

- SPULBER, D.F. (1985), "Effluent regulation and long-run optimality", *Journal of Environmental Economics and Management* 12, blz. 103-116.
- SPULBER, D.F. (1989), *Regulation and Markets*, Cambridge/Londen, The MIT Press.
- STUURGROEP (1992), *Eindrapportage Stuurgroep Regulerende Energieheffingen*, Den Haag.
- SVENDSEN, G.T. (1998), *Public Choice and Environmental Regulation: Tradable Permit Systems in the United States and CO<sub>2</sub> Taxation in Europe*, Cheltenham, Edward Elgar.
- TABAK, L. (1997), "Handel in vuile lucht", in: K. WAAGMEESTER, red., *Houdbare economie: Kroniek van duurzaam Nederland*, Amsterdam, NCDO/Kok Agora, blz. 118-134.
- TME, TEBODIN, GRONTMIJ en RUG (1997), *Milieu-Emissies: Kiezen voor Winst! Marktwerking in het milieubeleid: de potentiële kostenvoordelen van een systeem van Verhandelbare EmissieRechten (VER)*, Den Haag, IPO-publicatienummer 105.
- TULLOCK, G. (1967), "The welfare cost of tariffs, monopolies, and theft", *Western Economic Journal* 5, blz. 224-232.
- TULLOCK, G. (1980), "Efficient rent seeking", in: J.M. BUCHANAN, R. TOLLISON en G. TULLOCK, red., *Toward a Theory of the Rent-Seeking Society*, Texas A&M Press, College Station, 269-282.
- VERSTEEGE, H.M.J. en J.B. VOS (DHV) (1995), *Verhandelbare emissierechten in het Nederlandse verzuringsbeleid*, Publikatiereeks Lucht en Energie nr. 116, Ministerie van VROM.

#### Abstract

*The Political Economy of Instrument Choice in Environmental Policy*

*Why are market instruments hardly ever applied in environmental policy, although they are efficient according to economists? This article pursues the public choice explanation: apparently there are influential interest groups that block the introduction of market instruments. The preferences of shareholders and workers in the polluting industry, the environmental movement and the environmental bureaucracy are explored. Using the rent seeking model, it is examined whether the policy alternative with the highest aggregate valuation can yet have a low, or even zero, success probability.*

## CASESTUDY

Linda Springael<sup>\*,\*</sup>, Diana De Graeve<sup>\*</sup>, Walter Nonneman<sup>\*</sup>,  
Wendy De Wit<sup>\*</sup>, Ariane Meeusen<sup>\*</sup>, Inge Merckx<sup>\*\*</sup>,  
Sofie Pareit<sup>\*\*</sup> en Tom Van Woensel<sup>\*\*</sup>

## Bezoldigingen van alumni Toegepaste Economische Wetenschappen en Handelsingenieur

*Trefwoorden:* bezoldigingen; alumni; "human capital"-theorie

*Dit artikel analyseert enkele belangrijke trends in de lonen van alumni Toegepaste Economische Wetenschappen en Handelsingenieur aan de universiteit van Antwerpen (UFSIA), die afgestudeerd zijn tussen 1950 en 1995. De alumni uit de steekproef rapporteren gemiddeld 47 uur per week te werken. Voor meer dan drie vierde van de respondenten ligt het bruto maandelijks inkomen tussen 50 000 en 200 000 BEF. Het blijkt dat de uurlonen van mannen hoger liggen dan die van vrouwen. Significante determinanten van de uurlonen zijn geslacht, eraaring, graad en opleiding. De studie ondersteunt aldus de "human capital"-theorie. Bovendien zijn ook enkele vraagfactoren (sector van tewerkstelling en grootte van het bedrijf) significant. Hogere inkomens worden verder geassocieerd met een kortere zoektijd naar de eerste baan, wat een bevestiging is van het systematisch zoekmodel.*

\* Universiteit Antwerpen (UFSIA), Studiecentrum voor Economisch en Sociaal Onderzoek

\*\* Studenten van het werkcollege kwantitatieve economie, die instonden voor het verzamelen van de data en eerste analyses uitvoerden.

