que sigui més visible una tendència ferma a la baixa en les edats més avançades. Per aquestes categories, l'antiguitat acaba essent un element força destacat de les diferències salarials per edat.

Pel que fa al nivell acadèmic, en les figures 3.19 i 3.20 es representa el salari per hora per edat i grup de titulació: la disposició jeràrquica és la mateixa que ja s'havia obtingut el 1995. Així doncs, els perfils per edat segueixen una pauta semblant a la de les categories laborals, és a dir, un perfil ascendent fins als 50 anys i descendent a partir

Figura 3.17
 Dispersió dels salaris per hora per edat

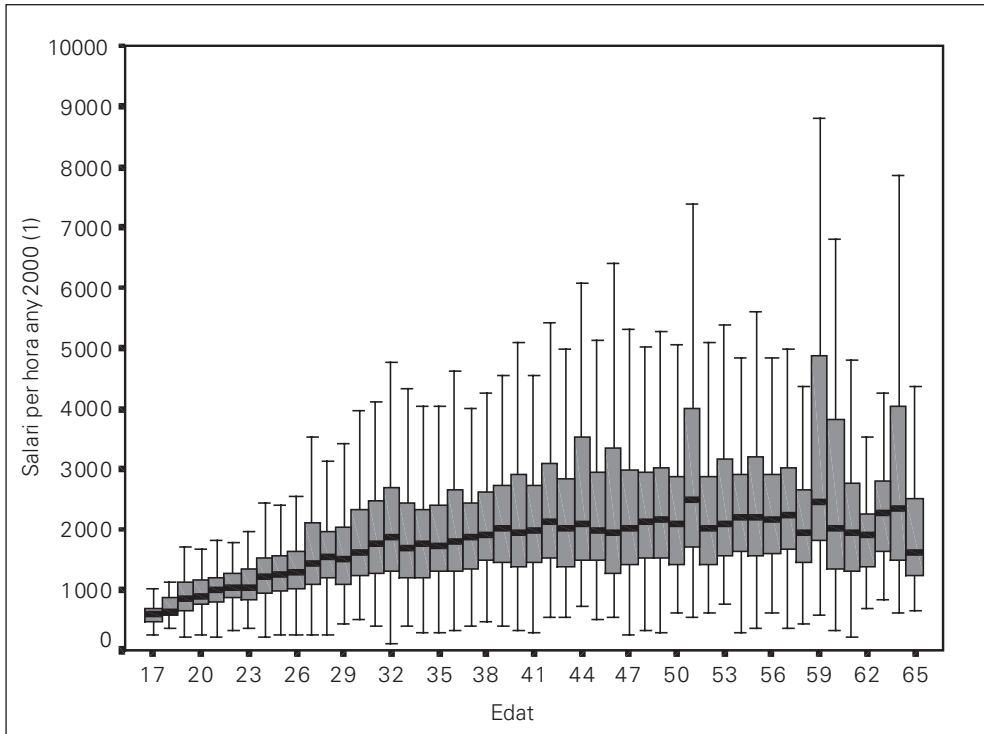
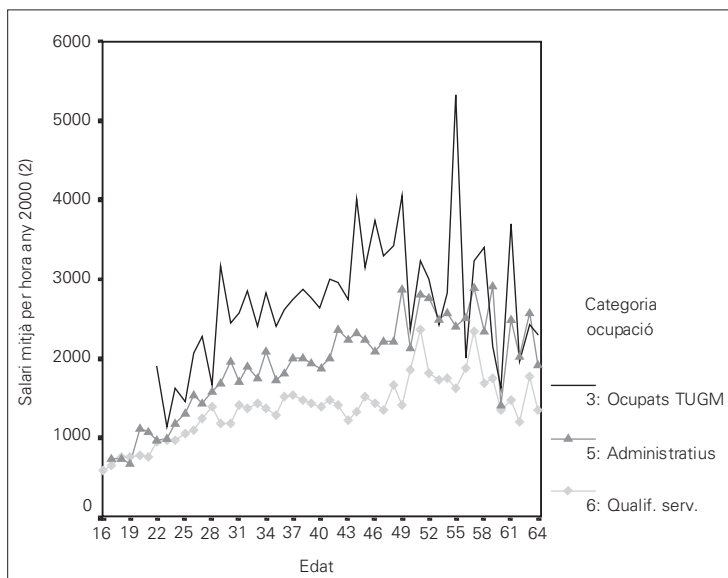
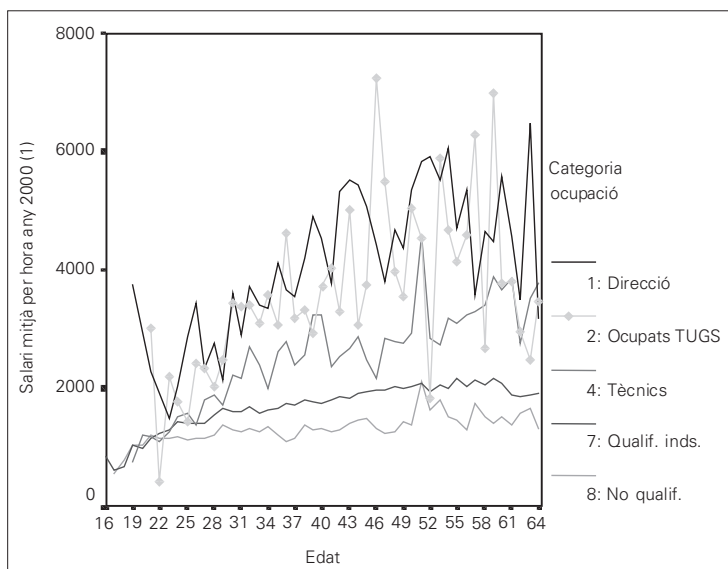


Figura 3.18
Salaris, edat i ocupació (selecció)



dels 60. Aquests perfils són més exagerats i presenten molta més dispersió pels nivells educatius elevats. I, al contrari, són poc pronunciats i menys dispersos pels nivells educatius baixos. També destaca el fet que els titulars universitaris veuen créixer els seus ingressos molt ràpidament a partir dels 22 anys d'edat, fins al punt que els seus ingressos als 45-50 anys són més de 3 vegades més alts que els dels 25-30 anys. Cap altre nivell d'estudis presenta un perfil tan dinàmic per edats. Així, per exemple, les persones amb nivells acadèmics més baixos ni tan sols aconseguen duplicar el seu nivell d'ingressos durant aquest període laboral.

A la figura anterior, s'han eliminat els nivells de titulació mitjans per tal de facilitar la distinció entre els diferents perfils. Els perfils dels nivells d'estudis mitjans (nivell 4, batxillerat; nivell 5, formació professional de grau mitjà; i nivell 6, formació professional de grau superior) es presenten a la figura 3.20, que il·lustra clarament l'escassa diferenciació existent entre els perfils salarials per edats de les persones amb nivells d'estudis mitjans, tal com ja s'havia observat l'any 1995.

Figura 3.19
Salaris, edat i titulació (selecció)

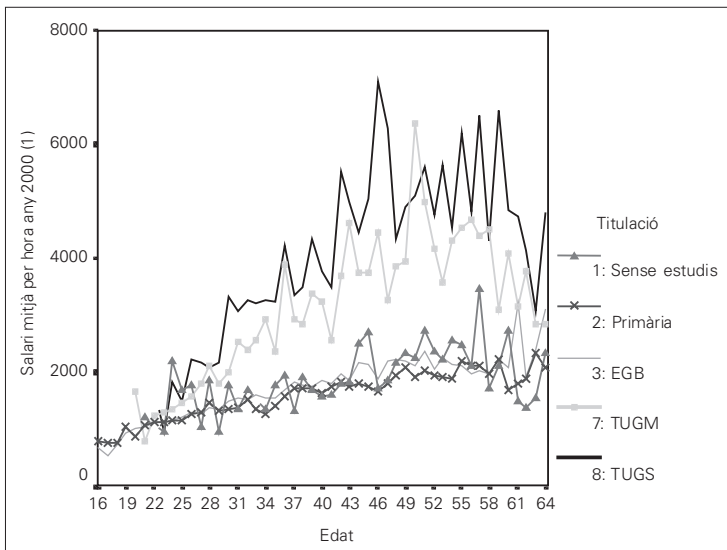
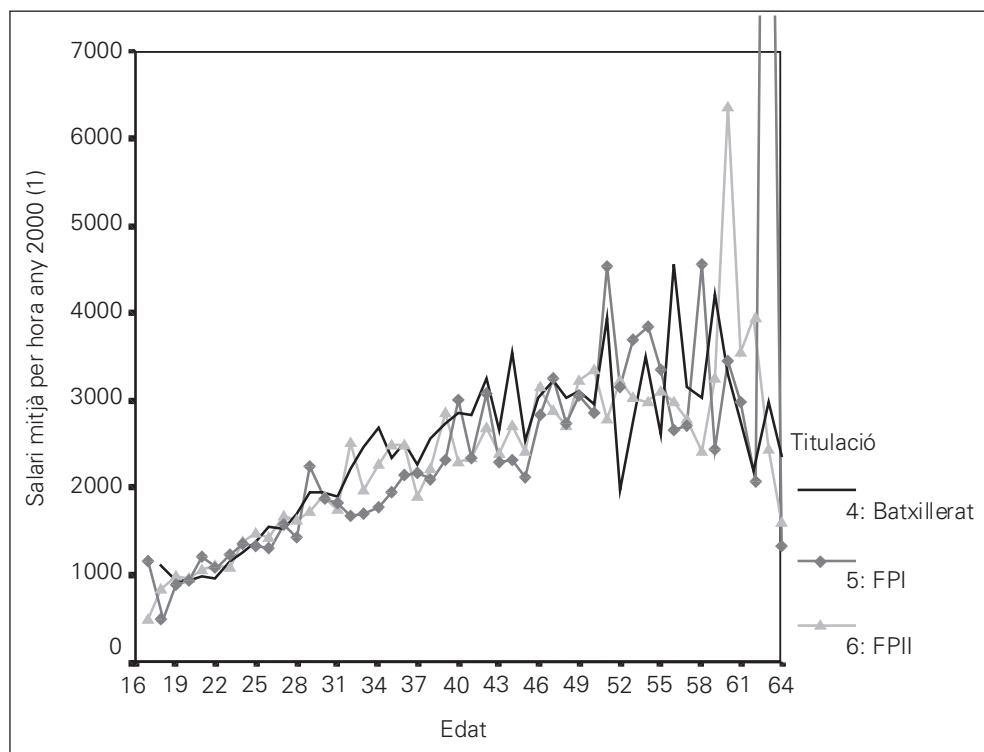
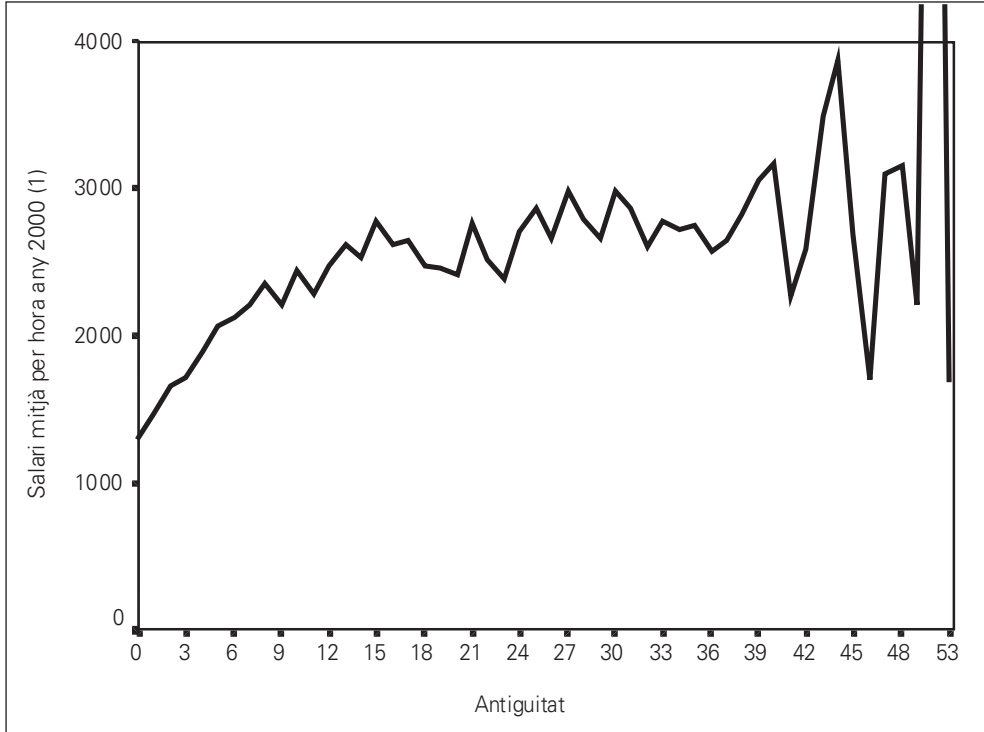


