

Discriminarea salarială în România – evoluție și explicații

Păuna Cătălin*

Abstract: *Evidențierea determinanților structurilor salariale într-o economie în tranziție este obiectivul principal urmărit de acest studiu. Analiza încearcă, prin utilizarea unor tehnici microeconomice de investigație a datelor individuale, să surprindă dinamica determinanților câștigurilor salariale în România în perioada post-decembrie '89. În acest mod autorul urmărește să capteze, în primul rând, modul în care diferiți parametri participă la formarea salariilor, iar în al doilea rând, schimbările ce au survenit în ponderea acestor determinanți cu cât ne depărtăm de punctul inițial al tranziției.*

Keyword: determinanții câștigurilor salariale, discriminare salariilor.

Clasificare JEL:J31

1. Introducere

Determinanții câștigurilor salariale și discriminarea salarială între bărbați și femei au fost și rămân subiecte de dezbatere aprinse și controversate în studiul pieței muncii. Numeroase studii și analize empirice robust argumentate evidențiază faptul că, chiar în situația unei piețe a muncii mature, caracteristică țărilor dezvoltate economic, indivizi similari din punctul de vedere al pieței muncii pot fi plătiți diferit datorită unor motive care nu au legătură cu compensații acordate pentru condiții de muncă diferite. Aceste studii arată că o serie de factori, cum ar fi rata șomajului, nivelul ajutoarelor de șomaj, gradul de concentrare a pieței produselor, dar și nivelul general al productivității muncii,

* Doctorand INCE, Academia Română, expert Banca Mondială.

prezența sindicatelor, puterea insider-ilor, etc., sunt responsabili de devierea salariilor de la punctul de echilibru competitiv.

Piața muncii nu este deci în echilibru[†], iar anumite ramuri de activitate și ocupații plătesc mai bine decât altele, chiar controlând pentru factori de influență măsurabili. De exemplu, un studiu întocmit de Krueger și Summers (1988) a evidențiat diferențe de salarii substanțiale și persistente între diferite ramuri de activitate din Statele Unite, variind între +37% și -38% în jurul salariului mediu. Cifre comparabile au fost prezentate și pentru țări din Uniunea Europeană, cum ar fi Marea Britanie. În plus, diferențierile salariale coexistă cu discriminarea, în principal între bărbați și femei. Studii empirice pun de asemenea în evidență faptul că, pentru condiții de muncă și caracteristici individuale similare, femeile sunt plătite în medie mai puțin decât bărbații, controlând pentru influența unor factori cu putere explanatorie. Deși diferența între câștigurile salariale tinde să se reducă în ultimii ani, datorită introducerii legislației pentru promovarea oportunităților egale între sexe, precum și a unei conștientizări crescute a existenței problemei, în SUA și Marea Britanie[‡] se pot identifica variații în salarii de 20 – 30%, chiar și după ce au fost excluși factori legați de capitalul uman și de caracteristicile locului de muncă.

Majoritatea analizelor determinanților câștigurilor salariale s-a făcut în contextul țărilor avansate economic. Au existat însă și încercări de a extinde studiul discrepanțelor salariale în afara țărilor dezvoltate, câteva concentrându-se chiar pe sistemul salarial din țările socialiste. În acest context, lucrarea de față studiază determinanții câștigurilor salariale și discriminarea din punctul de vedere al pieței muncii în România, o țară cu o economie hiperplanificată în perioada socialistă, în primii zece ani de tranziție.

[†] În sensul standard, unde cererea și oferta de forță de muncă se intersectează, în condițiile unei piețe competitive.

[‡] Joshi and Newell (1987) au calculat o diferență de 30% între salariile bărbaților și femeilor în 1997, folosind o bază de date pentru Studiul Național de Sănătate și Dezvoltare, British MRC. Alte exemple vor fi citate în secțiunile următoare ale lucrării.

Mult timp a existat percepția generală că socialismul este un sistem social egalitar, ce oferă oportunități egale din punct de vedere al pieței muncii bărbaților și femeilor. Țările socialiste se situau pe poziții principale în toate tabelele care clasificau țările în funcție de distribuția egalitară a veniturilor, fie că acestea erau întocmite de Banca Mondială, de Națiunile Unite, sau de guvernele socialiste însele. Toate persoanele apte de muncă aveau locuri de muncă, nu exista șomaj, iar ratele de participare a forței de muncă erau dintre cele mai mari din lume. Cu toate acestea, foarte puține lucruri se cunoșteau despre factorii care stăteau la baza acestei distribuții, în principal datorită accesului limitat la informații primare.

Evidențierea determinanților structurilor salariale într-o economie în tranziție este obiectivul principal urmărit de acest studiu. Analiza încearcă, prin utilizarea unor tehnici microeconomice de investigație a datelor individuale, să surprindă dinamica determinanților câștigurilor salariale în România în perioada post-decembrie '89. În acest mod autorul urmărește să capteze, în primul rând, modul în care diferiți parametri participă la formarea salariilor, iar în al doilea rând, schimbările ce au survenit în ponderea acestor determinanți cu cât ne depărtăm de punctul inițial al tranziției.

Evoluția ponderilor acestor factori în formarea salariilor surprinde, de asemenea, indirect impactul reformelor economice, legate de privatizare, realocarea intersectorială a forței de muncă, transferurile tehnologice, etc. asupra pieței muncii. Cu alte cuvinte, această dinamică ne arată care este încă influența condițiilor inițiale, cele caracteristice economiei planificate și centralizate, asupra remunerării forței de muncă. Lucrarea urmărește deci să se găsească răspunsuri la întrebări de genul Care sunt factorii care influențează distribuția salariului în România? Există diferențe salariale între sectoare industriale, regiuni, ocupații, etc. și, dacă da, care sunt determinanții lor? Discriminează angajatorii între salariații bărbați și femei? Dacă da, cât de mare este această diferență, cum este explicată și cum variază în timp?

2. Structura bazei de date

În general informațiile legate de piața muncii în economiile în tranziție sunt încă inconsistente și limitate ca acoperire. De multe ori variabilele înregistrate de statistici au relevanță limitată atât pentru politici publice, cât și pentru analize economice de profunzime. Statisticile oficiale nu conțin informații complete, care ar putea fi folosite în modelele tradiționale ale comportamentului în piața muncii și de multe ori trebuie să fie suplimentate cu date rezultate din anchete specifice. Această lucrare utilizează ca bază de informație Ancheta Integrată în Gospodăria pentru anii 1995 și 2000. Ancheta Integrată în Gospodăria (AIG) este, din fericire, o bază de date bogată, care conține informații complete despre sursele de venit și cheltuielile făcute de o familie, precum și informații legate de compoziția și capitalul uman aferente acestora. Când este posibil, în special în cazul surselor de venit, ancheta solicită informații dezagregate pentru fiecare membru al familiei. Această caracteristică o face preponderant interesantă pentru studiul de față, deoarece conține informații despre salariul și caracteristicile personale ale fiecărei persoane angajate. În plus, prelucrând AIG pentru două secțiuni destul de depărtate în timp, 1995 și 2000, putem evidenția și o evoluție dinamică a parametrilor investigați.

O importantă caracteristică a unei baze de date construită pe un eșantion este reprezentativitatea acesteia la nivelul populației. Deoarece AIG a fost construită și calibrată pe structura celui mai recent recensământ al populației la acea dată, cel din 1992, putem considera, cu o marjă de precizie suficientă, că persoanele selectate să răspundă la chestionar sunt reprezentative față de populația activă. Începem analiza prin compararea mediilor și a deviațiilor standard ale salariului brut raportat de angajat, în lei curenți, în anul 1995 și 2000, prezentate în **Error! Reference source not found.** Din baza de date primară au fost eliminați fermierii individuali, marea majoritate rezidenți rurali, precum și persoanele inactive, de genul pensionari, șomeri, studenți. Tabelul prezintă salariul mediu, în momentul interviului, de-a lungul mai multor dimensiuni. O primă observație, de altfel așteptată, este creșterea de aproximativ zece ori a salariului mediu în 2000 față de 1995, creștere explicată în principal prin evoluția inflației. Tabelul nu surprinde strict fenomenul de discriminare, deoarece diferențele vizibile între salarii pot fi explicate de o serie de motive, ca de exemplu condiții de lucru diferite, diferențe în capitalul uman, în calificări, în condițiile pieței muncii, etc. Discriminarea este însă una din posibilele explicații ale acestor diferențe, pe lângă cele expuse anterior.

Tabelul oferă însă câteva informații interesante. La o primă examinare observăm ca bărbații sunt plătiți cu aproximativ 9-10% peste salariul mediu, iar diferența este ușor mai mare în 2000, deși nu semnificativ. Femeile primesc în 1995 cu 13% mai puțin decât salariul mediu, iar tendința este menționată și în 2000. A fi căsătorit pare să crească salariul unui individ cu aproximativ 4%. O variabilă importantă în determinarea salariului este domeniul de activitate în care angajatul operează. Industria extractivă este o ramură de top din punct de vedere al salariilor, care în 1995 plătea cu 40% peste salariul mediu, decrescând ușor la 35% în 2000. Locul fruntaș al industriei extractive din topul salariilor în 1995 este luat, în 2000, de serviciile financiare și bancare și de serviciile de intermediari de vânzări de locuințe, salariul în aceste sectoare crescând de la 25% la 36% în primul caz, și de la 13% la 37%, în cel de-al doilea. În cazul serviciilor publice cum ar fi învățământul și sănătatea se poate observa tendințe divergente, o îmbunătățire a salariilor în cazul învățământului, și scădere a diferenței față de medie în cazul sănătății, în 2000 față de 1995. Categoria cea mai defavorizată din punct de vedere al evoluției remunerației este cea a celor ce prestează activități de ajutor casnic, al caror salariu a scăzut de la -34% față de medie în 1995, la -60% în 2000. Sectorul industrial de generare și producere a energiei electrice, organizat încă sub forma unui monopol de stat, este o altă ramură industrială unde angajații sunt plătiți substanțial superior mediei, cu 27% mai bine în 1995 și 32% în 2000.