De auteurs danken Bruno De Borger en Stefan Késenne voor hun commentaren

## Inleiding

Dit artikel geeft aanvullende informatie bij een eerder verschenen artikel (Nonneman, 1994) over de hoogte van en de trends in de bezoldigingen van afgestudeerden in de Toegepaste Economische Wetenschappen (TEW) en Handelsingenieur (HI) aan de Universitaire Faculteiten Sint-Ignatius te Antwerpen (UFSIA). Het zoekt een antwoord op vragen als: Hoe evolueren de startwedden? Wat is de gemiddelde wedde waaraan afgestudeerden zich mogen verwachten? Welke factoren bieden een verklaring voor de hoogte van de bezoldigingen? ...

In sectie 1 worden de data beschreven. Vervolgens worden in sectie 2 beschrijvende statistieken geleverd. Deze bestuderen onder andere de evolutie van de startwedden en de verdeling van de gemiddelde wedde van een afgestudeerde. Sectie 3 belicht de verklaring van de bezoldigingen van de afgestudeerden, terwijl sectie 4 dieper ingaat op de verschillen tussen mannen en vrouwen. Ten slotte worden enkele besluiten geformuleerd.

## 1. Methodologie

Het onderzoek steunt op een schriftelijke enquête, die in 1996 werd gehouden onder de in de periode 1950-1995 afgestudeerden TEW en HI aan de UFSIA. Alle alumni die afgestudeerd zijn in een jaar dat een veelvoud is van 5, ontvingen een enquêteformulier, dat ze portvrij en anoniem konden terugsturen.

In de enquête werd gepeild naar:

- *sociale karakteristieken* (geslacht, gezinssituatie, arbeidstoestand en diploma van de partner, aantal kinderen),
- *karakteristieken van de opleiding* (gevolgde richting, behaalde graad, jaar van afstuderen),
- *het verloop van de carrière* (zoektijd voor de eerste baan, startjaar van de carrière, sector van tewerkstelling, grootte van het bedrijf, aantal jaar vol- en deeltijds gewerkt, lengte van de werkweek),
- en *bezoldiging* (startwedde, bruto maandelijks arbeidsinkomen en geschatte voordelen).

Van de 1 858 aangeschreven alumni ontvingen we 785 ingevulde enquêteformulieren. Ondanks deze redelijk grote respons (42,3%), stellen

we een selectieve uitval vast. De representativiteit van de steekproef werd gecontroleerd met behulp van een Chi-kwadratschatter voor de variabelen geslacht, graad en jaar van afstuderen, die voor de populatie beschikbaar waren. De resultaten van deze toets vindt u in tabel 1.

Uit de toets blijkt dat enkel het geslacht representatief is voor de hele populatie. Zoals enigszins verwacht, zijn de graad en het jaar van afstuderen niet representatief. Alumni met een lagere graad en die reeds langer afgestudeerd zijn, zijn minder vertegenwoordigd in de steekproef. Daarnaast is het ook opmerkelijk dat de enquête nagenoeg niet teruggestuurd werd door niet-werkenden: slechts 38 respondenten (minder dan 5%) waren werkzoekend of niet (meer) actief. Hoewel we hierover geen precieze informatie hebben, kan het aandeel geschat worden op ongeveer 13% (secretariaatsgegevens). Wegens deze *selectieve non-respons* moeten we dus voorzichtig zijn met het doortrekken van conclusies naar de volledige populatie alumni TEW en HI.