Figura 3.20
Salaris, edat i titulacions mitjanes



L'altra variable que cal considerar és l'antiguitat, l'efecte de la qual queda representat a la figura 3.21, on es distingeix entre el sector empresarial i les administracions públiques. S'hi pot observar com l'antiguitat exerceix un efecte clarament positiu sobre els salaris en el cas dels assalariats del sector empresarial amb menys de 20 anys d'antiguitat; però també s'hi observa que aquest efecte és gairebé nul en el cas de l'Administració. Entre els 20 i els 45 anys d'activitat, l'efecte de l'antiguitat dins el sector empresarial també és positiu, però més discret quantitativament i amb un augment clar de la dispersió, a causa del fet que l'impacte de la resta de factors acaba pesant més (i al fet que la mostra es vagi reduint amb l'antiguitat, tot facilitant l'aparició de valors espuris). En

Figura 3.21
Salaris mitjans per hora per anys d'antiguitat



Casos ponderats per FAC2000

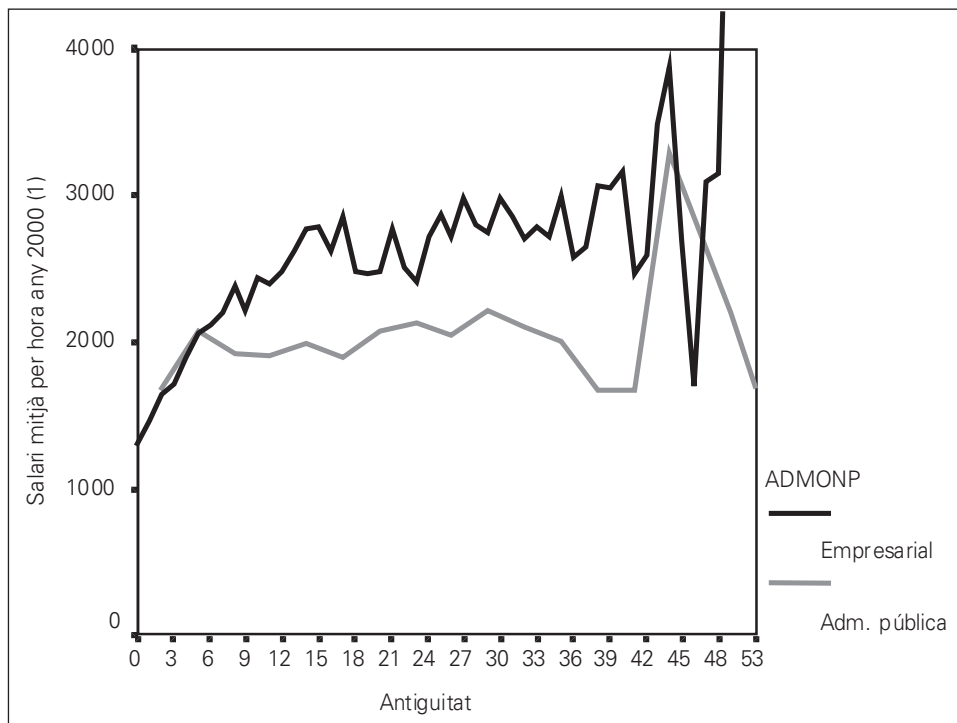
definitiva, el nivell elevat de contractació eventual perjudica especialment les expectatives de millora salarial dels treballadors, atès que –comparativament– l'impacte del factor antiguitat és més gran els primers anys.

A l'Administració pública, en canvi, l'antiguitat té un impacte dubtós, discretament positiu fins als 30 anys de servei, però amb comportaments inesperats en el cas de molts més anys de servei. Com que l'antiguitat és un complement salarial reglamentat i que s'aplica a tothom dins de les administracions, la resposta observada dels salaris per anys d'antiguitat podria expressar que les persones amb més antiguitat també són

les que ocupen categories laborals més baixes, cosa que explicaria el descens del salari mitjà quan augmenta l'antiguitat.

La comparació dels perfils d'ambdues corbes indica que l'element de l'antiguitat resulta més important en el sector empresarial que a l'Administració pública. Un fet que apunta que hi ha estratègies laborals diferents a l'hora d'enfortir la fidelitat dels treballadors. Mirant la figura amb atenció, el cas més singular és el dels treballadors amb antiguitat escassa: a l'Administració pública aquesta circumstància afecta ben poc els salaris, cosa que no passa en el cas del sector empresarial (privat). En el cas de l'Administració pública, el pes de l'antiguitat només és destacat quan s'han acumulat molts anys.

Figura 3.22
Salaris per antiguitat a les empreses i a l'Administració pública



④ Conclusions

ELS FACTORS DE DESIGUALTAT

L'àmplia descripció feta en els dos capítols anteriors ha permès perfilar els factors que més contribueixen a explicar la desigualtat dels salaris per hora en l'economia catalana des de mitjan anys 90. En aquest capítol, es sistematitzen els resultats principals, es quantifiquen els diferencials salarials i es discuteixen algunes propostes i accions que afecten el nivell de desigualtat salarial.

En l'estudi dels determinants de l'estructura salarial, s'han formulat nombroses teories que posen èmfasi en factors diversos. Naturalment, a curt termini, els factors que incideixen sobre l'oferta o la demanda de mà d'obra d'una classe particular de treball poden donar lloc a variacions importants dels salaris relatius. Els elements conjunturals de tipus institucional o social, com vagues, accions col·lectives, etc., també suposen canvis en l'estructura salarial a curt termini. A l'hora d'explicar les diferències més permanents dins l'estructura salarial, però, cal acudir a factors explicatius de caire econòmic, social o institucional que mantinguin la seva acció al llarg del temps.

Hi ha teories molt diverses sobre el funcionament del mercat de treball. Així, es pot distingir clarament entre les teories que poden anomenar-se ortodoxes, perquè són compatibles amb el model competitiu dels mercats, i les teories alternatives, que no ho són (Meixide, 1988a).

Des de la visió ortodoxa, els factors explicatius de tipus institucional són vistos com a rigideses del mercat laboral i es consideren exògens als mecanismes econòmics, és a dir, com a obstacles que entorpeixen el lliure funcionament del mercat i que, per tant, duen a l'aparició de diferències salarials que no reflecteixen les diferències de productivitat entre els treballadors (vegeu, per exemple, Ashenfelter i Layard, 1991; Freeman i Katz, 1995; Katz i Autor, 1999). La concepció convencional compta, principalment, amb dues teories explicatives de les diferències salarials a llarg termini. Ambdues gaudeixen d'un gran predicament i són compatibles amb el model competitiu: la teoria del capital humà i la teoria de les diferències igualadores.

La teoria del capital humà explica les diferències de salaris a partir de les diferències en la qualificació dels individus (Becker, 1964), entenen per qualificació totes aquelles capacitats (apreses en estudis reglats, per l'experiència laboral, en forma d'habilitats innates, etc.) que fan que un treballador pugui fer la feina encomanada. Per la seva part, la teoria de les diferències igualadores compta amb una llarga tradició ja que el mateix Adam Smith en va formular les seves idees bàsiques (Meixide, 1988a). Segons aquesta teoria, quan es comparen treballadors amb habilitats similars per a una determinada tasca, allò que el mercat tendirà a igualar no és pas el salari sinó el conjunt d'avantatges nets que s'obtenen en realitzar-la. Aquests avantatges es materialitzen en la menor o major quantitat d'esforç físic que cal fer, els formats dels horaris a complir, la seguretat en la feina, el grau de satisfacció personal amb el treball, etc. (Rosen, 1991).

Ara per ara, la contrastació empírica d'aquestes dues teories no ha estat gaire satisfactòria. És a dir, les diferències salarials observades empíricament no es poden explicar únicament per la qualificació o les diferències igualadores¹, tal com conclouen, per

1. En la contrastació d'aquests models hi ha molts problemes d'informació i de definició de les variables. Per exemple, és difícil tenir informació adequada sobre l'elecció horària tolerada, el grau de satisfacció del treballador, la qualitat de les condicions de l'entorn de treball, etc., a l'hora de definir les diferències igualadores. Així doncs, es tendeix a concloure –de forma tautològica– que l'existència de diferències de salaris entre treballadors semblants és la prova de l'existència de diferències igualadores. Anàlogament, dins el sac de capital humà cada cop s'hi posen més elements, en alguns casos fins i tot el sexe (sic). La definició de capital humà té límits difusos i, en alguns casos, es cau en una argumentació circular: la capacitat d'obtenir salaris més alts s'interpreta com un nivell més gran de capital humà, de manera que la mesura del capital humà la donaria el nivell de remuneració que, en realitat, és el que s'ha de demostrar.

exemple, diversos estudis sobre els determinants dels salaris a Espanya, ja sigui amb dades dels anys 80-90 (Jaumandreu, 1994) o utilitzant informació més recent (Pérez i Hidalgo, 2000). També és una conclusió implícita en els estudis comparatius internacionals, on els canvis institucionals, la globalització i el canvi tècnic tenen un paper clau per explicar el ventall salarial creixent de les darreres dècades (Katz i Autor, 1999).

Les teories alternatives posen l'èmfasi en diversos aspectes socials i institucionals, atès que la relació laboral és molt més complexa que una simple transacció econòmica (Solow, 1992). Així doncs, tant l'acció col·lectiva com els mercats interns de treball són factors que s'expliquen per la seva racionalitat econòmica, ja sigui des de l'òptica del treballador o des de la de l'empresa. Per exemple, determinades empreses poden estar disposades a pagar per sobre del salari mitjà per tal d'incentivar una major productivitat dels seus treballadors i una major lleialtat a l'empresa, encara que només sigui pel cost d'oportunitat més elevat que suposa per al treballador perdre la feina. Aquesta pràctica seria l'expressió d'una idea molt vella, la dels salaris d'eficiència, que gira al voltant de la distinció entre capacitat de treball i treball realitzat efectivament (Akerlof i Yellen, 1986).

La pròpia complexitat social de la relació de treball fa que els elements institucionals siguin molt importants a l'hora d'explicar les diferències salarials, de manera que els mercats laborals, de fet, estan molt lluny de l'ideal competitiu (Solow, 1992). Per això, intentar explicar les diferències exclusivament per la qualificació o la productivitat és, en essència, un esforç malbaratat ja que sempre deixa de banda factors molt decisius –com solen confirmar els estudis empírics (Roca i González, 1999; Katz i Autor, 1999).

En aquesta recerca, s'ha fet una estimació quantitativa de l'impacte d'aquests dos elements convencionals sobre el diferencial salarial (amb l'afegit de la variable sexe, tot i la seva naturalesa ben diferent) i s'ha arribat a la conclusió que, l'any 1995, només expliquen un 60,2% de les diferències totals. Per a l'any 2000, el percentatge explicat és d'un ordre similar: el 58,9% en la projecció que distingeix entre empleats i obrers i un 60,8% en la projecció sense distinció. En definitiva, doncs, queda un marge molt ample per a les teories alternatives.

Entrant en aquests factors de caràcter més institucional, al llarg d'aquestes pàgines s'ha comprovat que el sector menys desigual és el de l'Administració pública, seguit de transports i comunicacions, de producció i distribució de llum, gas i aigua, i del sector de material de transport. L'any 2000, els sectors són els mateixos, però guanya posicions el de la llum, gas i aigua. Per contra, el més desigual és el sector d'altres serveis, seguit del d'alimentació, begudes i tabac i el de comerç i reparació. L'any 2000, es modifica l'ordre i el més desigual passa a ser el del comerç. En analitzar les diferències entre els sectors, s'han trobat diferències importants entre els salaris mitjans, fet que confirma que les condicions de determinació del salari depenen molt del sector on es treballi, tal com confirmen altres estudis.

Insistent en aquest punt, no hi ha dubte que la incorporació de dades sobre l'Administració pública aporta un plus d'informació en relació amb altres estudis sobre salaris on no figura aquesta informació. El principal resultat obtingut és que el sector públic es mostra com el que té menys desigualtat, es miri des d'on es miri. Els indicadors de dispersió són els més baixos, però també ho són les diferències salarials per categoria laboral, nivell d'estudis, antiguitat, edat o sexe. Així doncs, els nivells salarials públics es situen dins de la banda mitjana/superior del ventall salarial, amb l'afegit que les categories laborals altes (baixes) es troben menys (més) retribuïdes que en el sector empresarial. Per tant, les administracions públiques proporcionen un cert contrapès a la desigualtat salarial.

Les diferències per sexe també són dignes d'esment. Tant si es prenen els salaris per sector, per nivell d'estudis, per mida de l'empresa, per edat, per antiguitat, per tipus de contracte o per jornada, les diferències sempre són importants i significatives. Si bé no s'ha pogut verificar l'existència d'una correlació prou significativa entre la proporció de dones en un determinat sector i el diferencial de salaris, sí que s'ha posat de manifest que la participació femenina a les categories laborals superiors és, comparativament, molt més petita. En definitiva, doncs, les dades indiquen que les dones tenen un salari mitjà menor en un -31,7% al dels homes el 1995, diferència que es redueix lleugerament l'any 2000 (i queda entre el -29,9% i el -27,8%). De l'anàlisi d'aquestes diferències retributives, es desprèn que -l'any 1995- un 55% no es pot explicar a partir de les característiques observades i, per tant, pot ser causat per

comportaments discriminatoris. L'any 2000, aquesta part no explicada augmenta i es situa entre el 58% i el 65%.