O altă variabilă importantă din punct de vedere al câștigurilor salariale este ocupația angajatului. În topul salariilor se află politicienii, personalul de conducere, experții și cei care desfășoară activități intelectuale, precum și cei din cadrul forțelor armate, toate activități care cer anumite caracteristici specifice de capital uman și o calificare superioară. În extrema cealaltă se află persoanele din activitățile de comerț cu amănuntul, fermierii și muncitorii necalificați. Forma de proprietate a companiei este un alt determinant important al salariului. Firmele cu capital de stat plătesc cele mai bine, iar cele cu capital mixt sunt pe locul doi. Surprinzător, angajații din firmele cu capital privat sunt penalizați din punct de vedere al salariului, lucru care este adevărat și pentru angajații cooperativelor. Evoluția salariilor în timp tinde să estompeze diferențele, cu excepția firmelor cu capital privat. Naționalitatea persoanei este o altă variabilă de interes. Naționalitatea română nu pare să fie asociată cu salarii mai mari, în timp ce

etnicii unguri și rromi par defavorizați din punct de vedere salarial. Această situație trebuie însă investigată mai în amănunt înainte de a trage concluzii.

O altă caracteristică importantă care este asociată cu salarii mari este numărul de locuitori al zonei de rezidență. Așa cum era de așteptat, rezidenții orașelor mari primesc salarii mai bune în comparație cu cei din orașele mici, probabil datorită condițiilor mai bune ale pieței muncii. De exemplu, doar prin mutarea într-un oraș cu populație de peste 500 de mii de locuitori, o persoană se poate aștepta la creșterea salariului cu 22%. Diferențele regionale sunt de asemenea responsabile pentru o parte din diferențele salariale. Bucureștiul, zona de Sud-Est și cea de Sud-Vest sunt cele mai bine plătite. Nu vom insista deocamdată cu posibilele explicații ale acestor variații, deoarece acestea vor primi suficientă atenție în secțiunile continuare.

Tabelul 2-1. Mediile și deviațiile standard ale salariului mediu.

1995				2000		
	Media	Deviația standard	Deviație de la medie [%]	Media	Deviația standard	Deviație de la medie [%]
Salariul brut *)	222085.9	119206.5		2096268	1353235	
Bărbați	241947.7	127830.6	8.9	2312003	1462370	10.3
Femei	193404.4	98704.43	-12.9	1832449	1152896	-12.6
Căsătorit	230021.6	121525.6	3.6	2196384	1421899	4.8
Activitatea						
Agricultură	185601.8	93448.54	-16.4	1800450	1066147	-14.1
Industria extractivă	309402.1	163451.8	39.3	2840346	1423439	35.5
Industria manufacturieră	214465.8	103179.6	-3.4	1990377	1154381	-5.1
Electricitate, apă, gaz	281102.8	131691.7	26.6	2757691	1537730	31.6
Construcții	226496.6	110283.9	2.0	2059548	1166553	-1.8
Comerț, hoteluri, restaurante	182807.8	108036.5	-17.7	1602121	1044768	-23.6
Transport, stocare, comunicații	244836.2	110934.9	10.2	2313418	1317277	10.4
Finanțe, bănci, asigurări	277363.6	170759.4	24.9	2855418	1826644	36.2
Intermedieri locuințe	249897.5	120633.3	12.5	2872920	3275120	37.0
Administrație publică, apărare	273786.5	148293.2	23.3	2687852	1641758	28.2
Educație	207415.1	106794	-6.6	2133457	1284076	1.8
Sănătate, asistență socială	191019.7	90976.35	-14.0	1982751	1316901	-5.4
Alte servicii sociale și personale	201499.9	139907	-9.3	1967316	1725056	-6.2
Activități casnice	146772	98849.37	-33.9	831957.2	691980.2	-60.3
Activități ale organizațiilor internaționale	348902.5	178804.2	57.1	2567149	1659595	22.5
Ocupația						
Politicieni, înalți funcționari	425818.1	227629.9	91.7	4555000	3336931	117.3
Specialiști cu ocupații intelectuale și științifice	314261.8	152964.2	41.5	3278591	2050606	56.4
Technicieni și asimilați	244167.6	119927.4	9.9	2363850	1234520	12.8
Funcționari administrativi	217819.5	98181.87	-1.9	2099310	1031909	0.1
Lucrători operativi în servicii și comerț	162505.6	74082.53	-26.8	1466186	769818.6	-30.1
Agricultori	165833	66269.73	-25.3	1642167	769606.3	-21.7
Muncitori calificați	210758.3	97893.21	-5.1	1899064	911937.8	-9.4
Operatori pe instalații și mașini	232078.8	106734.7	4.5	2162263	1140140	3.1
Lucrători necalificați	151186.9	72531.61	-31.9	1229772	518086.8	-41.3
Forțe armate	379098.5	149712.6	70.7	3792141	1798203	80.9
Forma de proprietate						
Firmă de stat	225801.8	118019.5	1.7	2277288	1409839	8.6
Firmă privată	206747.2	127568.8	-6.9	1880730	1287039	-10.3
Firmă mixtă	222383.8	102734.1	0.1	2217655	1216670	5.8

1995				2000		
	Media	Deviația standard	Deviație de la medie [%]	Media	Deviația standard	Deviație de la medie [%]
Cooperativă	150713.4	91021.74	-32.1	1517775	989570.6	-27.6
Altele	203625.6	145809.3	-8.3	2061145	1575939	-1.7
Naționalitate						
Român	223765.6	120029.8	0.8	2120145	1375826	1.1
Maghiar	201125.7	103500.2	-9.4	1837967	1013211	-12.3
Rroma	223000.3	133457.2	0.4	1495004	885934	-28.7
German	136278	69307.59	-38.6	2477415	1566377	18.2
Alta	234314.8	128391.9	5.5	2101479	1384594	0.2
Populația localității de reședință						
Sub 5 mii locuitori	189381.7	90367.87	-14.7	1787754	990139.8	-14.7
Între 5 și 15 mii	199424.6	98960	-10.2	1852016	1055737	-11.7
Între 15 și 50 mii	221887.9	119235.9	-0.1	1923162	1074705	-8.3
Între 50 și 150 mii	235578.5	125230.8	6.1	2236245	1463498	6.7
Între 150 și 500 mii	247895.7	129210.8	11.6	2314794	1437255	10.4
Peste 500 mii	250175.2	145214.3	12.6	2563055	1941683	22.3
Regiunea						
Nord – Est	207491.4	112505.6	-6.6	1980868	1190577	-5.5
Sud – Est	228435.9	118490	2.9	2201237	1347298	5.0
Sud	213378.2	104398.2	-3.9	2000498	1269107	-4.6
Sud – Vest	229993	117462.9	3.6	2197942	1325289	4.9
Vest	238601	144268.6	7.4	2140937	1342003	2.1
Nord – Vest	217812.9	111324.4	-1.9	1981792	1250411	-5.5
Centru	208517.5	106228.2	-6.1	1909022	1124325	-8.9
București	246025.7	141014.8	10.8	2484889	1876151	18.5

Sursa: Calculele autorului.

Notă: *) Salariul mediu lunar la data interviului, exprimat în lei.

3. Metodologia măsurării diferențelor salariale

Această secțiune prezintă o descriere sumară a metodologiei folosite pentru investigarea determinantilor câștigurilor salariale. În teoria economică a pieței muncii se folosesc două metodologii diferite pentru măsurarea și explicarea diferenței între salariile plătite bărbaților și cele plătite femeilor. Cele două metode se bazează pe ideea că dacă bărbații și femeile sunt identici din punct de vedere al pieței muncii, echivalent cu a spune că au productivități similare, în cazul în care nu există discriminare pe motiv de sex, femeile și bărbații ar trebui să fie plătiți egal, în condițiile în care se aplică aceeași schemă de plată.

Dacă considerăm că salariile diferitelor grupuri variază funcție de caracteristici, fie ale locului de muncă sau ale angajatului (un prim factor), fie datorită prezenței discriminării (un al doilea factor), prin izolarea celor două efecte ar trebui să reușim să calculăm gradul și direcția discriminării. În practică însă împărțirea între cele două efecte nu este infailibilă, iar diferența estimată este în general sensibilă la metoda de estimare folosită, așa cum vom arăta în continuare.