Tabel 1. Resultaten van de Chi-kwadrattoets.<sup>1</sup>

| Variabele           | Berekende $\chi^2$ | Kritieke $\chi^2$ à 5 % | Kritieke $\chi^2$ à 1 % |
|---------------------|--------------------|-------------------------|-------------------------|
| Geslacht            | 1,41               | 3,84                    | 6,64                    |
| Graad               | 23,62              | 7,81                    | 11,34                   |
| Jaar van afstuderen | 26,22              | 16,92                   | 21,67                   |

## 2. Beschrijvende statistieken

De resultaten van de studie worden in deze paragraaf eerst voorgesteld op basis van beschrijvende statistieken. Een verklaring voor de bezoldiging komt in de derde paragraaf aan bod. Tabel 2 geeft een lijst met definities van alle variabelen die gebruikt worden.

1 Nulhypothese: goede aansluiting tussen steekproef en totale populatie.

$$\text{Formule: } \chi^2_{n-1} = \sum (f_i - Np_i)^2 / Np_i$$

met  $f_i$  = de geobserveerde frequentie van de i-de categorie in de steekproef

$N$  = de grootte van de steekproef

$p_i$  = de werkelijke proportie van de i-de categorie in de populatie

$n$  = het aantal categorieën in de steekproef

De nulhypothese wordt aanvaard als de berekende  $\chi^2$  kleiner is dan de kritieke (Van Nuffelen, 1994, blz. 182-183).

Tabel 2. Lijst van variabelen en definities.

| Afkorting       | Definitie   |
|-----------------|---|
| GESLACHT        | 1=vrouwen, 0=mannen.  |
| GRAAD           | Graad laatst behaalde diploma (1=onderscheiding of hoger, 0=voldoening)   |
| OPLEIDING       | 0=TEW, 1=HI of bijkomende opleiding   |
| KINDEREN        | Aantal kinderen   |
| DIPLOMA PARTNER | 1=lager onderwijs, 2=lager middelbaar, 3=hoger middelbaar, 4=HOBU korte type, 5=HOBU lange type, 6=universitair onderwijs |
| WERK PARTNER    | 1=tewerkgesteld, 0=zonder werk of werkzoekend   |
| BEDRIJF         | Grootte bedrijf (1=<10WN, 2=10-100WN, 3=101-500WN, 4=>500WN)  |
| DBANK           | Sector van tewerkstelling:<br>Bank- en verzekeringssector? (1=ja, 0=neen)   |
| DBOUW           | Bouwsector? (1=ja, 0=neen)  |
| DDIENST         | Overige dienstensector? (1=ja, 0=neen)  |
| DIND            | Industrie? (1=ja, 0=neen)   |
| DNUT            | Nutsbedrijf? (1=ja, 0=neen)   |
| DOND            | Onderwijs? (1=ja, 0=neen)   |
| DOVERH          | Overheidssector? (1=ja, 0=neen)   |
| DAND            | Andere sector? (1=ja, 0=neen)   |
| AANBOD          | Arbeidsaanbod (uur/jaar) of UURGEM*(48-4*DOND)  |
| ANC             | Anciënniteit (voljaar+deeljaar/2-werkonderbrekingen)  |
| ARBYGEM         | Gemiddeld maandelijks bruto-inkomen (in klassegemiddelden)  |
| DEELTIJDS       | Aantal jaren deeltijds gewerkt  |
| VOLTIJDS        | Aantal jaren voltijds gewerkt   |
| UURGEM          | Lengte van de werkweek (uur)  |
| UURLOON         | Gemiddeld bruto-uurloon (BEF/uur) of (ARBYGEM*12)/AANBOD  |
| VOORDELEN       | Waarde geschatte voordelen per maand  |
| YEERSTEFUNCTIEI | Geïndexeerd bruto maandelijks startinkomen  |
| GEMSTARTI       | Gemiddeld geïndexeerd startinkomen van een afstudeercohort  |
| ZOEK            | Aantal maanden gezocht naar eerste werk   |

### A. Algemene beschrijvende statistieken

75% van de respondenten zijn mannen. 70,6% van de alumni uit de steekproef heeft uitsluitend een diploma TEW; twee derde van hen volgde de richting bedrijfseconomie. Ongeveer de helft (51,5%) heeft de opleiding beëindigd op voldoende wijze.