Quantificació dels diferencials salarials

Per quantificar amb precisió l'impacte de l'enorme varietat de factors que incideixen sobre els salaris individuals, s'ha procedit a realitzar regressions semilogàrímiques. És a dir, regressions que prenen com a variable dependent el logaritme del salari per hora i com a variables explicatives les característiques individuals del treballador i algunes característiques del seu entorn de treball (sector econòmic, mida d'empresa, tipus de contracte i tipus de jornada). Aquesta aproximació combina la proposta de Mincer (1974) per contrastar la hipòtesi del capital humà amb l'enfocament de característiques de Lancaster i es considera molt adequada empíricament (Heckman i Polacheck, 1974) –actualment és la tècnica d'elecció per a l'anàlisi quantitativa dels determinants salarials².

Els resultats d'aquestes regressions permeten quantificar en quin percentatge variarà el salari per hora quan només canvia una característica i totes les altres romanen iguals. Als apartats següents hi ha els principals resultats quantitius, mentre que la interpretació dels coeficients de regressió i el resultat detallat de l'anàlisi es troben a l'annex 3.

Evidentment, la investigació duta a terme ha utilitzat variables quantitatives i qualitatives. No obstant això, només són del primer tipus l'edat, l'antiguitat i el salari, mentre que la resta són variables qualitatives. Aquest és el cas del sexe, el sector, el nivell d'estudis, la categoria laboral, la mida de l'empresa, el tipus de jornada i de contracte, la propietat de l'empresa i el tipus de conveni. El seu tractament es fa amb variables fictícies o *dummy*, és a dir, variables que prenen el valor 1 o 0 en funció de si una qualitat determinada hi és present o no.³

2. Vegeu el treball panoràmic de Willis (1991) sobre els fonaments i especificacions econòmriques per estimar els determinants salarials.

3. Aquest és el mètode utilitzat en molts estudis sobre els determinants de les diferències salarials: Abadie, 1997; Pérez i Hidalgo, 2000; Ayala i Iriondo, 2000; Gardeazábal i Ugidos, 2001.

Hi ha molts estudis que, fent un estricte seguiment de la teoria del capital humà, tradueixen algunes d'aquestes variables qualitatives en variables quantitatives⁴, com ara els anys d'estudi (que, d'aquesta manera, substitueixen la variable *dummy* del nivell d'estudis assolit), o els anys d'experiència (que desplacen les variables categoria laboral i antiguitat), o bé una variable que es podria definir com la "capacitat de generar producció o ingressos" d'una persona, és a dir, capital humà. El problema és que difícilment es poden establir escales robustes d'equivalència quantitativa, sense afegir més error a les dades de base de la mostra d'individus. Aquesta transformació quantitativa de dades qualitatives només té sentit si es tracta de respondre qüestions com les següents:

- 1) Quant augmenta, previsiblement, el salari amb un any més d'estudis?
- 2) Quin és el moment adequat per deixar d'estudiar i posar-se a treballar?
- 3) Quina remuneració rep el capital humà (en comparació, per exemple, al capital físic i/o financer)?
- 4) Quin és el rendiment dels estudis i l'experiència?

I moltes més. Es tracta de qüestions que aquí no estan plantejades, ja que redueixen la problemàtica de la desigualtat salarial a una simple qüestió de diferències en les dotacions de capital humà. Al marge dels problemes de delimitació i mesura que pugui arrossegar el mateix concepte de capital humà, aquest enfocament significa un empobriment analític. Aquí, en canvi, es segueix un enfocament centrat en les característiques personals externes diferencials, que tenen una naturalesa qualitativa i que, a més, han estat perfectament detectades per l'enquesta. Val a dir, però, que hi ha característiques dels individus que no poden ser detectades per aquest tipus d'en-

4. És el mètode que utilitzen Pereira i Martins (2000) per estimar els efectes de l'educació als països de la Comunitat Europea. Pel que fa a Espanya, també hi ha força treballs que fan la conversió de dades qualitatives a quantitatives, per exemple: Moreno, Rodríguez i Vera, 1996; Barceinas, Oliver i Raymond, 2000; Pérez i Hidalgo, 2000; Díaz Serrano, 2001.

questes globals, com són les habilitats personals, l'esforç i l'actitud laboral, la relació amb els superiors, el comportament a l'empresa, i una llarga llista de trets personals que poden determinar l'ascens de categoria d'un treballador, els seus complements salarials discrecionals o el tipus de tasca encarregada (i la remuneració i condicions efectives de treball que aquesta incorpora).

Els diferencials salarials el 1995

Un cop aclarit l'enfocament escollit en aquesta recerca, la informació procedent de l'any 95 posa de manifest que les diferències salarials entre sectors són molt importants, tal com es desprèn de la taula 1 de l'annex 3. Així, prenent com a referència la retribució del sector dels altres serveis (18), el fet d'estar empleat en el sector tèxtil suposa que la diferència salarial esperada (amb igualtat en totes les altres variables de l'EES-95) sigui del -11%. Si es tracta del sector de les altres indústries, la distància és del -3,3% i en el comerç del -1% (significació del 99,9% en tots els casos). De la mateixa manera, el sector de la producció i distribució de llum, gas i aigua posseeix un diferencial salarial positiu del +39,7% amb relació al sector de referència; en el cas del sector financer i assegurances el diferencial és del +30,7%; pel sector químic el diferencial és del +22,8% i, finalment, pel que fa la construcció el diferencial és del +15,6% (tots amb una significació estadística del 99,9%).

El segon element considerat tradicionalment per explicar les diferències salarials és el nivell d'estudis. S'ha trobat una correlació clara entre el nivell d'estudis i la magnitud del salari i aquesta associació es manté tant a l'Administració com a les empreses. A un nivell d'estudis major, salari més alt; però aquesta tendència és molt més pronunciada a les empreses que a l'Administració. L'anàlisi quantitativa de l'impacte del nivell d'estudis sobre el salari detecta un diferencial positiu dels llicenciats i doctors en relació a les persones sense estudis del +52,2%, amb igualtat en la resta de factors. En el cas dels diplomats universitaris la distància és del +34,2%, amb el batxillerat s'arriba al +20,9% i en el cas de la FPPII és del +16,6% (significació del 99,9%).

Quan es tracta d'explicar el diferencial de salaris, la categoria d'ocupació és, probable-

ment, la variable més destacada. La distància dels directius amb relació als treballadors no qualificats és de +100%, la més elevada de totes les variables considerades a l'anàlisi. També queda establerta –indiscutiblement– la relació existent entre categoria i salari: quan la categoria és més elevada el salari també és més alt. Tal com passa amb altres variables, les diferències són més importants (quasi el doble) en el sector empresarial que a l'Administració pública. En aquest mateix ordre de coses, també cal subratllar que la dispersió i la desigualtat dins els grups d'ocupació augmenta al mateix temps que la categoria: les desigualtats entre els directius són més grans que entre els treballadors no qualificats. Aquest és un resultat que també es dona dins els grups d'estudis. Quantitativament, en relació als treballadors no qualificats, les ocupacions amb titulats superiors tenen un diferencial salarial esperat del +54,4%, les dels diplomats universitaris són del +44,9%, els tècnics del +37,7% i els empleats administratius del +16,9% (sempre amb una significació estadística del 99,9%).

Pel que fa a l'efecte de l'edat sobre el salari, resulta que aquest canvia en funció del sexe: per als homes, el salari per hora creix fins els 40 anys i, per a les dones, fins els 30. Després es mantenen a un nivell aproximadament constant en ambdós casos, tot i que, per als homes, es produeix un cert declivi a partir dels 55-60 anys. Per al conjunt de la població, de tota manera, el salari augmenta amb l'edat, aproximadament un 0,79% per any d'edat addicional.

L'antiguitat també influeix sobre el diferencial de salaris: quan s'és més antic es percep un salari més alt. Però es tracta d'una circumstància que incideix de manera més intensa durant els primers anys, que és quan s'observa una relació forta entre salari i antiguitat. Quantitativament, pel conjunt de la població, cada any d'antiguitat augmenta la mitjana del salari esperat un +2 %, amb un efecte més pronunciat durant els primers 10-15 anys. Amb el pas del temps, l'antiguitat perd pes en la determinació dels salaris –tal com posa de manifest el signe negatiu, de petita magnitud (-0,04%) però significatiu estadísticament, obtingut per aquest terme al quadrat.

Una variable que ha esdevingut molt rellevant amb relació al diferencial salarial és la mida de l'empresa. El treballador que està empleat en una empresa de més de 200 treballadors té un diferencial de +21,9% en relació a les empreses de menys de 20

treballadors. Aquest diferencial es redueix a +17,5% a les empreses d'entre 100 i 200 treballadors, a +12,4% a les empreses d'entre 50 i 100 treballadors i a + 4,1%, a les empreses de 20 a 50 empleats.

El tipus de contracte (fix o eventual) i el tipus de jornada (completa o a temps parcial) són uns altres elements dignes de menció. Els contractes eventuais afecten el salari de forma negativa, en concret, el disminueixen un -13,7% respecte dels contractes fixos (i dels funcionaris), mentre que la jornada a temps complet augmenta el salari per hora un 2% amb relació al temps parcial.

Finalment, pel que fa al sexe, la diferència de salari esperada (amb igualtat en totes les altres condicions) és del -20,1%, fet que confirma -novament- la importància d'aquesta característica en l'explicació dels diferencials salarials individuals.

Els diferencials salarials el 2000

La quantificació de l'impacte dels diferents factors de desigualtat corresponents a l'any 2000 presenta algunes diferències comparada amb la del 1995, tant pel que fa a la quantia com, en alguns casos, respecte el signe de la desigualtat -tal com s'observa a les taules 2 i 3 de l'annex 3. També depèn del fet que la projecció distingeixi entre empleats i obrers o no.

L'any 2000, els diferencials de salari per hora entre sectors són tant o més importants que l'any 1995. En el càlcul d'aquests diferencials, però, els resultats per a cada projecció són notablement diferents. En termes generals, la projecció etiquetada com a total (projecció total) presenta uns diferencials més grans per sector que la projecció que distingeix entre empleats i obrers (projecció EO).

Si es pren el sector dels altres serveis (sector 18) com a sector de referència (com l'any 1995) s'observa que els sectors que guanyen menys que el de referència han canviat. El sector amb el diferencial salarial esperat negatiu més gran és el de l'hostaleria, que té un diferencial entre el +1,09% (EO) i el -6,73% (total), amb igualtat en totes les

altres variables de l'EES-95. En canvi, l'any 95, aquest sector pràcticament no presentava cap diferència. El segon sector amb diferencial negatiu és el de transports i comunicacions, amb valors del +0,49% (total) i -2,93% (EO), mentre que el 1995 tenia un diferencial positiu del +3,6%. El sector tèxtil manté el diferencial negatiu que ja tenia el 1995, tot i que amb una quantia menor: entre el -1,78% (total) i el -0,57% (EO). Finalment, en el cas del comerç –que l'any 1995 tenia un diferencial negatiu de magnitud moderada– ara apareix el dubte, ja que el resultat depèn de la projecció: +3,57% (total) i -2,47% (EO).

Pel que fa a l'Administració pública, l'any 2000 perd moltes posicions en relació a l'any 1995, en què presentava un diferencial positiu destacat. L'any 2000, el diferencial de l'Administració queda comprès entre el +2,86% (total) i el -3,64% (EO), un descens acusat d'entre 10 i 15 punts en relació al 1995. Per contra, el sector d'altres indústries, que el 1995 tenia un diferencial negatiu, presenta un diferencial positiu important l'any 2000: +19,1% (total) i +18,1% (EO).

Pel que fa a la resta de sectors, tots estan afectats d'una diferència salarial positiva. El més destacat és el de la llum, gas i aigua –amb diferències que van del +82,9% (total) al +56,5% (EO)–, seguit del sector del material de transport –entre el +44,1% (total) i el +24,6% (EO)–, del sector del cautxú –entre +42,2% (total) i 28,1% (EO)–, el sector del paper –entre el +40,5% (total) i el 18,5% (EO)–, el sector químic –entre +39,4% (total) i +32,3% (EO)–, el sector de la construcció –entre +35,8% (total) i 27,5% (EO)– i, per acabar, el sector financer –un +33,4% (total) i un +19,7% (EO). En tots els casos, els resultats tenen una significació estadística del 99,9%. En definitiva, doncs, tots els sectors capdavanters l'any 1995 continuen essent-ho l'any 2000, amb algun petit canvi en l'ordre.