Prima metodă[§] constă în rularea unei regresii liniare simple a veniturilor raportate la un vector de caracteristici ale pieței muncii și personale ale tuturor indivizilor, bărbați și femei, din baza de date, incluzând în același timp o variabilă de tip dummy care indică sexul persoanei. Regresia ia în general forma unei funcții a câștigurilor (earnings function) cu următoarea specificație:

$$\ln(W_i) = \alpha + \beta X_i + \gamma F_i + u_i \quad (1)$$

unde $\ln(W_i)$ este logaritmul salariului, X_i reprezintă un vector de caracteristici măsurabile personale și de capital uman, precum nivelul de școlarizare, experiența, starea civilă, numărul de copii, plus un set de caracteristici care urmăresc să capteze flexibilitatea condițiilor locale ale pieței muncii, ca de exemplu rata șomajului sau numărul de locuitori al zonei de reședință. De asemenea, X_i poate conține un grup de variabile dummy, care urmăresc să capteze componentele salariului care sunt specifice locului de muncă, cum ar fi rentele specifice ramurei industriale de activitate. Acestea includ variabile dummy pentru ramura de activitate, poziția și mărimea companiei, forma sa legală sau forma de proprietate. În final, F_i este o variabilă dummy care ia valoarea 0 dacă angajatul este bărbat, și 1 dacă salariatul este femeie.

În acest cadru, simplificând, coeficientul γ din fața variabilei F_i este considerat că măsoară nivelul discriminării pe motiv de sex. Dacă există discriminare împotriva femeilor, ne așteptăm ca coeficientul γ să fie negativ. În realitate, F_i capturează toate caracteristicile care pot fi asociate cu femeile și nu cu bărbații, din următoarele motive. Din punct de vedere econometric, scriind ecuația (1) sub forma prezentată mai sus,

[§] Exemple unde regresii simple liniare sunt folosite în estimarea discriminării includ Killingsworth (1990) și Beller (1984).

presupunem a priori că nu există corelație între F_i și eroarea u_i . (Reamintim că eroarea capturează efectul tuturor variabilelor neobservate și/sau nemăsurate care influențează salariul.) Deci, în cazul în care există corelație între u_i și F_i estimatul lui γ va fi polarizat. De exemplu, în cazul în care femeile au mai multe variabile neobservabile decât bărbații pentru un vector X_i dat, atunci F_i și u_i vor fi corelate pozitiv și discriminarea va fi polarizată negativ, indicând un coeficient de discriminare mai mic decât în realitate.

Pentru a evita această problemă Oaxaca (1973) sugerează o metodă alternativă, în care două funcții ale câștigurilor cu specificații similare, una pentru bărbați și alta pentru femei, sunt estimate. După aceea rezultatele sunt comparate. Oaxaca, pe baza unui studiu a lui Becker (1957), introduce conceptul de coeficient de discriminare (D) ca o măsură a gradului de discriminare. El definește D în modul următor:

$$D = \frac{W_m / W_f - (W_m / W_f)_{d0}}{(W_m / W_f)_{d0}} \quad (2)$$

unde W_m / W_f reprezintă raportul dintre salariul măsurat al bărbaților și cel al femeilor, iar $(W_m / W_f)_{d0}$ este raportul salariului bărbaților față de cel al femeilor în cazul în care femeile și bărbații ar fi plătiți după aceleași reguli și în absența discriminării. În aceste condiții, D măsoară diferența dintre raportul salariilor observate, și deci discriminatorii, ca proporție din raportul salariilor care ar fi fost plătite în absența discriminării. Dacă W_m / W_f este egal cu $(W_m / W_f)_{d0}$, atunci D este egal cu zero, adică nu există discriminare din punctul de vedere al pieței muncii. Ecuația (2) sugerează că estimarea lui D înseamnă de fapt estimarea fracției $(W_m / W_f)_{d0}$.

Expresia de mai sus poate fi scrisă sub formă logaritmică astfel:

$$\ln(D+1) = \ln(W_m / W_f) - \ln(W_m / W_f)_{d0} \quad (3)$$

Oaxaca își bazează procedura de estimare pe o ipoteză importantă. El consideră că bărbații și femeile sunt două tipuri de forță de muncă care pot fi substituibili perfect, adică de productivitate similară. Dacă această ipoteză este adevărată atunci, în absența discriminării pe motiv de sex, avem una din următoarele două situații: 1) grila de salarii

care se aplică bărbaților se aplică și femeilor, sau 2) structura de salarii care se aplică femeilor este valabilă și pentru bărbați. Aceasta înseamnă că, dacă piața discriminează împotriva femeilor care au productivitate egală cu bărbații, ar trebui să ne așteptăm ca pentru locuri de muncă similare, bărbații să primesc *sistematic* salarii mai mari decât femeile.

Metodologia se bazează pe descompunerea salariului indivizilor din baza de date în componente distincte asociate variabilelor explicative. Descompunerea își are rădăcinile în așa numita funcție a câștigurilor *minceriană*^{**}, suplimentată de un set de variabile dummy folosite pentru a captura efectele specifice locului de muncă. Ca și mai înainte, se rulează o regresie liniară separat pentru femeile și pentru bărbații din baza de date. Regresia are forma următoare:

$$\ln(W_i) = \alpha + \beta X_i + u_i \quad (4)$$

unde W_i este salariul lunar al lucrătorului nr i , X_i este vectorul de caracteristici măsurabile asociate lucrătorului nr. i , β este vectorul coeficienților de estimat, și u_i sunt reziduurile.

Similar lui Oaxaca, definim diferența dintre salariile medii lunare ale bărbaților (\bar{W}_m) și ale femeilor (\bar{W}_f) din baza de date ca fiind raportul:

$$G = \frac{\bar{W}_m - \bar{W}_f}{\bar{W}_f} \quad (5)$$

Rescriind sub formă logaritmică, obținem:

$$\ln(G+1) = \ln(\bar{W}_m) - \ln(\bar{W}_f) \quad (5')$$

Conform proprietăților celor mai mici pătrate următoarele identități sunt adevărate:

$$\ln(\bar{W}_m) = \hat{\beta}_m \bar{X}_m \quad (6)$$

^{**} Mincer (1974)

$$\ln(\bar{W}_f) = \hat{\beta}_f \bar{X}_f \quad (7)$$

unde $\hat{\beta}_m$, $\hat{\beta}_f$ sunt vectorii estimați ai coeficienților regresiiilor, iar \bar{X}_m , \bar{X}_f reprezintă vectorii mediilor variabilelor explicative pentru cele două categorii, bărbați respectiv femei.

Substituind (6) și (7) în (5'), expresia devine:

$$\ln(G+1) = \hat{\beta}_m \bar{X}_m - \hat{\beta}_f \bar{X}_f \quad (8)$$

În contextul în care ne interesează să explicăm diferențele în salarii prin diferențe în caracteristici, (X's), notăm:

$$\Delta\hat{\beta} = \hat{\beta}_f - \hat{\beta}_m \quad (9)$$

și

$$\Delta\bar{X} = \bar{X}_m - \bar{X}_f \quad (10)$$

Substituind în (8), diferența dintre salarii devine:

$$\ln(G+1) = \hat{\beta}_f \Delta\bar{X} - \Delta\hat{\beta} \bar{X}_m \quad (11)$$

Reamintindu-ne ipoteza că, în absența discriminării, structura aplicată la stabilirea salariului pentru bărbați ar fi identică cu cea pentru femei, se poate arăta că descompunerea diferențelor salariale între efectul estimat al diferențelor datorat caracteristicilor individuale și cel datorat prezenței discriminării între femei și bărbați, se poate scrie ca:

$$\ln\left(\frac{\hat{W}_m}{\hat{W}_f}\right)_{d0} = \hat{\beta}_m \Delta\bar{X} \quad (12)$$

și

$$\ln(D+1) = -\Delta\hat{\beta} \bar{X}_f \quad (13)$$

Similar, în cazul ipotezei că structura aplicată la stabilirea salariului femeilor se aplică și bărbaților, în absența discriminării, descompunerea arată în felul următor:

$$\ln \left(\frac{\hat{W}_m}{\hat{W}_f} \right)_{d0} = \hat{\beta}_f \Delta\bar{X} \quad (14)$$

și

$$\ln(D+1) = -\Delta\hat{\beta} \bar{X}_m \quad (15)$$

Deși (12), (13) și (14), (15) măsoară în teorie același lucru, adică discriminarea, este clar că, în practică, vor exista diferențe între valorile celor doi estimați. Aceste diferențe apar datorită faptului că informațiile care intră în cele două regresii sunt diferite. De aceea, metodologia prezentată oferă nu o singură valoare pentru discriminare, ci un interval de posibile valori.

4. Procedura de estimare și rezultate

Vom începe analiza veniturilor printr-o specificație foarte simplă a funcției câștigurilor. În tabelele următoare, **Tabelul 4-1** și **Tabelul 4-2**, am prezentat rezultatele modelului classic mincerian al funcției câștigurilor având ca variabile independente introduse numai experiența *potențială* și nivelul de educație absolvit pentru anul 1995 respectiv 2000. Variabila dependentă este logaritmul salariului raportat. Variabila experiență potențială, care nu este raportată direct, a fost construită în stilul classic:

Experiența = Vârsta – Număr de ani de școală – Vârsta de începere a școlii

În România copii încep în general școala la 7 ani. Vârsta și numărul de ani de școală absolviți sunt variabile discrete, măsurate în ani. Prin construirea variabilei experiență în

acest mod presupunem că nu există perioade în care persoana investigată nu lucrează și că devine angajat imediat după terminarea școlii. Ultimul nivel de educație absolvit este, de asemenea, printre variabilele explicative. În cadrul bazei de date nu se poate distinge între diferitele forme de educație. În cazul prezentei analize, a discriminării pe motive de sex, această problemă nu introduce însă polarizarea estimatorilor, deoarece în România nu sunt restricții legate de accesul la educație al diferitelor sexe. Datele de la nivel macroeconomic sugerează că structura populației pe tipuri de educație este similară pentru cele două sexe.