Drie vierde van de respondenten woont samen met een partner. 43,6% heeft (nog) geen kinderen, 9,3% heeft 1 kind en 41,4% twee of drie. De

meerderheid (85,2%) heeft geen kinderen die jonger zijn dan drie jaar. De partners van onze respondenten zijn meestal tewerkgesteld (56,6%) en een vierde van hen heeft ook een universitaire opleiding genoten.

### B. Tewerkstelling en arbeidsduur

De tewerkstellingsmogelijkheden van afgestudeerden TEW en HI lijkt op basis van de enquête relatief gunstig. De meerderheid (58,1%) heeft hoogstens één maand moeten zoeken naar werk en de gemiddelde zoekduur bedraagt slechts 1,9 maanden. Er is wel een verslechtering merkbaar bij de recenter afgestudeerden: slechts 43% van de alumni die zijn afgestudeerd na 1990 vindt binnen de maand werk en de gemiddelde zoekduur bedraagt 2,3 maanden.

De meeste respondenten werken in de bank- en verzekeringssector (19,9%), de overige dienstensector (22,7%) en de industrie (21,9%). Bovendien werkt 38,7% van de respondenten in een bedrijf dat meer dan 500 werknemers telt. Gemiddeld genomen hebben de alumni 13 jaar voltijds gewerkt.

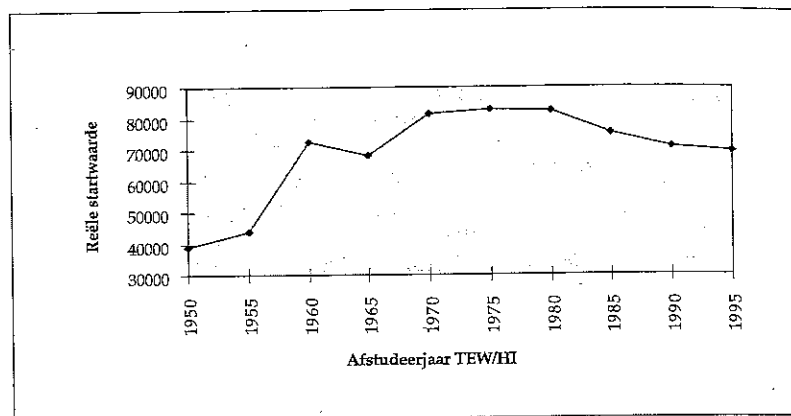
In de enquête stelden we expliciet de vraag hoeveel uur per week de respondenten daadwerkelijk werken; het gaat hier dus niet om het aantal officiële werkuren. Gemiddeld werkt een afgestudeerde TEW of HI 47 uur per week. De antwoorden schommelen tussen minimum 8,5 uur en maximum 100 uur per week. Het aantal respondenten dat gemiddeld minder dan 30 uur per week werkt, geeft een indicatie van het huidige aantal deeltijds werkenden. Dit aandeel bedraagt slechts 3,4%. Daartegenover werkt 85,4% van de respondenten meer dan 38 uur per week. Wel moet opgemerkt worden dat deze gegevens niet objectief gemeten werden, maar door de respondent zelf werden opgegeven. Ze zijn dus wel onderhevig aan een zekere mate van subjectiviteit. Bovendien was er een selectieve non-respons van niet-werkenden (en misschien ook van minder-werkenden).

Als we de lengte van de werkweek bekijken per sector, dan zien we dat gemiddeld het meest gewerkt wordt in de bouwsector (gemiddeld 49,82 uur per week) en in de nutsbedrijven (gemiddeld 51,27 uur per week). De kortste werkweken stellen we vast in het onderwijs (40,91 uur per week) en bij de overheidsdiensten (40,58 uur per week).

### C. Bezoldigingen

Zowel de aanvangswedde als de huidige wedde werden opgevraagd in de enquête.

Figuur 1. Evolutie van de geïndexeerde reële startwedden.