En considerar el nivell d'estudis, s'ha tornat a confirmar la correlació entre el nivell d'estudis i el salari, tant pel que fa al sector empresarial com pel que fa a l'Administració. Però, a diferència de les dades sectorials, la diferència entre les dues projeccions per a l'any 2000 és molt petita, cosa que fa que el resultat sigui molt més robust. El diferencial salarial esperat pels llicenciats i doctors en comparació amb les persones sense estudis està comprès entre el +47,6% i el +47,1%, uns 5 punts per sota del re-

sultat de 1995. Pel que fa als diplomats universitaris, el diferencial està comprès entre el +33,6% i el +32,6%, també és lleugerament menor que al 1995. La distància, en el cas d'haver assolit el batxillerat, es manté invariable –entre el +21% i el +20,6%– i en el cas de la FPII es redueix lleugerament i queda entre el 15,1% i el 14,9%, sempre amb una significació estadística molt alta (99,9%).

Pel que fa a la variable de la categoria ocupacional, les diferències entre les projeccions també es mantenen dins un marge reduït (encara que aquestes diferències siguin causades, justament, per la distinció o no de les categories empleats i obrers). Per tant, cal tornar a dir que es tracta d'un resultat robust que confirma la importància del paper d'aquesta característica en la determinació del ventall salarial. La diferència salarial esperada pels directius en relació als treballadors no qualificats està compresa entre el +92,7% i el +93,5%, uns 7 punts més baixa que l'any 1995. Les ocupacions que requereixen un títol superior tenen un diferencial salarial esperat d'entre el +65,4% (EO) i el +61,3% (total), entre 7 i 11 punts més que al 1995. Pel que fa als diplomats, la distància esperada es manté invariable, entre el +44,8% i el +44,6%, pels tècnics augmenta un punt i queda entre el +38,7% i el +38% i, pels empleats administratius, la distància esperada tampoc no varia i es manté entre el +18,5% (EO) i el 15,1% (total) (significació estadística del 99,9%).

El diferencial salarial esperat per edat experimenta un lleuger augment, de manera que per cada any addicional el salari augmenta un +0,93%, amb igualtat en totes les altres condicions.

L'efecte de l'antiguitat sobre la diferència esperada de salaris manté el mateix comportament que pel 1995. Per cada any més d'antiguitat el salari esperat és un +2,3% superior, amb igualtat en les altres condicions, però aquest efecte va disminuint a mesura que l'antiguitat es fa més gran, tal com mostra el signe negatiu de l'antiguitat al quadrat (−0,05%), molt similar al de l'any 1995.

El nombre de treballadors de l'empresa continua mantenint el seu efecte positiu sobre el diferencial salarial esperat, amb quanties que no canvien respecte les de 1995. L'assalariat d'una empresa de més de 200 treballadors té un diferencial d'entre +20,7%

i +20% en relació a les empreses de menys de 20 treballadors. Per empreses d'entre 100 i 200 treballadors, aquest diferencial és menor, entre el +17,5% i el +17%. Per empreses d'entre 50 i 100 empleats, el diferencial esperat es situa entre el +13% i el +12,2% i, finalment, per les empreses de 20 a 50 empleats, el diferencial es troba entre el +4,5% i el +4,3%.

Els treballadors eventuais tenen un diferencial esperat negatiu d'entre -14% i -13,6% respecte dels fixos –igual que l'any 1995– i els assalariats amb jornada completa tenen un diferencial positiu ínfim –entre +1,02% (EO) i -0,04% (total)– amb relació als de jornada parcial.

Finalment, les diferències per sexe romanen invariables respecte al 1995. Així, el fet de ser dona té un diferencial salarial esperat negatiu d'entre -19,3% (EO) i -20,5% (total), amb igualtat en totes les altres característiques de l'anàlisi.

COMPARACIÓ AMB ALTRES ESTUDIS

Els resultats obtinguts en aquest treball no són qualitativament diferents dels obtinguts per altres autors que han treballat les diferències salarials a Espanya. En termes quantitatius, els resultats per a Catalunya tampoc no estan gaire distanciat dels que s'han obtingut en altres estudis per al conjunt d'Espanya emprant la base de dades de l'EES-95.

Així, fa molt temps que s'ha identificat un dels principals factors de desigualtat, que és el sector d'activitat econòmica (Sáez, 1980; Maravall, 1981; Meixide, 1983; Meixide, 1988; Andrés i García, 1991; Jaumandreu, 1994; Moreno, Rodríguez i Vera, 1996) tot i que, poc a poc, el rànquing salarial sectorial ha anat canviant. D'entre els treballs més recents que tracten aquest aspecte, cal destacar la investigació de Pérez i Hidalgo (2000). Aquests autors realitzen una explotació exhaustiva de les dades de l'EES-95 per a tota Espanya, cosa que els dóna l'avantatge de no patir la pèrdua d'informació mostral inevitable quan només s'usen dades d'abast autonòmic. Això els permet analitzar l'impacte sectorial amb molta més desagregació que en el cas català, però

arriben a un resultat molt similar: una part significativa dels diferencials salarials es produeix a causa de la branca d'activitat econòmica. La quantificació que fan Pérez i Hidalgo de les primes salarials per branca d'activitat referida a Espanya el 1995 van des del +42,3% de la branca de refinament de petroli al -21,2% de la indústria de la confecció, un marge de variacions amb un ordre de magnitud semblant al que es troba per a Catalunya i en branques que pertanyen als mateixos sectors on s'han identificat els comportaments extrems a Catalunya.

La segona variable que cal considerar, el nivell d'estudis, és una variable que per a Pérez i Hidalgo té un nivell explicatiu alt. Amb relació al grup sense estudis, presenta unes primes salarials del +20,8% en el cas de BUP i COU, del +33,8% en el cas dels diplomats i del +46,5% en cas dels llicenciats, totes elles d'un ordre similar a l'obtingut per a Catalunya.

Pel que fa a la categoria ocupacional, presenta un diferencial salarial que va des del +93,6% de la direcció d'empreses de més de 10 treballadors al -7,9% dels peons de la construcció, un rang que també és molt proper al de Catalunya.

A Espanya, l'impacte de l'antiguitat és gairebé el mateix que el de Catalunya. Per a Pérez i Hidalgo cada any d'antiguitat genera un diferencial salarial del +2,3% i aquest efecte també és decreixent amb el temps (coeficient de l'antiguitat al quadrat negatiu). L'antiguitat apareix com un factor explicatiu important de les diferències de salaris.

Quant a l'efecte de la mida de l'empresa (nombre de treballadors), Pérez i Hidalgo troben una prima salarial del +8,8% per a cada nivell superior d'aquesta variable, és a dir, un diferencial del +44% entre l'empresa de més de 400 empleats i la d'entre 10 i 19 treballadors. Pel que fa als treballadors eventuais, la prima salarial és de -13,6% per a Espanya. El tipus de conveni també té un efecte positiu sobre el salari a mesura que baixa des de nivells superiors cap al nivell de l'empresa.

Finalment, respecte al gènere, a Espanya, la prima salarial dels homes és -segons Pérez i Hidalgo- del +17,5%, un resultat lleugerament inferior al que s'obté per a Catalunya. El treball de García, Hernández i López (2001) estima uns diferencials d'entre +13,8%

i +16,2% per a Espanya, en funció del quantil de què es tracti. Per altra banda, Gardeazábal i Ugidos (2001) troben uns diferencials salarials creixents segons el quantil d'entre el +17,4% (quantil 0,10) i el +29,4% (quantil 0,90) per a Espanya, resultats molt més propers al -20,5% que es troba per a Catalunya. Finalment, l'estudi de Moreno, Rodríguez y Vera (1996) –que utilitza les dades de l'Enquesta de Pressupostos Familiars del 1990-91– troba un diferencial de gènere del +42% per a Espanya. Es pot dir, doncs, que hi ha unanimitat en la conclusió que hi ha un diferencial salarial superior per a l'home, tot i que la seva quantia varia entre el +16% i el +42% segons l'estudi, depenent de la tècnica i les dades emprades. Nogensmenys, també hi ha unanimitat en l'atribució d'una part molt important del diferencial de salaris (entre el +35% i el +70% segons l'estudi) als comportaments discriminatoris contra la dona o afavoridors de l'home.

MESURES I POLÍTIQUES

L'anàlisi duta a terme a les pàgines anteriors duu a fer algunes reflexions i propostes en els tres àmbits següents:

- 1) Base estadística sobre salaris a Catalunya
- 2) Reformes del mercat de treball
- 3) Elements de l'estratègia sindical

Quant al primer punt, no hi ha dubte que la informació sobre salaris a Catalunya és massa feble, que cal millorar-la i que, amb ella, també cal millorar la informació estadística sobre el món laboral. Sense negar l'avenç que ha suposat l'EES-95, val a dir que, d'una banda, la mostra resulta insuficient en l'àmbit autonòmic i, de l'altra, deixa fora col·lectius de treballadors importants. En efecte, cal recordar que la mostra per l'EES-95 fou dissenyada pensant en el conjunt de l'Estat, de manera que determinats sectors i tipus d'empresa queden poc representats quan es seleccionen dades corresponents a una comunitat autònoma, fins i tot en el cas de les més poblades i amb un teixit empresarial més dens com Catalunya. Fóra convenient, per tant, que s'afegissin enquestes addicionals a la mostra catalana de la propera EES, per tal de corregir els

problemes de representativitat –tant sectorial com territorial (demarcacions provincials o regionals, per exemple)– que s’han detectat.

Concretament, cal destacar les tres limitacions següents:

1) L’EES no inclou les petites empreses (menors de 10 treballadors, o establiments menors de 5, en el cas que l’empresa sigui més gran) ni els assalariats del sector primari. Atès que aquests col·lectius concentren les retribucions per hora més baixes, el seu coneixement permetria completar l’anàlisi i aproximar les mesures de desigualtat als valors reals, més grans que els calculats en aquestes pàgines.

2) Una altra llacuna és l’Administració pública. Si bé, com s’ha demostrat en aquestes pàgines, resulta factible corregir –almenys en part– aquesta mancança, no hi ha dubte que una mostra construïda des de la totalitat dels ajuntaments del país (afegint-hi informació procedent dels serveis que manté d’Administració central a Catalunya i dels empleats de la Generalitat en l’àmbit sanitari i de l’ensenyament) milloraria definitivament la qualitat estadística de la base de dades disponible. En aquest cas, es podria avaluar amb precisió la incidència compensadora de l’Administració pública en el terreny salarial.

3) El tercer element que cal considerar és més subtil: caldria garantir que tots els treballadors empleats en el sector privat siguin susceptibles d’entrar a la mostra. És a dir, que cap col·lectiu d’assalariats sigui exclòs sistemàticament pel fet de tenir una situació que –des d’un punt de vista legal– resulta irregular. D’aquesta manera, la mostra no patiria el biaix causat per l’absència dels treballadors immigrants no regularitzats.

Aquestes limitacions de l’EES-95, però, no són les úniques que cal tenir en compte. Lamentablement, l’Enquesta de Salaris (actualment, Enquesta de Costos Laborals) té una representativitat molt baixa per comunitats autònomes i tampoc no recull les empreses petites ni el sector agrari, a més dels problemes de biaix i de manca d’estabilitat de la mostra. Tot plegat no permet fer una anàlisi prou acurada de l’evolució dels salaris en una comunitat autònoma específica. L’ampliació de la mostra d’aquesta enquesta és imprescindible per al seguiment precís dels salaris a Catalunya. L’Enquesta de Població Activa tampoc no té prou representativitat per comunitats autònomes en el camp sectorial, per ocupacions o categories, i urgeix l’ampliació de la mostra a Catalunya per tal de poder realitzar una anàlisi acurada del mercat laboral i la seva evolució.

Pel que fa al segon àmbit, les reformes del mercat de treball, cal dir que les mesures dutes a terme des dels primers anys 80 han portat a l'aparició d'un col·lectiu de treballadors eventuais important (el 32% del total) –el doble que a la Unió Europea– i a una creixent precarització de la relació laboral (González Calvet, 2002). Aquesta estratègia de flexibilització i precarització ha continuat amb el govern del Partit Popular, com mostra ben clarament la reforma recent de l'assegurança d'atur (maig 2002). Aquests canvis en el mercat laboral han impulsat una creixent desigualtat salarial, tal com constaten els resultats obtinguts aquí.

Des de mitjan any 2001, el Govern central està preparant una reforma de la negociació col·lectiva –recolzada per alguns sectors acadèmics (Calmfors, 1993; Bentolila i Gimeno, 2002)– que, si es materialitza, encara anirà més en la direcció contrària a la reducció de la desigualtat salarial, tal com demostra l'experiència d'altres països (Katz i Autor, 1999). La proposta del Govern consisteix a reduir la centralització de la negociació col·lectiva i deixar només uns convenis de mínims per branca d'activitat en l'àmbit estatal, eliminar els convenis de tipus intermedi (autonòmics i provincials) i que tota la negociació de les condicions efectives de treball (salaris, incentius i promoció) es realitzi només en el camp de l'empresa. Aquesta descentralització de la negociació col·lectiva només pot dur a una ampliació del ventall salarial, bàsicament per la pèrdua important de poder negociador dels assalariats en empreses petites i mitjanes que suposarà.