Tabelul 4-1 Funcția minceriană a câștigurilor pentru anul 1995.

1995	Bărbați		Femei		Bărbați-Femei	
	Coefficient	t-value	Coefficient	t-value	D-coeficient	t-value
Experiență	0.019419	10.75	0.014923	7.83	0.004496	1.712166
Experiență pătrat	-0.00029	-7.21	-0.00012	-2.62	-0.00017	-2.6698
Educație	0.059572	33.96	0.071893	37.41	-0.01232	-4.73552
Căsătorit	0.093917	6.58	0.018211	1.49	0.075706	4.028887
Constantă	11.33883	419.81	11.02592	365.97	0.31291	7.733362

Sursa: Calculele autorului.

Tabelul 4-2 Funcția minceriană a câștigurilor pentru anul 2000.

	Bărbați		Femei		Bărbați-Femei	
	Coefficient	t-value	Coefficient	t-value	D-coeficient	t-value
Experiență	0.029032	11.19	0.031016	12.72	-0.00198	-0.55701
Experiență pătrat	-0.00049	-8.29	-0.00046	-7.4	-2.9E-05	-0.33906
Educație	0.083016	36.87	0.097562	40.7	-0.01455	-4.42297
Căsătorit	0.163853	9.33	-0.01847	-1.33	0.182327	8.142805
Constantă	13.14214	371.82	12.79941	346.28	0.34273	6.701499

Sursa: Calculele autorului.

Coeficientul variabilei educație este aproximativ 6% pentru bărbați și puțin mai mare pentru femei, respectiv 7%. Aceste cifre sunt ceva mai mici decât coeficienții

corespunzători pentru țările dezvoltate. Conform definiției, coeficientul educației cuantifică creșterea veniturilor datorată unui an adițional de școală. Prin comparație, rata de rentabilitate a educației în lucrarea de referință a lui Mincer din 1974 este de 10.7%. Diferențele între coeficienți indică faptul că în România în prezent educația superioară, pe de-o parte, este benefică pentru o persoană feminină în sensul că impactul pozitiv asupra salariului acestei este mai mare decât în cazul bărbaților, contribuind la reducerea discepanțelor, și, pe de altă parte, sugerează că avantajul material suplimentar pe care îl aduce este încă inferior decât în țările dezvoltate unde, un an în plus în școală ridică salariul individului cu peste 10%.

Următoarea variabilă de interes este experiența. În studiul lui Mincer^{††} coeficientul acestei variabile era în jur de 8%, în timp ce în cazul analizei noastre coeficienții obținuți variază între 1.5% și 3.1%. Deci, dacă în cazul studiului lui Mincer, un an în plus de experiență crește salariul cu 8%, în cazul României un an în plus duce la creșterea salariului cu maximum 3%. În plus, includerea printre regresori a pătratului experienței, în scopul capturării diminuării importanței experienței cu timpul, indică faptul că în țările dezvoltate efectul experienței este maxim cam în jur de după 30 de ani de muncă, după care începe să scadă până la vârsta de pensionare (Psacharopoulos and Layard, 1979). În România coeficientul pătratului experienței indică un efect maxim al experienței la o vechime în muncă tot de 30 de ani. Studii anterior efectuate indicau irelevanța acestui fenomen (numit *vintage*) în cazul României pentru că efectul maxim al experienței asupra salariului se realiza după aproximativ 46 ani de serviciu, ceea ce depășirea vârstei de pensionare pentru majoritatea persoanelor.

O altă variabilă cu impact în regresie este starea civilă. Analiza arată că bărbații căsătoriți primesc salarii mai mari decât cei necăsătoriți pe medie cu 10% în 1995, diferența crescând la 16% în 2000, în timp ce femeile căsătorite primesc salarii cu aproximativ 2% mai mici decât cele necăsătorite. Această fapt pare să indice o penalizare a femeilor căsătorite, deci un posibil caz de discriminare, dar și o eventuală segregare ocupațională,

^{††} Mincer folosește un eșantion de bărbați rezidenți în zone urbane, care nu sunt studenți și care au vârsta de sub 65 de ani.

unde femeile căsătorite au opțiuni limitate de angajare în condițiile unei piețe de muncă inelastice, fiind dispuse la compromisuri salariale.

4.1. Analiza determinanților salariului

Pentru a studia în detaliu determinanții câștigurilor în România am complicat ecuația minceriană a salariului prezentată anterior prin adăugarea de variabile pe care le considerăm relevante pentru analiză. În paralel, se estimează și gradul de discriminare folosind ambele metode prezentate în secțiunea anterioară. În primul rând, rulăm regresia definită de ecuația (1) pentru toate persoanele din baza de date, incluzând o variabilă dummy pentru bărbați așa cum am definit-o anterior, după care rulăm ecuații cu specificații similare separat pentru bărbați și femei. Rezultatele sunt prezentate în Tabelul 4-3 și Tabelul 4-4. Specificația standard a funcției de câștig are de data aceasta forma următoare:

$$\ln(W) = \alpha + \beta_1 GHK + \beta_2 IND + \beta_3 OCC + \beta_4 LF + \beta_5 POP + \beta_6 REG \quad (16)$$

unde regresorii sunt:

GHK – este un vector care conține caracteristici individuale, incluzând în principal variabile de capital uman;

IND – este un vector care conține variabile dummy ale ramurii de activitate;

OCC – este un vector care conține variabile dummy ale ocupației;

LF – este un vector care conține variabile dummy ale formei legale de înregistrare a companiei;

POP – este un vector care conține variabile dummy ale numărului de locuitori ai zonei de reședință a individului;

REG – este un vector de variabile dummy ale regiunilor.

α, β_i – sunt vectorii coeficienților de estimat.

Atât erorile cât și regresorii satisfac toate ipotezele standard necesare pentru estimarea ecuației prin metoda celor mai mici pătrate (OLS).

Să ne oprim o clipă în acest stadiu asupra ipotezei implicite în relația de mai sus a lipsei de corelație între variabila dummy a ramurei industriale și variabila dummy a ocupației, ambele presupuse ca fiind variabile independente. Nu poate fi negat faptul că ocupația ar putea conține capital uman specific unei ramuri industriale și viceversa și deci că granița dintre ocupație și sectorul de activitate este neclară. Prin includerea lor simultan în ecuație însă intenționăm să captăm componenta salariului care este specifică locului de muncă, pe care nici coeficientul ramurii industriale, nici al ocupației nu îl pot surprinde independent unul de altul. Care este capitalul uman specific unui loc de muncă și cum poate fi acesta măsurat este un subiect în continuă dezbateră în literatura de specialitate, pe care nu ne propunem să-l comentăm pentru că depășește subiectul capitolului. Prin alegerea specificației modelului menționată anterior dezvoltăm ideea sugerată de evidența empirică că indivizi identici din punct de vedere al pieței muncii sunt plătiți diferit din motive diferite, altele decât pentru compensarea diferențelor între natura locurilor de muncă^{††}. Remunerația persoanelor similare din perspectiva pieței muncii diferă în funcție de ramura de activitate, forma de proprietate, poziția firmei angajatoare, etc.. Aceasta este ceea ce încercăm să punem în evidență prin specificația aleasă. În plus, testele statistice și econometrice aplicate datelor nu au indicat existența unei corelații puternice între variabilele explicative.

Rezultatele obținute în urma estimării ecuației (16) pentru bărbați și pentru femei sunt prezentate în Tabelul 4-3 și Tabelul 4-4.

Tabelul 4-3 Funcția de câștig pentru bărbați și femei pentru anul 1995.

1995	Bărbați		Femei		Bărbați-Femei	
	Coeficient	t-value	Coeficient	t-value	Coeficient	t-value
Experiență	0.0220	13.83	0.0154	9.10	0.0066	2.84

^{††} Vezi de exemplu Layard *et al.* (1993) pentru o discuție detaliată legată de determinanții salariului.