Les reformes realitzades i previstes posaran nous impediments a l'estratègia sindical orientada a reduir la desigualtat salarial. Tot i així, l'estudi dut a terme en aquestes pàgines aconsella endegar una triple actuació:

- 1) Refusar qualsevol reforma del marc contractual que obstaculitzi la negociació col·lectiva dels salaris en àmbits superiors a l'empresa. La capacitat de la direcció de les empreses d'establir retribucions individualitzades alimenta una desigualtat creixent dels salaris.
- 2) Afavorir tota mesura que freni o, millor, redueixi la temporalitat. Els càlculs que s'han fet mostren que un contracte eventual significa, sistemàticament, un salari

menor respecte al dels altres treballadors amb igualtat en la resta de condicions. Així doncs, el factor de l'antiguitat deixa de tenir efecte i, amb tota probabilitat, les opcions de promoció queden molt minvades o postposades.

- 3) L'anàlisi confirma l'existència de discriminació salarial en el cas de les dones en el sector empresarial. En el sector públic, aquesta discriminació no es pot provar però, tot i així, la diferència salarial respecte els homes no és negligible. Ben mirat, el que suggereixen aquests resultats és l'existència de segregació ocupacional. És a dir, hi ha feines amb un predomini de mà d'obra femenina indubtable que, a més, solen ocupar les posicions més baixes dins l'estratificació de categories. D'una banda, darrera aquesta realitat s'amaguen raons socials i culturals poderoses i, de l'altra, evidencia que les oportunitats de promoció en el cas de les dones són menors que en el dels homes. Dit d'una altra manera, les dones acostumen a entrar en el món laboral en nivells d'ocupació amb menys opcions de pujar de categoria. L'existència de diferències entre les carreres laborals d'homes i dones perjudica clarament les darreres. Per tant, les organitzacions sindicals haurien de treballar per eliminar tots els obstacles que deteriorenen la igualtat d'oportunitats en la promoció laboral d'ambdós sexes. En aquest sentit, caldria prendre les mesures legals corresponents perquè la interrupció temporal de l'activitat laboral a causa de la maternitat deixi de ser un factor que actuï en contra de la promoció de les dones.

Bibliografia general

ABADIE, A. (1997): “Changes in Spanish Labor Income Structure during the 1980’s: A Quantile Regression Approach”, *Investigaciones Económicas*, 20, p. 253-272.

AKERLOF, G. A. i YELLEN, J.L. (ed.) (1986): *Efficiency Wage Models of the Labor Market*, Cambridge, Cambridge University Press.

ALBARRACÍN, J. i ARTOLA, C. (1990): “El crecimiento de los salarios y el deslizamiento salarial en el periodo 1981 a 1988”, *Documento de Trabajo* 9.001, Madrid, Servicio de Estudios del Banco de España.

ALTONJI, J.G. i BLANK, R. (1999): “Race and Gender in the Labor Market”, a: Ashenfelter, O. i Card, D.: *Handbook of Labour Economics*, vol. 3C, Amsterdam, Elsevier, p. 3.143-3.259.

ÁLVAREZ ALEDO, C. et al (1996): *La distribución funcional y personal de la renta en España. Un análisis de sus relaciones*, (Estudios, 30), Madrid, Consejo Económico y Social.

ANDRÉS, J. i GARCIA, J. (1991): “Una interpretación de las diferencias salariales entre sectores”, *Investigaciones Económicas*, 15 (1), p. 143-167.

ASHENFELTER, O. i LAYARD, R. (1991): *Handbook of Labour Economics*, Amsterdam, North-Holland [Traducció al castellà: *Manual de economía del trabajo*, Madrid, Ministerio del Trabajo y la Seguridad Social, 2 vol.].

AYALA, L., MARTÍNEZ, R. i RUIZ-HUERTA, J. (1996): “La distribución de la renta en España desde una perspectiva internacional: tendencias y factores de cambio”, a: *La desigualdad*

de recursos. II Simposio sobre Igualdad y Distribución de la Renta y la Riqueza, Madrid, Fundación Argentaria/Visor, p. 315-440.

AYALA, L. i IRIONDO, I. (2000), “Cambio educativo y desigualdad salarial: Un análisis comparado”, *Papeles de Economía Española*, 86, p. 59-77.

BARCEINAS, F., OLIVER, J. i RAYMOND, J.L. (2000): “Los rendimientos de la educación y la inserción laboral en España”, *Papeles de Economía Española*, 86, p. 128-148.

BECKER, G.S. (1964): *Human Capital*, New York, Columbia University Press.

BENTOLILLA, S. i GIMENO, J.F. (2002): “La reforma de la negociación colectiva en España”, *Documento de Trabajo 2.002-03*, Madrid, FEDEA.

BLINDER, A. (1973): “Wage discrimination: reduced form and structural estimates”, *Journal of Human Resources*, 8, p. 436-455.

BUCHINSKY, M. (1994): “Changes in the US wage structure, 1963-1987: application of quantile regression”, *Econometrica*, 62, p. 405-458.

BUCHINSKY, M. (1995): “Recent advances in Quantile regression models: a practical guideline for empirical research”, *Journal of Human Resources*, 33, p. 88-126.

CAIN, G.C. (1991): “El análisis económico de la discriminación en el mercado laboral: una panorámica”, a: Ashenfelter i Layard (1991), p. 881-1.001.

CALMFORS, L. (1993): “Centralisation of Wage Bargaining and Macroeconomic Performance. A survey”, *OECD Economic Studies*, 21, p. 161-191.

CARRASCO, C. i MAYORDOMO, M. (1997): “La doble segmentación de las mujeres en el mercado laboral español”, *Información Comercial Española*, 760, pp. 43-59.

CARRASCO, C. i DOMÍNGUEZ, M. (2002): “Las encuestas sobre usos del tiempo: aspectos metodológicos en el análisis del trabajo de mujeres y hombres”, Valladolid, *VIII Jornadas de Economía Crítica*.

CASTILLO, S. i TOHARIA, L. (1993): “Las desigualdades en el trabajo”, a: *Mercado de trabajo y desigualdad, I Simposio sobre Igualdad y Distribución de la Renta y la Riqueza*, (Igualdad, 4), Madrid, Fundación Argentaria/Visor.

CEEFT (Centro de Estudios Económicos Fundación Tomillo) (1996): *El empleo en*

España y Europa. Un análisis comparado por sectores, (Economía Española, 3), Madrid, Fundación Argentaria/Visor.

DARP (2000): *Població ocupada en el sector agrari de Catalunya*, Barcelona, Departament d'Agricultura, Ramaderia i Pesca de la Generalitat de Catalunya.

DE LA RICA, S. i UGIDO, A. (1995): “¿Son las diferencias en capital humano determinantes de las diferencias salariales observadas entre hombres y mujeres?”, *Investigaciones Económicas*, 19 (3), p. 395-414.

DÍAZ SERRANO, L. (2001): *Human Capital, Progressive Taxation and Risk-Aversion: A Theoretical and Empirical Analysis for the Spanish Case*, Tesi Doctoral, Universitat Rovira i Virgili.

DOERINGER, P.B. i PIORE, M.J. (1985): *Mercados internos de trabajo y análisis laboral*, Madrid, Ministerio de Trabajo y Seguridad Social.

FERRERA, M., HEMERIJCK, A. i RHODES, M. (2000): “The Future of Social Europe: Recasting Work and Welfare in the New Economy”, a: *Report for the Portuguese Presidency of the European Union*, Brussel·les, Comissió Europea.

FINA, LL. (1983): “Salaris i fiscalitat. El cas espanyol durant el període 1965-75”, *Recerques*, 13, p. 103-120.

FINA, LL., GONZÁLEZ DE LENA, F. i PÉREZ, J.I. (2001): *Negociación colectiva y salarios en España*, Madrid, Consejo Económico y Social.

FINA, LL. (2001): *Mercado de trabajo y políticas de empleo*, Madrid, Consejo Económico y Social.

FREEMAN, R. B. (1995): “The Limits of Wage Flexibility to Curing Unemployment”, *Oxford Review of Economic Policy*, 11 (1), p. 63-72.

FREEMAN, R. B. i KATZ, L. F. (1995): “Introduction and Summary”, a: *Differences and Changes in Wage Structures*, Chicago, National Bureau of Economic Research.

GARCÍA, J., HERNÁNDEZ, P. i LÓPEZ, A. (2001): “How wide is the gap? An investigation of gender wage differences using quantile regression”, *Empirical Economics*, 26, p. 149-168.

GARDEAZÁBAL, J. i UGIDOS, A. (2001): “Measuring the gender gap at different quantiles of the wages distribution”, (*Estudios sobre la Economía Española*, 108), Madrid, FEDEA.

GONZÁLEZ CALVET, J. (2002): "Employment Policies in Spain: From Flexibilisation to the European Employment Strategy", a: De La Porte, C. i Pochet, P. (ed.): *Building Social Europe through the Open Method of Coordination*, Brussel·les, PIE-Peter Lang, p. 177-221.

GONZÁLEZ PÁRAMO, J.M. i SANZ, J.F. (1994): "La fiscalidad sobre el factor trabajo", *Revista de Economía y Sociología del Trabajo*, 25-26, p.144-160.

GUTIÉRREZ, E. (1994): "Reflexiones sobre el sistema de protección del desempleo", *Cuadernos de Relaciones Laborales*, 5, p. 57-74.

HERNÁNDEZ, P.J. (1995): "Análisis empírico de la discriminación salarial en España", *Investigaciones Económicas*, 19 (2), p. 195-215.

HEYLEN, F., GOUBERT, L. i OMEY, E. (1996): "El desempleo en Europa: ¿Un problema de demanda relativa o de demanda global de fuerza de trabajo?", *Revista Internacional del Trabajo*, 115 (1), p. 18-39.

HECKMAN, J. i POLACHEK, S. (1974): "Empirical Evidence on the Functional Form of the Earnings-Schooling Relationship", *Journal of the American Statistics Association*, 69, p. 350-354.

IEF/AT (diversos anys): *Empleo, salarios y pensiones en las fuentes tributarias*, Madrid, Instituto de Estudios Fiscales/Agencia Tributaria.

INE (diversos anys): *Contabilidad Nacional de España*, Madrid, Instituto Nacional de Estadística.

INE (diversos anys): *Encuesta de Salarios*, Madrid, Instituto Nacional de Estadística.

INE (diversos anys): *Encuesta de Distribución Salarial*, Madrid, Instituto Nacional de Estadística.

INE (1997): *Encuesta de Estructura Salarial. 1995*, Madrid, Instituto Nacional de Estadística.

JAUMANDREU, J. (1994): "Diferencias de coste laboral: razones y evidencia para la industria española", *Revista de Economía y Sociología del Trabajo*, 25-26, p.122-131.

KATZ, L.F. i AUTOR, D.H. (1999): "Changes in the Wage Structure and Earnings Inequality", a: Ashenfelter, O. i Card, D.: *Handbook of Labour Economics*, vol. 3A, Amsterdam, Elsevier-North Holland, p. 1.463-1.555.

- KOENKER, R. i BASSETT, G. (1978): “Regression Quantiles”, *Econometrica*, 46, p. 33-50.
- KRUGMAN, P. (1996): *Vendiendo prosperidad*, Barcelona, Ariel.
- LAMBERT, P.J. (1993): *The Distribution and Redistribution of Income. A Mathematical Analysis*, Cambridge, Basil Blackwell. [Traducció castellana de l’Instituto de Estudios Fiscales].
- LÓPEZ, E. (1991): “El crecimiento de precios y salarios en la economía española, 1964-1988”, a: Molinas, C., Sebastián, M. i Zabalza, A. (ed.): *La economía española. Una perspectiva macroeconómica*, Madrid, A. Bosch/IEF.
- LORENCES, J. i FELGUEROSO, F. (1994): “Salarios pactados en los convenios provinciales y salarios percibidos”, Universidad de Oviedo (mimeo).
- LORENCES, J., FERNÁNDEZ, V. i RODRÍGUEZ, C. (1995): “Diferencias interterritoriales de salarios y negociación colectiva en España”, *Investigaciones Económicas*, 19 (2), p. 309-324.
- MCCALL, L. (2001): *Complex Inequality. Gender, Class and Race in the New Economy*, Nova York-Londres, Routledge.
- MARAVALL, F. (1981): “Organización industrial y estructura salarial: un análisis del caso español”, *Información Comercial Española*, 570, febrer, [reproduït a: Espina, A., Fina, L. i Sáez, F. (comp.) (1987): *Estudios de economía del trabajo en España II: salarios y política de rentas*, Madrid, Ministerio del Trabajo y Seguridad Social, p. 489-508].
- MARSDEN, D. (1994): *Mercados de trabajo. Límites sociales a las nuevas teorías*, Madrid, Ministerio de Trabajo y Seguridad Social.
- MEIXIDE, A. (ed.) (1988): *El mercado de trabajo y la estructura salarial*, Madrid, Ministerio de Trabajo y de la Seguridad Social.
- MEIXIDE, A. (1983): “Factores explicativos de la estructura salarial industrial: una aproximación al caso español”, *Investigaciones Económicas*, 22, p. 23-47.
- MEIXIDE, A. (1988a): “Salarios y mercado de trabajo. Controversia teórica y evidencia empírica”, a: Meixide, A. (ed.) (1988), p. IX-XXXI.
- MELIS, F. i DIAZ, C. (1993): “La distribución personal de salarios y pensiones en las fuentes tributarias”, *I Simposio sobre Igualdad y Distribución de la Renta y la Riqueza*, (Igualdad, 2), Madrid, Fundación Argentaria/Visor.

MELIS, F. (1996): “La distribución personal del salario anual en 1992”, a: aa. vv. *La desigualdad de recursos (II Simposio sobre Igualdad y Distribución de la Renta y la Riqueza)*, (Igualdad, 6), Madrid, Fundación Argentaria/Visor, p. 167-214.

MINCER, J. (1974): *Schooling, Experience and Earnings*, Nova York, Columbia University Press.

MORENO, G., RODRÍGUEZ, J.M. i VERA, J. (1996): *La participación laboral femenina y la discriminación salarial en España*, Madrid, Consejo Económico y Social.

OAXACA, R. (1973): “Male-female wage differentials in urban labor markets”, *International Economic Review*, (14), 3, p. 693-710.

OAXACA, R. i RANSOM, M.R. (1994): “On discrimination and decomposition of wage differentials”, *Journal of Econometrics*, 61, p.5-21.

PEREIRA, P.T. i MARTINS, P.S. (2000): “Does Education Reduce Wage Inequality? Quantile Regressions Evidence from Fifteen European Countries”, *IZA Discussion Paper*, 120, Bonn.

PÉREZ CAMARERO, S. i HIDALGO VEGA, A. (2000): *Los salarios en España*, (Colección Economía Española, XII), Madrid, Fundación Argentaria-Visor.

ROCA, J. (1993a): *Pactos sociales y política de rentas*, Madrid, Ministerio de Trabajo y Seguridad Social.

ROCA, J. (1993b): “Evolución de los salarios y evolución del discurso «oficial» sobre los salarios”, a: AA.VV. *La larga noche neoliberal*, Barcelona, Icària-FUHEM, p. 197-222.

ROCA JUSMET, J. i GONZÁLEZ CALVET, J. (1999): “Evolución de los costes laborales y diferencias salariales en España”, a: MIGUÉLEZ, F. i PRIETO, C. (dirs.) *Las relaciones de empleo en España*, Madrid, Siglo XXI, p.435-462.

RODRÍGUEZ, C. (2001): “Wage dispersion within firms and collective bargaining in Spain”, *Economics Letters*, 72, p. 381-386.

ROSEN, S. (1991): “Teoría de las diferencias igualadoras”, a: Ashenfelter, O.C. i Layard, R. (ed.) *Manual de Economía del Trabajo*, vol I, Madrid, Ministerio de Trabajo y Seguridad Social, p. 813-880.

SÁEZ, F. (1980): “Consideraciones sobre el comportamiento sectorial de los salarios respecto a la productividad y empleo en el mercado de trabajo español”, *Revista de Trabajo*, 59-60, p. 39-71.

SCHROEDER, F. (2001): “Wage Inequality in the United States and Europe: A Summary of the major theoretical and empirical explanations in the current debate”, *Center for Empirical Macroeconomics, W.P. 22*, Universitat de Bielefeld.

SEN, A. (1973): *On Economic Inequality*, Oxford, Oxford University Press. [Traducción castellana de l'editorial Crítica].

SOLOW, R.M. (1992): *El mercado de trabajo como institución social*, Madrid, Alianza Editorial. (edició anglesa de 1989).

THUROW, L. C. (1983): “Un modelo de competencia por los puestos de trabajo”, a: PIORE, M. (ed.) *Inflación y paro*, Madrid, Alianza.

VIDAL, I. I BALCELLS, F. (1996): “Mujer y trabajo. Aspectos económicos de una discriminación”, *Documents de Treball* 9.602, Barcelona, Institut d'Estudis Laborals.

WILLIS, R.J. (1991): “Determinantes salariales: una exposición y reinterpretación de las funciones de ingreso del capital humano”, a: Ashenfelter i Layard (1991), p.669-766.

Annex 1. Resultats de l'any 1995

Taula A.

Mostra estratificada del personal de la Generalitat l'any 1995

Grups	Col·lectius				TOTAL
	Funcionaris	Interins	Laborals indefinits	Laborals temporals	
A	183	56	9	12	260
A1			26	25	51
A2			12	9	21
A3			21	10	31
B	135	47	4	25	211
B1			70	26	96
B2			1	3	4
C	147	59	3	2	211
C1			48	27	75
C2			28	4	32
C3			17	16	33
D	260	59	4	3	326
D1			54	24	78
D2			40	24	64
D3			2	6	8
E	71	27	57	10	165
E1			5	14	19
E2			7	14	21
TOTAL	796	248	408	254	1.706

Taula B.

Composició del personal de la Generalitat l'any 1995

Grups	Col·lectius				TOTAL
	Funcionaris	Interins	Laborals indefinits	Laborals temporals	
A	3.658	1.119	87	122	4.986
A1			367	350	717
A2			116	85	201
A3			208	100	308
B	2.685	672	38	363	3.758
B1			994	263	1.257
B2			9	33	42
C	2.936	842	34	19	3.831
C1			689	274	963
C2			404	35	439
C3			168	155	323
D	8.657	1.183	41	34	9.915
D1			772	345	1.117
D2			575	243	818
D3			14	60	74
E	1.411	386	1.130	100	3.027
E1			51	137	188
E2			74	136	210
TOTAL	19.347	4.202	5.771	2.854	32.174

Taula C (1a part)

La desigualtat per sectors

Sector econòmic	Salari mitjà per hora	Coefficient de Gini	Dispersió salarial (D9/D1)
Extractives i altres minerals no metàl·lics	1.809,93	0,258	2,957
Aliments, begudes i tabac	1.734,35	0,326	3,771
Tèxtil i confecció, cuir i calçat	1.241,71	0,253	2,663
Paper i arts gràfiques	1.798,32	0,311	3,691
Química, petroli i combustibles	2.382,03	0,286	3,611
Cautxú i plàstics	1.792,49	0,269	3,027
Metal·lúrgia	1.743,11	0,259	2,704
Maquinària i equip mecànic	1.846,59	0,233	2,775
Maquinària i material elèctric	1.743,35	0,282	3,182
Material de transport	1.948,62	0,199	2,396
Altres indústries	1.428,7	0,292	2,741
Producció i distribució de llum, gas i aigua	3.000,37	0,209	2,837
Construcció	1.634,14	0,261	2,846
Comerç i reparacions	1.478,07	0,312	3,241
Hostaleria	1.206,74	0,228	2,347
Transport i comunicacions	1.711,76	0,19	2,295
Intermediació financera i assegurances	2.958,8	0,292	3,881
Altres serveis	1.784,98	0,363	4,462
Administració pública	1.783,54	0,175	2,081
Valor total	1.775,24	0,308	3,603

Taula C (2a part)

La desigualtat per sectors

Sector econòmic	Coeficient de Theil	Coeficient d'Atkinson		
		Mesura relativa	Paràmetre 0,5	Paràmetre 1
Extractives i altres minerals no metàl·lics	0,012	0,0538	0,1006	0,1421
Aliments, begudes i tabac	0,0176	0,0856	0,1553	0,2132
Tèxtil i confecció, cuir i calçat	0,0115	0,0555	0,0986	0,1334
Paper i arts gràfiques	0,0176	0,0797	0,1427	0,1941
Química, petroli i combustibles	0,0136	0,0673	0,1253	0,1763
Cautxú i plàstics	0,0134	0,0606	0,1125	0,1581
Metal·lúrgia	0,0138	0,0610	0,1060	0,1417
Maquinària i equip mecànic	0,0097	0,0456	0,0844	0,1181
Maquinària i material elèctric	0,0138	0,0641	0,1175	0,1628
Material de transport	0,0071	0,0347	0,0661	0,0953
Altres indústries	0,0225	0,0836	0,1364	0,1753
Producció i distribució de llum, gas i aigua	0,0081	0,0371	0,0730	0,1085
Construcció	0,0113	0,0567	0,1032	0,1426
Comerç i reparacions	0,0156	0,0810	0,1434	0,1928
Hostaleria	0,0092	0,0423	0,0768	0,1057
Transport i comunicacions	0,0062	0,0316	0,0621	0,0924
Intermediació financera i assegurances	0,0012	0,0667	0,1275	0,1824
Altres serveis	0,0121	0,1019	0,1846	0,2519
Administració pública	0,0044	0,0228	0,0445	0,0652
Valor total	0,0126	0,0781	0,1434	0,1997

Taula D (1a part)

Indicadors de desigualtat

Categoria ocupacional	Salari mitjà per hora	Coefficient de Gini	Dispersió salarial (D9/D1)
Direcció i gerència	3.937,53	0,297	3,881
Ocupacions associades a TUGS	2.934,54	0,298	3,855
Ocupacions associades a TUGM	2.422,14	0,223	2,464
Tècnics	2.276,14	0,274	3,646
Empleats administratius	1.586,86	0,248	2,968
Treballadors qualificats del sector serveis	1.223,43	0,251	3,076
Treballadors qualificats de la indústria i la construcció	1.522,89	0,228	2,691
Treballadors no qualificats	1.128,08	0,204	2,345

Taula D (2a part)

Indicadors de desigualtat

Categoria ocupacional	Coefficient de Theil	Coefficients d'Atkinson		
	Mesura relativa	Paràmetre 0,5	Paràmetre 1	Paràmetre 1,5
Direcció i gerència	0,0139	0,0724	0,1402	0,2048
Ocupacions associades a TUGS	0,0153	0,0727	0,1387	0,2011
Ocupacions associades a TUGM	0,0093	0,0425	0,0795	0,1127
Tècnics	0,0108	0,0604	0,1173	0,1713
Empleats administratius	0,0089	0,0503	0,0969	0,1410
Treballadors qualificats del sector serveis	0,0095	0,0505	0,0971	0,1408
Treballadors qualificats de la indústria i la construcció	0,0073	0,0434	0,0832	0,121
Treballadors no qualificats	0,0067	0,0362	0,0696	0,1016

Taula E (1a part)

Mesures de desigualtat entre titulacions

Titulació	Salari mitjà per hora	Coefficient de Gini	Dispersió salarial (D9/D1)
Sense estudis o amb estudis primaris incomplets	1.771,97	0,214	2,705
Educació primària completa	1.498,08	0,239	2,739
EGB completa o equivalent en educació secundària	1.404,77	0,26	2,973
Batxillerat	2.064,87	0,305	3,795
Formació professional I o equivalent	1.779,95	0,304	3,572
Formació professional II o equivalent	1.779,64	0,282	3,623
Diplomats universitaris o equivalents	2.712,21	0,302	4,185
Llicenciats, enginyers superiors, doctors i postgraus	3.305,39	0,317	4,161

Taula E (2a part)

Mesures de desigualtat entre titulacions

Titulació	Coefficient de Theil	Coefficients d'Atkinson		
	Mesura relativa	Paràmetre 0,5	Paràmetre 1	Paràmetre 1,5
Sense estudis o amb estudis primaris incomplets	0,0083	0,0395	0,0743	0,1061
Educació primària completa	0,0088	0,0487	0,0907	0,1292
EGB completa o equivalent en educació secundària	0,0098	0,0561	0,1053	0,1499
Batxillerat	0,0138	0,0753	0,1424	0,2036
Formació professional I o equivalent	0,0155	0,0761	0,1403	0,1958
Formació professional II o equivalent	0,0121	0,064	0,1234	0,1793
Diplomats universitaris o equivalents	0,0144	0,0737	0,1418	0,2053
Llicenciats, enginyers superiors, doctors i postgraus	0,0156	0,0808	0,1554	0,2255

Annex 2. Resultats de l'any 2000

Taula F (1a part)

La desigualtat per sectors

Sector econòmic	Salari mitjà per hora		Coeficient de Gini		Dispersió salarial (D9/D1)	
	EO	Total	EO	Total	EO	Total
Extractives i altres minerals no metàl·lics	2.160,75	2.193,48	0,265	0,288	3,199	3,442
Aliments, begudes i tabac	2.127,21	2.173,81	0,351	0,359	4,458	4,737
Tèxtil i confecció, cuir i calçat	1.726,06	1.607,22	0,291	0,287	3,537	3,439
Paper i arts gràfiques	2.137,96	2.407,37	0,305	0,296	3,623	3,427
Química, petroli i combustibles	3.042,75	2.941,01	0,272	0,258	3,45	3,224
Cautxú i plàstics	2.171,2	2.291,19	0,296	0,299	3,178	3,263
Metal·lúrgia	2.221,59	2.194,51	0,292	0,287	3,06	2,953
Maquinària i equip mecànic	2.318,51	2.360,94	0,249	0,257	2,959	3,091
Maquinària i material elèctric	2.051,93	2.094,55	0,292	0,279	3,565	3,369
Material de transport	2.234,65	2.489,13	0,208	0,217	2,464	2,614
Altres indústries	1.849,36	1.693,34	0,274	0,235	3,094	2,732
Producció i distribució de llum, gas i aigua	3.688,57	4.047,29	0,186	0,184	2,279	2,284
Construcció	2.028,48	2.028,49	0,271	0,249	3,088	2,786
Comerç i reparacions	1.796,75	1.783,71	0,363	0,358	4,444	4,367
Hostaleria	1.310,7	1.353,24	0,249	0,257	2,805	2,857
Transport i comunicacions	1.873,84	1.862,04	0,207	0,216	2,41	2,441
Intermediació financera i assegurances	3.284,18	3.405,62	0,287	0,287	3,89	3,892
Altres serveis	1.963,61	1.835	0,348	0,352	4,442	4,572
Administració pública	1.918,16	1.918,16	0,186	0,186	2,217	2,217
Valor total	2.127,49	2.127,49	0,319	0,32	4,063	4,086