Experiență pătrat	-0.0004	-10.22	-0.0002	-4.31	-0.0002	-3.28
Număr ani de școală	0.0318	13.96	0.0337	12.90	-0.0019	-0.55
Căsătorit	0.0696	5.56	0.0184	1.72	0.0512	3.11
Activitate: Industria manufacturieră este categoria omisă (de referință)						
Agricultură	-0.0844	-3.91	-0.0766	-2.84	-0.0078	-0.23
Industria extractivă	0.5140	22.61	0.2875	7.68	0.2265	5.17
Electricitate, apă, gaz	0.2128	10.7	0.1694	5.67	0.0434	1.21
Construcții	0.0012	0.08	0.0432	1.69	-0.0421	-1.43
Comerț, hoteluri, restaurante	-0.0227	-1.04	-0.0934	-4.92	0.0707	2.44
Transport, stocare, comunicații	0.0810	5.5	0.1294	5.86	-0.0483	-1.82
Finanțe, bănci, asigurări	0.1028	2.5	0.1632	6	-0.0604	-1.22
Intermedieri imobiliare	-0.1427	-2.88	-0.0246	-0.43	-0.1181	-1.56
Administrație publică, apărare	0.0663	3.37	-0.0664	-2.51	0.1327	4.03
Educație	-0.2390	-9.73	-0.2246	-12.33	-0.0144	-0.47
Sănătate și asistență socială	-0.2474	-8.11	-0.1570	-8.58	-0.0904	-2.54
Alte servicii sociale și personale	-0.0982	-4.43	-0.1557	-7.11	0.0575	1.84
Activități casnice	-0.1897	-1.62	-0.2447	-2.08	0.0550	0.33
Activități ale organizațiilor internaționale	0.2993	2.44	0.1906	1.17	0.1087	0.53
Ocupația: Muncitori calificați este categoria omisă						
Politicieni, înalți funcționari	0.4810	16.45	0.5127	10.19	-0.0317	-0.54
Specialiști cu ocupații intelectuale și științifice	0.2615	13.42	0.3899	16.77	-0.1284	-4.23
Technicieni și asimilați	0.1267	7.79	0.2001	11.15	-0.0734	-3.03
Funcționari administrativi	-0.0203	-0.79	0.1477	8.92	-0.1680	-5.49
Lucrători operativi în servicii și comerț	-0.1622	-7.47	-0.0256	-1.34	-0.1366	-4.72
Agricultori	-0.0102	-0.16	-0.0433	-0.73	0.0331	0.38
Operatori pe instalații și mașini	0.0574	4.53	0.1325	7.4	-0.0751	-3.42
Lucrători necalificați	-0.1535	-7.42	-0.1101	-5.87	-0.0434	-1.55
Forțe armate	0.3986	12.68	0.3996	2.83	-0.0010	-0.01
Forma de proprietate a companiei: firmă de stat este categoria omisă						
Firmă privată	-0.0230	-1.64	0.0052	0.37	-0.0282	-1.42
Firmă mixtă	0.0277	0.96	0.0521	1.8	-0.0244	-0.60
Cooperativă	-0.2728	-5.67	-0.2829	-8.78	0.0101	0.17
Altele	-0.0128	-0.15	-0.3372	-2.65	0.3244	2.12
Nationalitatea: român este categoria omisă						
Maghiar	-0.0340	-1.83	-0.0343	-1.84	0.0003	0.01
Roma	-0.0276	-0.41	0.0232	0.25	-0.0508	-0.44
German	-0.0344	-0.4	-0.0231	-0.22	-0.0114	-0.08
Alta	-0.0506	-1.02	-0.0598	-0.93	0.0092	0.11
Populația localității de reședință: între 15 și 50 mii locuitori este categoria omisă						
Sub 5 mii	-0.2172	-3.32	-0.4404	-4.84	0.2232	1.99
Între 5 și 15 mii	-0.0192	-1.15	0.0275	1.56	-0.0467	-1.92
Între 50 și 150 mii	0.0271	2.04	0.0293	2.12	-0.0022	-0.11
Între 150 și 500 mii	0.0865	7.07	0.0819	6.48	0.0046	0.26
Peste 500 mii	-0.0797	-1.1	-0.2067	-2.72	0.1270	1.21
Regiunea: Nord - Est este categoria omisă						
Sud - Est	0.1304	8	0.0670	4.03	0.0634	2.72

Sud	0.0859	5.21	0.0570	3.33	0.0289	1.21
Sud – Vest	0.1110	6.38	0.0753	4.22	0.0357	1.43
Vest	0.1609	8.95	0.0993	5.45	0.0616	2.41
Nord – Vest	0.0940	5.48	0.0700	4.08	0.0241	0.99
Centru	0.0757	4.53	0.0928	5.53	-0.0171	-0.72
București	0.2627	3.6	0.3328	4.35	-0.0701	-0.66
Constantă	11.2946	311.2	11.1471	283.1	0.1474	2.75
Număr de observații	8640		7397			
R-pătrat	0.37		0.37			

Sursa: Calculele autorului.

Tabelul 4-4 Funcția de câștig pentru bărbați și femei pentru anul 2000.

2000	Bărbați		Femei		Bărbați-Femei	
	Coeficient	t-value	Coeficient	t-value	Coeficient	t-value
Experiență	0.0274	11.85	0.0276	12.87	-0.0002	-0.08
Experiență pătrat	-0.0005	-8.84	-0.0004	-7.99	0.0000	-0.34
Număr ani de școală	0.0469	14.49	0.0409	11.52	0.0061	1.26
Căsătorit	0.1106	7.05	-0.0251	-2.08	0.1357	6.85
Activitate: Industria manufacturieră este categoria omisă (de referință)						
Agricultură	-0.1438	-4.56	-0.0750	-1.98	-0.0688	-1.40
Industria extractivă	0.4113	12.04	0.2264	4.51	0.1850	3.05
Electricitate, apă, gaz	0.1796	7.08	0.1721	4.92	0.0075	0.17
Construcții	-0.0357	-1.78	-0.0654	-1.74	0.0298	0.70
Comerț, hoteluri, restaurante	-0.0998	-4.37	-0.1128	-5.5	0.0129	0.42
Transport, stocare, comunicații	0.0201	1.07	0.1325	4.94	-0.1123	-3.43
Finanțe, bănci, asigurări	0.0410	0.82	0.1841	5.71	-0.1430	-2.40
Intermedieri imobiliare	-0.0526	-0.97	0.0156	0.28	-0.0682	-0.88
Administrație publică, apărare	0.0585	2.2	-0.0770	-2.6	0.1355	3.40
Educație	-0.2632	-8.33	-0.1805	-7.54	-0.0826	-2.08
Sănătate și asistență socială	-0.1488	-4.12	-0.0764	-3.33	-0.0724	-1.69
Alte servicii sociale și personale	-0.1404	-5.87	-0.1522	-6.16	0.0118	0.34
Activități casnice	-0.3789	-1.55	-0.1316	-0.88	-0.2473	-0.86
Activități ale organizațiilor internaționale	-0.1136	-0.27	0.1840	0.89	-0.2976	-0.63
Ocupația: Muncitori calificați este categoria omisă						
Politicieni, înalți funcționari	0.5263	13.1	0.7761	13.21	-0.2498	-3.51
Specialiști cu ocupații intelectuale și științifice	0.2665	10.26	0.3876	13.48	-0.1211	-3.12
Technicieni și asimilați	0.1299	6.13	0.2113	9.63	-0.0813	-2.67
Funcționari administrativi	0.0435	1.39	0.1274	6.06	-0.0839	-2.22
Lucrători operativi în servicii și comerț	-0.0881	-3.6	-0.1050	-4.88	0.0168	0.52
Agricultori	-0.0998	-1.01	-0.1956	-2.04	0.0958	0.70
Operatori pe instalații și mașini	0.0474	2.82	0.1288	5.42	-0.0814	-2.80
Lucrători necalificați	-0.2659	-10.6	-0.2094	-9.4	-0.0565	-1.68
Forțe armate	0.4631	11.88	0.4468	3.98	0.0163	0.14
Forma de proprietate a companiei: firmă de stat este categoria omisă						

Firmă privată	-0.0600	-4.4	-0.0275	-1.91	-0.0325	-1.64
Firmă mixtă	0.0250	1.36	0.0270	1.34	-0.0019	-0.07
Cooperativă	-0.3852	-6.13	-0.2036	-5.12	-0.1816	-2.44
Publică de interes național și local	-0.0013	-0.05	0.0363	1.59	-0.0376	-1.10
Altele	0.0048	0.04	-0.0916	-0.76	0.0965	0.56
Nationalitatea: român este categoria omisă						
Maghiar	-0.0449	-1.93	0.0262	1.24	-0.0711	-2.26
Rroma	0.0593	0.72	0.0207	0.26	0.0386	0.34
German	0.3149	2.9	0.1267	1.47	0.1881	1.36
Alta	0.0224	0.38	-0.0436	-0.54	0.0659	0.66
Populația localității de reședință: între 15 și 50 mii locuitori este categoria omisă						
Sub 5 mii	-0.1135	-1.06	-0.0208	-0.23	-0.0927	-0.66
Între 5 și 15 mii	0.0202	1.01	-0.0201	-1.01	0.0403	1.43
Între 50 și 150 mii	0.0613	3.76	0.0688	4.39	-0.0075	-0.33
Între 150 și 500 mii	0.1202	7.67	0.0810	5.35	0.0392	1.80
Peste 500 mii	0.0319	0.26	-0.0037	-0.02	0.0357	0.16
Regiunea: Nord - Est este categoria omisă						
Sud – Est	0.0918	4.45	0.0163	0.83	0.0756	2.66
Sud	0.0171	0.84	-0.0304	-1.55	0.0475	1.68
Sud – Vest	0.0913	4.41	0.0038	0.19	0.0875	3.03
Vest	0.0702	3.2	0.0120	0.58	0.0582	1.93
Nord – Vest	0.0348	1.66	0.0152	0.77	0.0196	0.68
Centru	0.0239	1.12	-0.0081	-0.41	0.0320	1.10
București	0.2191	1.79	0.1781	1.1	0.0410	0.20
Constanța	13.3295	275	13.2287	262.2	0.1008	1.44
Număr de observații	6540		6214			
R-pătrat	0.4117		0.4326			

Sursa: Calculele autorului.