Taula F (2a part)
La desigualtat per sectors

Sector econòmic	Coeficient de Theil		Coeficient d'Atkinson					
	Mesura relativa		Paràmetre 0,5		Paràmetre 1		Paràmetre 1,5	
	EO	Total	EO	Total	EO	Total	EO	Total
Extractives i altres minerals no metàl·lics	0,0124	0,0147	0,0577	0,0678	0,1103	0,1274	0,1592	0,1806
Aliments, begudes i tabac	0,0205	0,0216	0,1003	0,1053	0,1813	0,1893	0,248	0,2573
Textil i confecció, cuir i calçat	0,0135	0,0132	0,0701	0,0685	0,1273	0,1245	0,1748	0,1712
Paper i arts gràfiques	0,0175	0,0164	0,0795	0,075	0,1426	0,1353	0,1949	0,1861
Química, petroli i combustibles	0,0115	0,0104	0,0607	0,0549	0,1151	0,1038	0,1644	0,1481
Cautxú i plàstics	0,0166	0,017	0,0732	0,0749	0,1333	0,1361	0,1837	0,1874
Metal·lúrgia	0,0171	0,0164	0,0788	0,076	0,1358	0,1317	0,1807	0,1759
Maquinària i equip mecànic	0,0105	0,0112	0,0515	0,0548	0,0952	0,1011	0,1331	0,1408
Maquinària i material elèctric	0,0142	0,013	0,0706	0,065	0,1325	0,1228	0,1887	0,1763
Material de transport	0,0073	0,0079	0,0366	0,0394	0,07	0,0752	0,1015	0,1087
Altres indústries	0,0136	0,0106	0,0651	0,05	0,1174	0,0897	0,1622	0,1236
Producció i distribució de llum, gas i aigua	0,0068	0,0069	0,0316	0,0318	0,0657	0,0661	0,1051	0,1056
Construcció	0,0118	0,0098	0,0622	0,0524	0,1147	0,0983	0,161	0,1399
Comerç i reparacions	0,0206	0,02	0,1089	0,1062	0,1926	0,1882	0,2579	0,2526
Hostaleria	0,0116	0,0124	0,0563	0,0598	0,1039	0,11	0,1483	0,1562
Transport i comunicacions	0,0072	0,0087	0,0376	0,0436	0,0733	0,0823	0,108	0,1182
Intermediació financera i assegurances	0,0117	0,0118	0,0653	0,0653	0,1269	0,127	0,1848	0,1848
Altres serveis	0,0188	0,0191	0,0977	0,0996	0,1817	0,185	0,2547	0,259
Administració pública	0,0053	0,0053	0,0283	0,0283	0,0553	0,0553	0,0811	0,0811
Valor total	0,013	0,013	0,083	0,083	0,1534	0,1539	0,2144	0,2153

Taula G (1a part)

Indicadors de desigualtat

Categoria ocupacional	Salari mitjà per hora		Coeficient de Gini		Dispersió salarial (D9/D1)	
	EO	Total	EO	Total	EO	Total
Direcció i gerència	4.531,8	4.599,55	0,294	0,292	3,868	3,854
Ocupacions associades a TUGS	3.478,52	3.373,41	0,287	0,292	3,869	4,186
Ocupacions associades a TUGM	2.800,61	2.756	0,243	0,233	2,779	2,68
Tècnics	2.528,64	2.502,26	0,288	0,292	3,903	3,96
Empleats administratius	1.846,24	1.771,31	0,252	0,253	3,167	3,15
Treballadors qualificats del sector serveis	1.290,27	1.305,31	0,268	0,268	3,261	3,157
Treballadors qualificats de la indústria i la construcció	1.747,59	1.820,78	0,223	0,23	2,619	2,699
Treballadors no qualificats	1.293,59	1.293,98	0,208	0,213	2,321	2,467

Taula G (2a part)

Indicadors de desigualtat

Categoria ocupacional	Coeficient de Theil		Coeficient d'Atkinson					
	Mesura relativa		Paràmetre 0,5		Paràmetre 1		Paràmetre 1,5	
	EO	Total	EO	Total	EO	Total	EO	Total
Direcció i gerència	0,0138	0,0134	0,0727	0,0714	0,1407	0,1391	0,2061	0,2047
Ocupacions associades a TUGS	0,0126	0,0131	0,0677	0,0701	0,1308	0,1348	0,191	0,1962
Ocupacions associades a TUGM	0,0103	0,0095	0,0498	0,0459	0,0934	0,0865	0,1329	0,1236
Tècnics	0,0111	0,0114	0,0663	0,0678	0,1287	0,1317	0,1873	0,1919
Empleats administratius	0,0089	0,0089	0,0521	0,0522	0,1001	0,0999	0,1452	0,1445
Treballadors qualificats del sector serveis	0,0105	0,0106	0,0576	0,0576	0,1099	0,1096	0,158	0,1572
Treballadors qualificats de la indústria i la construcció	0,0069	0,0074	0,0417	0,0447	0,0798	0,0854	0,1161	0,1241
Treballadors no qualificats	0,007	0,007	0,0375	0,0383	0,0716	0,0738	0,1039	0,1075

Taula H (1a part)

Mesures de desigualtat entre titulacions

Titulació	Salari mitjà per hora		Coeficient de Gini		Dispersió salarial (D9/D1)	
	EO	Total	EO	Total	EO	Total
Sense estudis o amb estudis primaris incomplets	2.167,37	2.273,94	0,226	0,236	2,694	2,723
Educació primària completa	1.716,06	1.748,67	0,248	0,254	2,946	3,046
EGB completa o equivalent en educació secundària	1.645,89	1.654,17	0,273	0,271	3,263	3,333
Batxillerat	2.365,48	2.352,37	0,311	0,317	4,309	4,235
Formació professional I o equivalent	2.130,08	2.114,85	0,308	0,311	3,79	4,014
Formació professional II o equivalent	2.061,12	2.043,29	0,283	0,29	3,916	3,949
Diplomats universitaris o equivalents	3.104,8	3.066,65	0,311	0,312	4,078	4,204
Llicenciats, enginyers superiors, doctors i postgraus	3.577,49	3.512,5	0,312	0,318	4,203	4,527

Taula H (2a part)

Mesures de desigualtat entre titulacions

Titulació	Coeficient de Theil		Coeficient d'Atkinson					
	Mesura relativa		Paràmetre 0,5		Paràmetre 1		Paràmetre 1,5	
	EO	Total	EO	Total	EO	Total	EO	Total
Sense estudis o amb estudis primaris incomplets	0,0088	0,0097	0,0433	0,0475	0,0827	0,0906	0,1193	0,1308
Educació primària completa	0,0091	0,0094	0,0519	0,0541	0,0973	0,102	0,1391	0,1461
EGB completa o equivalent en educació secundària	0,0103	0,0101	0,0609	0,0602	0,1151	0,1142	0,1643	0,1636
Batxillerat	0,0135	0,0141	0,0774	0,0804	0,1467	0,1518	0,2098	0,216
Formació professional I o equivalent	0,0157	0,0159	0,0792	0,0804	0,1453	0,1472	0,2027	0,2045
Formació professional II o equivalent	0,0123	0,0127	0,0659	0,0683	0,1251	0,1297	0,18	0,1862
Diplomats universitaris o equivalents	0,0145	0,0145	0,0779	0,0783	0,1496	0,1509	0,2154	0,218
Llicenciats, enginyers superiors, doctors i postgraus	0,0142	0,0147	0,0788	0,0813	0,1511	0,1553	0,2186	0,2238

**Annex 3. Quantificació dels diferencials salarials
segons l'estimació per MCO del model de
característiques**

El model que s'estima és un model on la variable dependent és el logaritme natural del salari, que s'explica per una sèrie de variables. Tret de les variables quantificades –com l'edat i l'antiguitat– totes les altres variables explicatives es prenen com a característiques de l'individu, és a dir, les té o no les té, o com a característiques del lloc de treball. Per tal de recollir l'efecte d'aquestes característiques s'utilitzen variables fictícies o *dummy*, que prenen el valor 1 o 0 en funció de si la característica hi apareix o no. Aquestes característiques són el sexe, la categoria ocupacional, el nivell d'estudis, el sector on treballa, la mida de l'empresa, el tipus de conveni, el tipus de contracte i el tipus de jornada.

L'especificació del model és la següent:

$$\begin{aligned} \ln(\text{salari per hora}) = & \\ & \beta_0 + \beta_1 * \text{edat} + \beta_2 * \text{sexe} + \beta_3 * \text{antiguitat} + \beta_4 * \text{antiguitat}^2 + \beta_5 * \text{categoria ocupacional} + \\ & + \beta_6 * \text{nivell d'estudis} + \beta_7 * \text{sector} + \beta_8 * \text{mida empresa} + \beta_9 * \text{tipus conveni} + \\ & + \beta_{10} * \text{tipus de contracte} + \beta_{11} * \text{tipus de jornada} \end{aligned}$$

La interpretació dels coeficients β_i és molt simple. La primera, β_0 , és una constant que dona el logaritme natural del salari per hora que s'obtindria en absència de totes les altres variables. La resta de les β indiquen quant canvia el logaritme natural del salari quan la variable explicativa s'incrementa en una unitat (si és quantificada) o quan la variable explicativa hi és present (si és fictícia). El canvi del logaritme no és més que el percentatge de canvi de la variable, però expressat en termes instantanis (continus). Però, atès que les taxes de variació percentuals que proporciona l'INE són de tipus discret (d'un any respecte l'anterior), per tal de mantenir la comparabilitat dels resultats en el text es fan servir els percentatges de variació en termes discrets, en lloc d'usar directament la β . La transformació de la β per trobar els percentatges de variació discrets emprats en el text és la següent:

$$\% \text{ variació discret} = (e^{\beta_i} - 1) * 100$$

Per valors petits de β , els dos percentatges de canvi són pràcticament iguals, però per valors grans de β , la diferència augmenta.

ANY 1995

Resum del model

R	R quadrat	R quadrat corregida	Error típic de l'estimació	F
.776	.602	.602	.3345	26.510.105

Taula 1. Coeficients

	Coeficients no estandarditzats		Coeficients estandarditzats	t Student	Significació
	B	Error típic	Beta		
Constant	6.611	.004		1.800.146	.000
Edat	7.879E-03	.000	.165	166.152	.000
Sexe (=dona)	-.225	.001	-.193	-240.303	.000
Antiguitat	2.023E-02	.000	.378	130.115	.000
Antiguitat quadrat	-4.392E-04	.000	-.257	-98.979	.000
Direcció	.691	.002	.309	312.284	.000
Categ. ocup. TUGS	.435	.003	.137	145.652	.000
Categ. ocup. TUGM	.371	.003	.109	122.193	.000
Tècnic	.320	.002	.203	183.778	.000
Empleat administratiu	.156	.002	.111	95.681	.000
Treballador qualificat serveis	9.837E-02	.002	.050	52.096	.000
Treballador qualificat indústria	.118	.001	.109	84.818	.000
Estudis primaris	1.859E-02	.002	.015	8.462	.000
EGB completa	5.355E-02	.002	.046	24.116	.000
Batxillerat	.190	.002	.125	78.373	.000
Formació professional I	.135	.003	.060	51.740	.000
Formació professional II	.148	.003	.075	58.066	.000
Diplomat universitari	.294	.003	.125	103.284	.000
Llicenciat univ. o superior	.420	.003	.190	144.832	.000
Extractives i altres min. no met.	.105	.003	.028	33.180	.000
Alimentació, begudes i tabac	5.244E-02	.002	.024	23.679	.000
Textil i confecció, cuir i calçat	-.117	.002	-.060	-51.937	.000
Paper i arts gràfiques	8.246E-02	.003	.029	31.189	.000
Química, petroli i combustibles	.205	.002	.090	87.914	.000
Cautxú i plàstics	.121	.003	.035	40.543	.000