Variabile incluse în modelul de mai sus sunt prezentate în detaliu în cele ce urmează. Așa cum am spus, vectorul *GHK* include variabilele de capital uman minceriene standard, împreună cu anumite caracteristici individuale precum starea civilă sau naționalitatea. Variabila starea civilă este o variabilă dummy, care ia valoarea 1 pentru persoanele căsătorite și este zero în rest. Se constată din tabel că starea civilă căsătorit crește semnificativ salariul în cazul bărbaților, de la 7%, în 1995, la 11% în 2000. La femei, situația nu este tot atât de clară. În anul 1995 coeficientul este pozitiv, dar nesemnificativ diferit de zero, în timp ce în 2000, este negativ și semnificativ. Alte studii, efectuate în străinătate, au găsit coeficienți cu semne similare. Explicația dată acestui fenomen este legată de percepția angajatorilor, bazată în principal pe experiență, că bărbații căsătoriți

tratează cu mai multă seriozitate obligațiile de serviciu, datorită în primul rând responsabilităților pe care întemeierea unei familii le implică. În cazul femeilor, percepția angajatorilor este diferită, căsătoria indicând o anumită dorință de întemeiere unei familii, cu tot ceea ce implică, cum ar fi concedii de maternitate, ore suplimentare mai puține, etc.. Pe scurt, femeile cu familii sunt mai greu de motivat pentru a-și petrece timp peste orele de program la locul de muncă și sunt predestinate ca mai devreme sau mai târziu să beneficieze de concediu de maternitate. O ipoteză compatibilă cu aceste rezultate este că, în condițiile în care legislația României garantează femeii o perioadă de până la 2 ani de zile concediu de îngrijirea copilului, iar în primele luni, cât timp beneficiază de concediu medical, angajatorul trebuie să plătească concediul medical, deoarece angajatorul nu poate diferenția ex ante între femeile care doresc să-și întemeieze o familie și cele care nu, va introduce o diferență de tratament între bărbați și femei, care se reflectă în salarii diferite.

Naționalitatea este o altă variabilă dummy care apare în ecuație. Categoria omisă este naționalitatea română. În ecuația cu datele din anul 1995 se observă că toate celelalte naționalități au coeficienți negativi, dar nici unul dintre aceștia nu este semnificativ. În cazul ecuației pentru anul 2000, se constată o discriminare pozitivă pentru bărbații de etnie germană, coeficientul fiind de asemenea pozitiv în cazul femeilor germane, dar ne semnificativ. Se păstrează tendința de coeficienți negativi pentru persoanele de etnie maghiară de sex masculin. În rest, coeficienții sunt ne semnificativi. Coeficienții semnificativi, negativi sau pozitivi, asociați unor anumite etnii pot capta fenomene care nu au nimic de a face cu discriminarea. Acești coeficienți pot de exemplu să surprindă fenomene legate de piața muncii în zonele cu populație majoritară din etnia respectivă. Astfel, un șomaj mai mare, locuri de muncă mai puține și mai prost plătite într-o zonă cu populație majoritară de origine maghiară ar duce la un coeficient negativ, chiar în absența discriminării împotriva acestei etnii. Este interesant că în cazul rromilor nu se constată coeficienți semnificativi diferiți de zero, iar în anul 2000 aceștia sunt pozitivi, infirmând ipoteza încetățenită că rromii sunt discriminați din punct de vedere al salariului. În general, studii efectuate pentru țări ca Republica Cehă, Slovacia au găsit că etnicii rromi sunt plătiți cu salarii care pot fi cu până la 50% sub salariul persoanelor similare, dar de naționalități diferite.

Regresia cuprinde și variabile dummy pentru domeniul de activitate. În Tabelul 4-3 și Tabelul 4-4 sunt incluse 14 domenii de activitate, iar industria manufacturieră este categoria omisă (de referință). Aceste variabile dummy au fost introduse pentru a capta componenta din salariu care se datorează rentelor specifice diferitelor domenii de activitate. Două motive ne fac să credem că o mare parte din salariu este format din rentele date de domeniul de activitate. Primul motiv se referă la histeresis-ul, sau inerției, care există în piața muncii - anumite domenii plătesc rente simplu deoarece au plătit și în timpul comunismului. Nu este un secret faptul că structura salariilor în țările socialiste avea o legătură limitată cu productivitate muncii, reflectând preferințe politice și favoruri, cu o înclinare către industria grea, ramură intensivă în forță de muncă, percepută ca o emblemă a “societății proletare” (Kornai, 1992). Salariile erau stabilite conform unor algoritmi complicați și greu de înțeles, în care bonusurile și sporurile oferite jucau un rol important. În mod tradițional industria grea, cum ar fi cea extractivă, obișnuia să plătească salarii peste medie, deși în multe cazuri distrugeau valoare în loc să o creeze. După prăbușirea sistemului socialist, însă, a devenit din ce în ce mai dificil pentru industriile favorizate să-și păstreze privilegiile în contextual scăderii producției, a prăbușirii CAER-ului și a creșterii competiției externe sau venind din sectorul privat, astfel încât uneori a fost nevoie de metode de protest violente pentru a și le menține.

Ajustarea salariilor la nivele corelate cu productivitatea depinde în general de câțiva factori. În primul rând, descentralizarea, liberalizarea prețurilor, și deschiderea economiei către competiția externă tind să reducă diferențele între salarii, iar viteza de ajustare depinde de influența deținută încă de industria respectivă. Ne așteptăm ca industriile compacte, solidare, ca de exemplu cea extractivă să fie mai dificil de reformat și deci să-și rețină o parte din privilegii, ca de exemplu subvențiile, pe termen mai lung decât sectoarele atomizate, ca de exemplu textilele.

Al doilea motiv pentru care industriile plătesc rente este legat de fenomenul de monopol. Structura pieței produsului este de asemenea importantă pentru determinarea structurii salariului, deoarece o margine de profit mare se poate concretiza în salarii mari. În multe piețe ale țărilor ex-socialiste numărul producătorilor este încă redus, iar industriile sunt integrate atât vertical cât și orizontal. Dezvoltarea industrială era planificată de la centru

în anii comunismului, iar principiul de bază era necesitatea de a acoperi nevoile economice ale țării precum și cele ale populației. Datorită structurii economice, cu prețuri fixate de la centru, nu a fost necesar să se implementeze o politică competitivă coerentă. Eliminarea controlului prețurilor asociat cu reformele post-comuniste a permis ca atare anumitor întreprinderi să se comporte ca monopoluri, folosindu-se de poziția privilegiată pe care o dețineau și de numărul redus de competitori. Chiar și în ramurile de activitate unde intrarea noilor firme este ușoară, ca de exemplu industria alimentară, există un număr limitat de producători, astfel că firmele pot să se comporte ca monopoluri. Din acest motiv ne așteptăm să observăm diferențe mari de salarii între domeniile de activitate monopoliste și celelalte.

În aceste condiții, variabile dummy sunt introduse ca să capteze gradul în care procesul de reformă și restructurare a afectat distribuția salarială. Din Tabelul 4-3 și Tabelul 4-4 se constată că industria extractivă și-a menținut statutul favorizat în 1995 și, surprinzător, chiar în 2000. Acesta plătește salarii cu 40% mai mari decât industria prelucrătoare (care este categoria omisă), în cazul bărbaților și cu “doar” 22% în cazul femeilor. Dacă procesul de reformă în această industrie a constat în principal în închiderea minelor și scăderea numărului de angajați, nu pare a se fi umblat aproape de loc la corelarea salariilor, care sunt foarte mari în comparație cu ce primesc celelalte categorii de salariați, cu productivitatea. Industria extractivă rămâne în continuare cea mai bine plătită ramură de activitate industrială. Un motiv care ar explica de ce industria minieră rămâne pe locul întâi în materie de salarii este legat de fenomenul de histeresis, adică de influența pe care această industrie puternic sindicalizată și solidarizată o are asupra clasei politice. O altă ramură de activitate care plătește salarii semnificativ peste media industriei este alcătuită în principal din regiile autonome, ca cea de electricitate, apă și gaz, unde salariații primesc pe medie retribuții cu 20% mai mari decât industria prelucrătoare. În cazul regiilor, responsabile de salariile mari pe care acestea le practică sunt poziția și comportamentul de monopol ale acestora. Altă ramură de activitate cu salarii mari este sectorul finanțe-bănci. Spre deosebire de cele două ramuri menționate anterior, care au moștenit salarii crescute din perioada comunistă, domeniul finanțe-bănci este o ramură de activitate care s-a dezvoltat relativ recent. În cadrul sectorului de servicii, finanțe-bănci este activitatea care s-a dezvoltat cel mai repede, datorită lipsei acute de intermediari

financiar-bancari moștenite din perioada comunistă. Alte ramurii de activitate cu salarii mari sunt transportul și comunicațiile, și administrația publică și apărarea. În rest, marea majoritate a domeniilor de activitate plătesc salarii mai mici decât cele din industria prelucrătoare. Comerțul, hotelurile și restaurantele, sectoarele publice ca învățământul, sănătatea și serviciile de asistență socială și activitățile casnice remunerează personalul angajat cu între 10% până la 25% sub industria prelucrătoare^{§§}. În condițiile unei rigidități importante a cheltuielilor publice și a existenței unor deficite bugetare constante și în general semnificative, mai ales datorită necolectării veniturilor bugetare și a unui fond de pensii în deficit cronic, cele mai greu lovite activități sunt cele finanțate de la buget. Astfel, sănătatea și învățământul rămân permanent în urmă, atât din punct de vedere a salariilor, cât și din punct de vedere a finanțării activității propriuzise, ca proporție în PIB. În aceste condiții, rezultatele tabelului nu surprind de loc - salariile în învățământ și sănătate sunt cu aproximativ 24% sub cele din industria prelucrătoare, în anul 1995, pentru bărbați, în timp ce în 2000, situația se îmbunătățește oarecum, diferența față de medie pentru salariile din sănătate scăzând la 15%.