	Coeficients no estandarditzats		Coeficients estandarditzats	t Student	Significació
	B	Error típic	Beta		
Maquinària i equip mecànic	9.722E-02	.003	.034	37.049	.000
Maquinària i material elèctric	5.433E-02	.003	.019	20.690	.000
Material de transport	3.492E-02	.003	.014	13.765	.000
Altres indústries	-3.406E-02	.003	-.010	-11.573	.000
Prod. i distrib. llum, gas i aigua	.334	.004	.076	93.262	.000
Construcció	.140	.002	.074	65.394	.000
Comerç i reparacions	-9.449E-03	.002	-.007	-5.074	.000
Hostaleria	-7.465E-05	.003	.000	-.028	.978
Transport i comunicacions	3.551E-02	.003	.014	14.015	.000
Interm. financera i assegurances	.268	.002	.125	115.528	.000
Administració pública	.118	.003	.048	44.025	.000
De 20 a 49 treballadors	4.032E-02	.001	.032	33.999	.000
De 50 a 99 treballadors	.117	.002	.064	75.229	.000
De 100 a 199 treballadors	.161	.002	.079	93.879	.000
De 200 o més treballadors	.198	.001	.169	150.331	.000
Propietat privada	-.111	.002	-.075	-71.228	.000
Conveni superior a l'empresa	3.917E-02	.001	.035	34.913	.000
Conveni d'empresa	9.305E-02	.001	.066	66.483	.000
Contracte temporal	-.147	.001	-.114	-118.520	.000
Jornada temps complet	1.949E-02	.002	.006	8.750	.000

ANY 2000**Estimació del model segons projecció EO (distinció empleat-obrer)****Resum del model**

R	R quadrat	R quadrat corregida	Error típic de l'estimació	F
.767	.589	.589	.3559	35441.127

Taula 2 Coeficients

	Coeficients no estandarditzats		Coeficients estandarditzats	t Student	Significació
	B	Error típic	Beta		
Constant	6.719	.003		1.959.107	.000
Edat	9.258E-03	.000	.181	215.287	.000
Sexe (=dona)	-.215	.001	-.188	-265.262	.000
Antiguitat	2.265E-02	.000	.398	162.908	.000
Antiguitat quadrat	-5.363E-04	.000	-.294	-134.509	.000
Direcció	.656	.002	.269	310.083	.000
Categ. ocup. TUGS	.503	.002	.221	216.449	.000
Categ. ocup. TUGM	.370	.003	.113	142.760	.000
Tècnic	.327	.002	.228	207.765	.000
Empleat administratiu	.170	.002	.121	108.674	.000
Treballador qualificat serveis	2.968E-02	.002	.015	17.143	.000
Treballador qualificat indústria	8.017E-02	.001	.067	57.460	.000
Estudis primaris	-2.691E-02	.002	-.020	-12.432	.000
EGB completa	3.763E-02	.002	.030	17.278	.000
Batxillerat	.191	.002	.124	82.194	.000
Formació professional I	.149	.002	.067	60.219	.000
Formació professional II	.141	.002	.071	57.982	.000
Diplomat universitari	.290	.003	.125	110.304	.000
Llicenciat univ. o superior	.389	.003	.205	146.135	.000
Extractives i altres min. no met.	4.160E-02	.003	.009	13.807	.000
Alimentació, begudes i tabac	2.108E-02	.002	.008	10.278	.000
Textil i confecció, cuir i calçat	-5.723E-03	.002	-.003	-3.064	.002
Paper i arts gràfiques	.170	.003	.049	65.865	.000
Química, petroli i combustibles	.280	.002	.123	135.994	.000

	Coeficients no estandarditzats		Coeficients estandarditzats	t Student	Significació
	B	Error típic	Beta		
Metal·lúrgia	.155	.002	.064	76.316	.000
Maquinària i equip mecànic	.144	.002	.050	63.952	.000
Maquinària i material elèctric	.104	.002	.036	46.678	.000
Material de transport	.220	.002	.074	93.199	.000
Altres indústries	.166	.002	.066	81.120	.000
Prod. i distrib. llum, gas i aigua	.448	.004	.069	106.246	.000
Construcció	.243	.002	.123	130.615	.000
Comerç i reparacions	-2.502E-02	.002	-.016	-15.328	.000
Hostaleria	-6.965E-02	.002	-.025	-31.233	.000
Transport i comunicacions	-2.969E-02	.002	-.011	-13.456	.000
Interm. financera i assegurances	.180	.002	.087	91.567	.000
Administració pública	-3.704E-02	.002	-.014	-15.577	.000
De 20 a 49 treballadors	4.439E-02	.001	.034	41.774	.000
De 50 a 99 treballadors	.122	.001	.066	88.743	.000
De 100 a 199 treballadors	.161	.002	.076	104.704	.000
De 200 o més treballadors	.188	.001	.151	156.896	.000
Propietat privada	-.120	.001	-.078	-86.832	.000
Conveni superior a l'empresa	3.236E-02	.001	.028	32.240	.000
Conveni d'empresa	9.552E-02	.001	.061	74.149	.000
Contracte temporal	-.151	.001	-.113	-138.366	.000
Jornada temps complet	1.010E-02	.002	.003	5.357	.000

ANY 2000**Estimació del model segons la projecció total (no distinció empleat-obrer)****Resum del model**

R	R quadrat	R quadrat corregida	Error típic de l'estimació	F
.780	.608	.608	.3486	38434.421

Taula 3. Coeficients

	Coeficients no estandarditzats		Coeficients estandarditzats	t Student	Significació
	B	Error típic	Beta		
Constant	6.669	.003		1985.678	.000
Edat	9.225E-03	.000	.180	219.046	.000
Sexe (=dona)	-.230	.001	-.201	-290.542	.000
Antiguitat	2.290E-02	.000	.401	168.192	.000
Antiguitat quadrat	-5.398E-04	.000	-.295	-138.250	.000
Direcció	.660	.002	.270	318.984	.000
Categ.ocup. TUGS	.478	.002	.209	209.904	.000
Categ. ocup. TUGM	.369	.003	.113	145.641	.000
Tècnic	.322	.002	.223	208.731	.000
Empleat administratiu	.141	.002	.100	92.355	.000
Treballador qualificat serveis	4.280E-02	.002	.022	25.239	.000
Treballador qualificat indústria	.107	.001	.089	78.599	.000
Estudis primaris	-2.270E-02	.002	-.017	-10.707	.000
EGB completa	4.110E-02	.002	.033	19.269	.000
Batxillerat	.187	.002	.120	81.973	.000
Formació professional I	.145	.002	.064	59.571	.000
Formació professional II	.139	.002	.070	58.409	.000
Diplomat universitari	.282	.003	.122	109.529	.000
Llicenciat univ. o superior	.386	.003	.203	148.195	.000
Extractives i altres min. no met.	8.152E-02	.003	.018	27.630	.000
Alimentació, begudes i tabac	8.464E-02	.002	.033	42.137	.000
Tèxtil i confecció, cuir i calçat	-1.794E-02	.002	-.009	-9.806	.000
Paper i arts gràfiques	.340	.003	.098	134.672	.000

	Coefficients no estandarditzats		Coefficients estandarditzats	t Student	Significació
	B	Error típic	Beta		
Cautxú i plàstics	.352	.003	.078	116.789	.000
Metal·lúrgia	.205	.002	.084	102.980	.000
Maquinària i equip mecànic	.205	.002	.071	92.875	.000
Maquinària i material elèctric	.191	.002	.066	87.589	.000
Material de transport	.365	.002	.122	157.867	.000
Altres indústries	.175	.002	.070	87.670	.000
Prod. i distrib. electr., gas i aigua	.604	.004	.093	146.232	.000
Construcció	.306	.002	.155	168.132	.000
Comerç i reparacions	3.057E-02	.002	.020	19.128	.000
Hostaleria	1.082E-02	.002	.004	4.957	.000
Transport i comunicacions	4.900E-03	.002	.002	2.268	.023
Interm. financera i assegurances	.288	.002	.138	149.180	.000
Administració pública	2.821E-02	.002	.010	12.114	.000
De 20 a 49 treballadors	4.214E-02	.001	.033	40.493	.000
De 50 a 99 treballadors	.115	.001	.062	85.569	.000
De 100 a 199 treballadors	.157	.002	.074	104.339	.000
De 200 o més treballadors	.182	.001	.146	155.030	.000
Propietat privada	-.121	.001	-.078	-88.884	.000
Conveni superior a l'empresa	2.997E-02	.001	.026	30.489	.000
Conveni d'empresa	9.240E-02	.001	.059	73.243	.000
Contracte temporal	-.146	.001	-.109	-137.165	.000
Jornada temps complet	-4.260E-04	.002	.000	-.231	.818

Fe d'errades

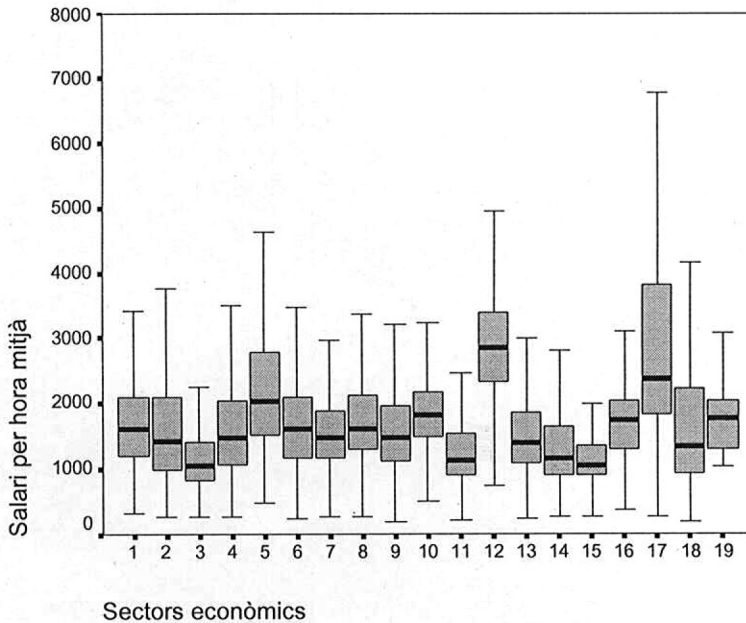
La desigualtat salarial a Catalunya (1995-2000)

JOSEP GONZÀLEZ CALVET, PERE MIR ARTIGUES I ÀNGEL GIL ESTALLO

Pàgina 53. La figura 2.5 ha de ser:

Figura 2.5

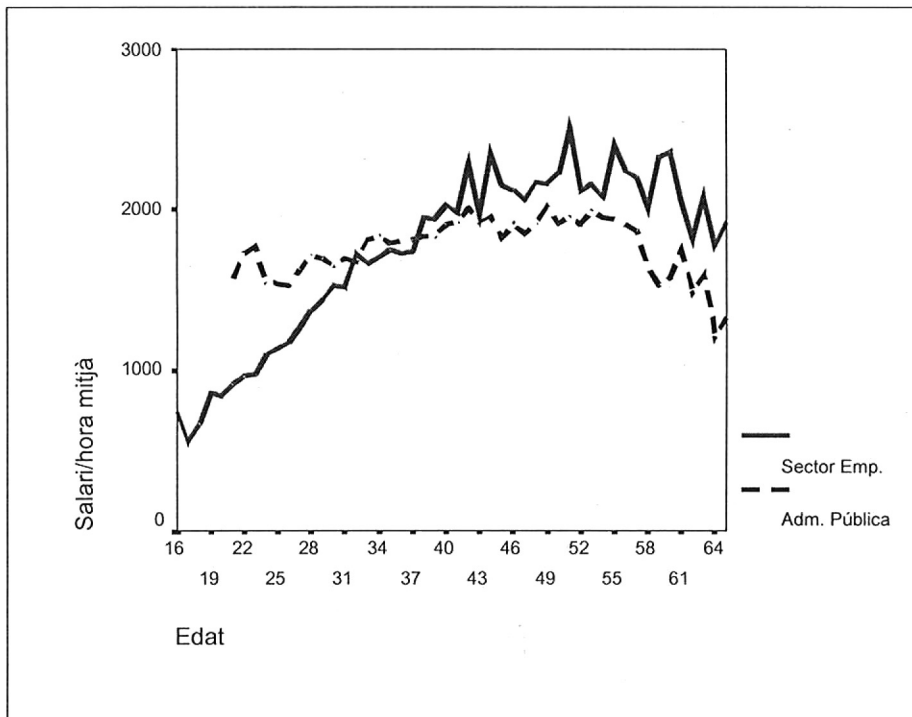
Distribució salarial per sectors econòmics



Pàgina 73. La figura 2.21 ha de ser:

Figura 2.21

Edat i salaris en el sector empresarial i l'Administració pública



Aquest llibre analitza l'evolució de les desigualtats salarials a Catalunya entre els anys 1995 i 2000. El treball dels professors Josep González Calvet, Pere Mir i Àngel Gil analitza una mostra de treballadors assalariats equivalent a gairebé la meitat del total dels treballadors a Catalunya.

Les conclusions són especialment rellevants pel que fa a la constatació d'existència de desigualtats i al seu origen. Entre aquestes en podem destacar dues: el gènere i la flexibilitat laboral. A igualtat de la resta de condicions (edat, sector, categoria laboral, estudis, antiguitat, mida d'empresa, etc.), el fet de ser dona implica un salari un 20% menor al que reben els homes. De la mateixa manera, els contractes eventuais signifiquen un salari-hora menor en un 14%, també a igualtat de la resta de condicions.



Editorial Mediterrània

ISBN 84-8334-397-5



9 788483 343975