Un alt set de variabile dummy utilizat este cel care definește profesia salariatului (ocupația). Au fost incluse în regresie 10 grupuri profesionale, cea omisă fiind personalul calificat. Ca o caracteristică generală, majoritatea profesiilor care necesită calificări sunt plătite peste cele care nu necesită calificări, cu excepția lucrătorilor operativi în servicii, comerț și asimilați, al căror salariu este mai mic cu 16% în 1995. Așa cum este detaliat în anexă, categoria de lucrători operativi în comerț conține personal din servicii. Această activitate nu este într-adevăr preponderent productivă, dar este totuși surprinzător nivelul de salarizare care se situează la același nivel cu cel al muncitorilor necalificați, nesugerând un efort evident de a atrage personal spre această activitate, așa cum ne-am aștepta în cazul în care procesul de restructurare ar fi în plină desfășurare. În anul 2000 însă situația se schimbă, diferența salarială față de categoria omisă, a muncitorilor calificați, scade la 8%, în timp ce muncitorii necalificați primesc salarii cu 27% sub muncitorii calificați. Cea mai bine plătită categorie atât în anul 1995, cât și în 2000, este a

^{§§} Într-o lucrare de referință dedicată diferențelor salariale, Krueger and Summers (1988) scot în evidență discrepanțe salariale substanțiale în Statele Unite, variind între +38% în industrii petrolieră și -37% în activitățile casnice, relativ la medie.

personalului înalt calificat, adică conducători și funcționari superiori din unitățile economico-sociale și politice. Aceștia primesc salarii cu 50% peste muncitorii calificați, iar tendința este de creștere, astfel încât femeile din această categorie primesc salarii cu 77% mai mari decât media în anul 2000. Nivelul salariilor primite de personalul de conducere este sub cel primit de personalul similar din economiile dezvoltate, chiar după ce se elimină diferențele datorită formei de proprietate, indicând încă prezența principiului salariului egalitar, deși au apărut totuși semne că distribuția salariilor se mărește ***.

Angajații din cadrul forțelor armate primesc al doilea salariu ca mărime dintre categoriile prezentate, în jur de 40% peste medie în 1995, crescând la 46% în 2000. Această categorie a avut întotdeauna salarii peste altele cu funcții și studii similare, datorită specificului activității. Probabil că tendința de creștere a salariului se va menține odată cu încheierea procesului de restructurare a armatei și crearea unei armate regulate profesioniste, prin renunțarea la stagiul militar obligatoriu și introducerea sistemului de voluntariat, similar cu cel din unele țări occidentale. Specialiștii cu ocupații intelectuale și științifice primesc al treilea salariu ca mărime, cu peste 26% mai mare decât muncitorii calificați. Coeficientul este robust în timp, regăsindu-l aproape neschimbat și în ecuația din anul 2000. Acest coeficient nu este însă deosebit de mare, indicând în continuare o preferință către salarii egalitare.

Forma de proprietate a angajatorului este o altă variabilă introdusă în ecuația salariilor. Categoria omisă este cea a companiilor cu capital de stat. Se constată că salariații din companiile de stat au în general salarii peste salariații din companiile cu capital privat. Această tendință este identificată, dar nu evidentă, în ecuația din anul 1995, dar se accentuează în anul 2000, când coeficienții devin mai mici, dar și semnificativi. Astfel, un loc de muncă într-o companie cu capital de stat îți asigură un salariu cu 6% mai mare decât într-o firmă similită privată. Gruparea tuturor firmelor cu capital de stat într-o singură categorie ascunde însă prezența regiilor autonome, care plătesc salarii mult peste medie față de alte companii de stat. Din informația prezentată în AIG nu putem diferenția din păcate între cele două tipuri de companii. Dintre toate firmele surprinse în eșantion

*** Pauna (1994).

Însă cooperativele sunt entitățile care plătesc salarii cele mai scăzute, cu 30% sub salariul într-o companie de stat. Firmele cu salarii atractive sunt, așa cum era probabil de așteptat, firmele cu capital mixt, care plătesc cu până la 5% peste companiile de stat.

Studiile de specialitate arată că salariile diferă și cu zona geografică în care locuiește persoana investigată, în principal datorită condițiilor diferite ale pieței muncii. Pentru a capta diferențele geografice ale salariilor am introdus un set de 8 variabile dummy ale regiunilor. Acestea sunt: sud-est, sud, sud-vest, vest, nord-vest, centru și București, luat împreună cu zona limitrofă (sectorul Ilfov). Coeficienții variabilelor regionale indică o mare variabilitate a salariilor. Gruparea județelor este bineînțelele subiectivă, dar intenționează să se captureze similaritățile economice și demografice existente într-o regiune. Salariile cele mai mari sunt cele din București, cu până la 25% mai mari decât în zona de nord-est (Moldova), care este zona omisă. Cum Bucureștiul este centrul economic cel mai important al țării și principala destinație a investițiilor străine, nu este surprinzător nivelul salariilor mult mai ridicat în comparație cu restul țării. În rest, zona de vest a țării care, datorită proximității de vestul Europei, beneficiază de investiții străine importante și deci de oportunități de locuri de muncă superioare, oferă salarii mai mari decât restul țării, cu excepția Bucureștiului.

S-a constatat de asemenea că salariile variază și cu dimensiunea localității de reședință a persoanei intervievate. Tradițional, salarii mai mari se regăsesc în zonele cu locuitori mai mulți, *ceteris paribus*, evident datorită oportunităților mai numeroase. Acest lucru este pus în evidență și în ecuația salariilor din Tabelul 4-3 și Tabelul 4-4. Astfel, salariile sunt direct crescătoare cu numărul de locuitori. Ultima variabilă, populație peste 500 de mii de locuitori se referă practic numai la București, fiind singurul oraș în această situație. Cum Bucureștiul mai intră și în ecuația regiunilor, aceste coeficient captează practic nu numai persoanele care locuiesc în București, ci și în zona limitrofă acestuia, care sunt definiți ca aparținând regiunii București. Această situație explică de ce coeficientul acestei variabile este negativ. În anul 2000, diferențele salariale între regiuni se atenuază, probabil ca urmare a politicii de dezvoltare regională, care a încurajat investițiile în zonele defavorizate.

4.2. Analiza diferențelor salariale

Cea de-a doua parte a secțiunii se ocupă cu explicarea diferențelor între salariile bărbaților și ale femeilor, având ca punct de plecare Tabelul 4-3 și Tabelul 4-4. Ecuația conține regresori care sunt comuni ambelor grupe și care sunt robusți din punct de vedere statistic în explicarea diferențierilor în salarii. În practică identificarea unui set de variabile care are putere explicativă atât pentru regresia bărbaților cât și a femeilor este dificilă și găsirea unor variabile care să satisfacă acest criteriu este un proces de încercare din aproape în aproape (trial and error). Ca regulă aici, variabilele incluse în specificații inițiale, adică separat pentru bărbați și femei, care au fost relevante pentru un grup, dar ne semnificative pentru celălalt, nu au fost, în general, incluse.

După alegerea specificației comune celor două grupuri, se calculează diferența între coeficienți, $\Delta\beta$, așa cum este descris în secțiunea 3 a lucrării. În acest context, *efectul discriminării este aproximat de reziduul rămas după deducerea efectelor diferențelor în caracteristicile individuale din diferența în salarii necorectată*. Calculele sunt prezentate în Tabelul 4-5 și Tabelul 4-6 de mai jos. Se folosesc atât coeficienții din ecuația eșantionului de femei, cât și cei din ecuația bărbaților, în linie cu formulele (11)-(15) descrise în secțiunea anterioară.

Tabelul 4-5 Estimarea diferențelor în salarii între bărbați și femei în anul 1995.

	Coeficienții pentru ec. bărbaților ¹		Coeficienții pentru ec. femeilor ¹	
		% ²		% ²
Diferența în salarii: ln(G+1)	0.224	100.0		
Ajustarea pentru diferențe în caracteristici:				
Experiență	0.023	10.2	0.016	7.2
Nivel de educație	0.010	4.6	0.011	4.9
Starea civilă	0.004	1.7	0.001	0.4
Ramura de activitate	0.062	27.9	0.052	23.0
Profesia	0.041	18.3	0.011	4.7
Forma de proprietate a	0.003	1.5	0.003	1.2

angajatorului				
Naționalitatea	0.000	-0.03	0.000	0.0
Populația	-0.001	-0.5	-0.001	-0.5
Regiunea	0.002	0.7	0.000	0.1
Ln(D+1)	0.080	35.6	0.148	59.0
D	0.083		0.160	

Sursa: Calculele autorului.

Tabelul 4-6 Estimarea diferențelor în salarii între bărbați și femei în anul 2000.

	Coeficienții pentru ec. bărbaților ¹		Coeficienții pentru ec. femeilor ¹	
		% ²		% ²
Diferența în salarii: ln(G+1)	0.232	100	0.232	100
Ajustarea pentru diferențe în caracteristici:				
Experiență	0.040	17.0	0.040	17.2
Nivel de educație	-0.008	-3.3	-0.007	-2.9
Starea civilă	0.008	3.3	-0.002	-0.7
Ramură de activitate	0.047	20.1	0.031	13.4
Profesie	0.029	12.6	0.026	11.0
Forma de proprietate a angajatorului	0.007	2.8	0.003	1.3
Naționalitate	0.000	0.1	-0.001	-0.2
Populația localității	-0.001	-0.5	-0.001	-0.6
Regiune	0.002	0.9	0.001	0.4
Ln(D+1)	0.109	46.9	0.182	61.2
D	0.115		0.200	

Sursa: Calculele autorului.

¹ Din ecuațiile (13)-(15), coeficienții de discriminare pentru bărbați și pentru femei sunt: $\ln(D+1) = -\Delta\hat{\beta} \bar{X}_f$, respectiv $\ln(D+1) = -\Delta\hat{\beta} \bar{X}_m$

² Contribuția fiecărui grup de variabile la creșterea sau scăderea discriminării, exprimat ca procent a diferenței salariale $\ln(G+1)$.

Din Tabelul 4-5 și Tabelul 4-6 se observă câteva aspecte interesante. În primul rând, această specificație a modelului explică 47.3%, pentru anul 1995, respectiv 53%, pentru anul 2000, din diferența salarială dintre bărbați și femei. Valoarea coeficientului de discriminare medie pentru 1995 este 12.2%, respectiv 15.7%, valori semnificativ mai scăzute decât în marea majoritate a economiilor de piață. În Statele Unite, de exemplu, Oaxaca (1973) a estimat o valoare a coeficientului D de 29% pentru albi și de 25% pentru persoanele de culoare, în timp ce în Marea Britanie, Wright și Ermisch (1991) au obținut

că femeile sunt plătite cu cel puțin 25% sub bărbați, depinzând de specificația ecuației. Cifrele obținute sunt robuste, variațiile în funcție de modificările specificației funcției de câștiguri nedepășind 1%, sugerând o relație stabilă dintre câștiguri și variabilele explanatorii incluse. Analiza arată că discriminarea este un fenomen persistent dar redus ca magnitudine al pieței muncii în România, iar creșterea discriminării de la 12% la 16% în 5 ani nu este surprinzătoare ținând cont că sistemul de plată anterior perioadei de tranziție, cel socialist, care promova salarii egalitare, a fost gradual eliminat de către piață. Intrarea României în structurile Uniunii Europene și adoptarea legislației comunitare în materie de piața muncii, cu un puternic caracter anti-discriminare, dă o dimensiune suplimentară acestor schimbări. Rămâne însă de văzut în ce măsură această legislație își va manifesta efectul în practică pe termen scurt.

Semnul coeficienților variabilelor indică modul în care ajustarea pentru diferențele în caracteristicile celor două sexe afectează diferențele în salarii. Variabilele cu coeficienți pozitivi cresc diferențele salariale, în timp ce cele cu coeficienți negativi scad diferențele salariale. În Tabelul 4-5 și Tabelul 4-6 se constată că experiența are efect de creștere a diferențelor salariale cu 8.6% în 1995 și 18.6% în 2000. Forma de proprietate a companiei are, de asemenea, un efect de creștere a discriminării, la fel ca și ramura de activitate și profesia. Consistent cu rezultatele Tabelul 4-5 și Tabelul 4-6, s-ar părea că bărbații tind să se concentreze în întreprinderi, domenii de activitate și profesii mai bine plătite decât femeile, ca de exemplu în regiile autonome. Nivelul de educație are un efect contradictoriu în timp. Astfel, dacă în 1995 contribuie la creșterea discriminării, în 2000 duce la reducerea acesteia. Efectul naționalității asupra discriminării este inexistent, la fel și populația localității zonei de reședință, deși aceasta tinde să reducă discriminarea, dar cu un procent foarte mic. Ramura de activitate are cea mai mare influență asupra discriminării, respectiv 25.5% în 1995 și 16.7% în 2000.

5. Concluzii

Lucrarea de față investighează determinanții câștigurilor salariale și diferențele salariale între bărbați și femei în România, folosind un eșantion derivat din Ancheta Integrată în Gospodării pentru anii 1995 și 2000. Utilizând o metodologie bazată pe un model propus de Oaxaca (1973), folosind conceptul de funcții de câștig, studiu concluzionează că, la fel ca și în economiile de piață funcționale, în România sectoarele de activitate și ocupațiile plătesc rente. O mare parte din salariul unui angajat este explicat de variabile care sunt specifice locului de muncă al acestuia.

În cazul ramurilor de activitate, diferențele salariale variază între -37% în cazul persoanelor ce lucrează în activități casnice și + 41% pentru salariații din industria extractivă, relativ la media salariilor din industria manufacturieră. În ciuda scăderii drastice a ponderii sectoarelor extractive în formarea PIB-ului și valorii adăugate brute, cifrele arată că ajustarea salarială la performanțele relative ale acestor industrii se face lent. Analiza arată de asemenea că serviciile publice precum sănătatea și educația oferă salarii semnificativ și constant sub media industriei manufacturiere pe perioada de analiză. Sectoarele de servicii, tradițional în expansiune într-o economie de piață, plătesc în general ușor peste medie, dar sub nivelul relativ al acestora într-o economie matură de piață. În ceea ce privește ocupațiile, pozițiile ce necesită înaltă educație și experiență oferă salarii cu între 25% și 50% mai mari decât cele pentru muncitorii calificați. Salariații necalificați obțin, pe medie, salarii cu peste 25% mai mici decât cei calificați. Angajații din agricultură și din servicii și comerț sunt plătiți sub muncitorii calificați, ceteris paribus. Un loc de muncă în București oferă un salariu cu peste 20% mai mare decât același loc de muncă în zona Moldovei, controlând pentru efectul altor factori. Experiența, măsurată ca număr de ani de muncă, duce numai la o creștere marginală a salariului, fiecare an lucrat în plus contribuind cu maximum 2-3% la creșterea retribuției.

Lucrarea investighează în același timp și existența discriminării în piața muncii între bărbați și femei. Modelul utilizat indică o discrepanță salarială, definită ca și coeficient de discriminare, între bărbați și femei care crește de la 12% în 1995 la 16% în 2000. Aceste cifre sunt însă cu aproximativ o treime mai mici decât cele obținute prin aplicarea aceleiași metodologii în Statele Unite și Marea Britanie, unde coeficienții de discriminare obținuți sunt între 25-30%. Educația tinde să reducă ușor discrepanțele salariale între

sexe. Modelul sugerează că ramura de activitate și ocupația au cea mai puternică influență în formarea diferențelor salariale între bărbați și femei presupuși ca fiind similari din punctul de vedere al pieței muncii, deci de productivitate egală. Acest lucru indică probabil o segregare sectorială și ocupațională între bărbați și femei, cu primii concentrați în anumite sectoare industriale, în general în industria grea, iar ceilalți în industria ușoară.

Bibliografie

Aristide, OI. (2007): „Impactul salariilor din economie asupra inflației și deficitului comercial” Banca Națională a României, Caiet de studii nr. 24.

Becker, G. S. (1957) *The Economics of Discrimination*, University of Chicago Press, Chicago.

Beller, A.H. (1984) “Trends in Occupational Segregation by Sex and Race 1960-1981” in B.F. Reskin (ed.) *Sex Segregation in the Workplace: Trends, Explanations, Remedies*, National Academy Press, Washington, pp. 11-26.

Brown, C. and Medoff, J. (1989) “The Employer Size-Wage Effect”, *Journal of Political Economy*, 97(5), pp. 1027-59.

Carruth, A.A and Oswald, A.J. (1989), *Pay Determination and Industrial Prosperity*, Clarendon Press, Oxford.

Earle, J., Frydman, R. and Rapaczynski, A. (1993) *Privatisation in the Transition to Market Economies*, St. Martins, New York.

Joshi, H. and Newell, M.L. (1987) “Pay Differences Between Men and Women: Longitudinal Evidence from the 1946 Cohort”, Discussion Paper no. 156, Centre for Economic Policy Research, London.

Killingsworth, M.R. (1990) *The Economics of Comparable Work*, W.E. Upjohn Institute for Employment Research, Kalamazoo, Michigan.

Kornai, J. (1990) *The Road to a Free Economy*, W. Norton, New York.

Kornai, J. (1992) *The Socialist System*, Oxford University Press and Princeton University Press, New York.

Krueger, A.B. and Summers, L.H. (1988) “Efficiency Wages and the Inter-Industry Wage Structure”, *Econometrica*, 56(2), pp. 259-93.

Layard, R., Nickell, S.J. and Jackman, R. (1993) *Unemployment - Macroeconomic Performance and the Labor Market*, Oxford University Press, Oxford.

Lester, R. (1967) “Pay Differentials by Size of Establishment”, *Industrial Relations*, 7(1), pp. 57-67.

Miller, P. (1987) “The Wage Effect of the Occupational Segregation of Women in Britain”, *The Economic Journal*, no. 97, pp. 885-896.

Mincer, J. (1974) *Schooling, Experience and Earnings*, Columbia University Press, New York.

Oaxaca, R. (1973) "Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets", *International Economic Review*, vol. 14, no. 1, pp. 693-709.

Pauna, C. (1994) "Stylised Facts about the Romanian Labour Market", London School of Economics MSc dissertation.

Psacharopoulos, G. and Layard, R. (1979) "Human Capital and Earnings: British Evidence and a Critique", *Review of Economic Studies*, vol. 46, no 3, pp. 485-503.

Pugel, T.A. (1980), "Profitability, Concentration and the Interindustry Variation in Wages", *Review of Economics and Statistics*, 62(2), pp. 248-53.

Wright, R.E. and Ermisch, J.F. (1991), "Gender Discrimination in the British Labour Market; A Reassessment", *Economic Journal*, vol. 101, no. 406, pp. 508-22.