Aan de respondenten werd gevraagd de brutomaandwedde in hun eerste functie te specificeren. Figuur 1 geeft de evolutie van deze *reële startwedden* weer, uitgedrukt in prijzen van 1988. De gemiddelde startwedde werd berekend voor het afstudeerjaar TEW/HI, ongeacht het werkelijke startjaar van de baan.<sup>2</sup> De figuur zou een indicatie geven van de toestand van de arbeidsmarkt doorheen de tijd. Een stijging van de startwedden wijst erop dat de vraag naar afgestudeerden sneller groeit dan het aanbod en dat er dus sprake is van een relatieve schaarste in het arbeidspotentieel. Een daling van de startwedden daarentegen wijst op een snellere groei van het aanbod en aldus op een overaanbod van afgestudeerden. Op langere termijn zal dit leiden tot werkloosheid. Uit figuur 1 blijkt dat voor de afgestudeerden van de periode 1950-1970 de gemiddelde reële startwedde trendmatig steeg van rond de 40 000 BEF in de jaren vijftig tot ongeveer 80 000 BEF in de eerste helft van de jaren zeventig.

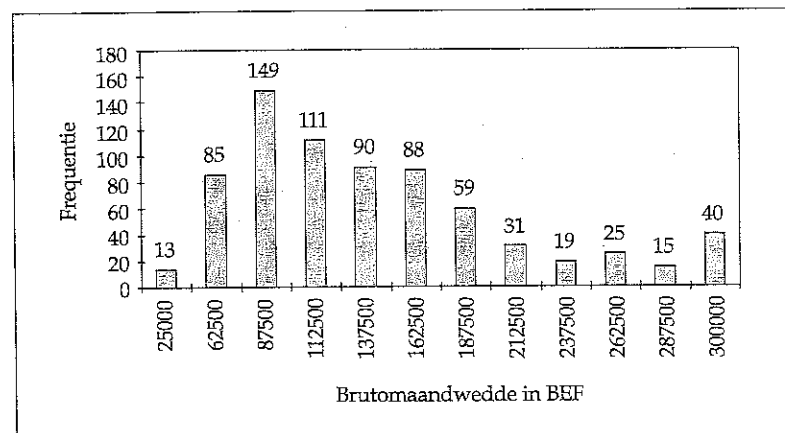
2 Doordat de steekproef slechts afgestudeerden bevat voor afstudeerjaren die een veelvoud zijn van vijf, zijn er voor de tussenliggende waarden meestal slechts een zeer beperkt aantal respondenten die met een job starten. Om een gemiddelde evolutie te kunnen afleiden, werden daarom alle startwedden berekend voor het jaar van afstuderen.

Daarna blijft het loon ongeveer constant. Vanaf circa 1985 is de reële gemiddelde startwedde echter trendmatig beginnen dalen. De gemiddelde startwedde blijkt evenwel niet rechtstreeks samen te hangen met andere beschikbare algemene economische indicatoren zoals BNP, BNP-groei of werkloosheid.

Om de non-respons te minimaliseren, werd gevraagd om het *huidig brutoarbeidsinkomen* slechts onder te brengen in een vooraf bepaalde inkomensklasse. Figuur 2 geeft de frequentieverdeling weer van de gemiddelden van deze inkomensklassen. De gemiddelde huidige (winter 1996) maandwedde blijkt zich te situeren rond 143 622 BEF bruto per maand. De spreiding is echter zeer groot: 1,7% van de respondenten meldde een maandelijks inkomen kleiner dan 50 000 BEF, terwijl 6,1% verklaarde maandelijks meer dan 300 000 BEF te verdienen. De grote meerderheid (74,1%) heeft een maandelijks bruto-inkomen dat tussen 50 000 en 200 000 BEF ligt. Het maandelijks bruto-inkomen stijgt naarmate men langer afgestudeerd is. Het bedraagt gemiddeld 210 000 BEF voor wie afstudeerde in de periode 1950-1970, 180 000 BEF voor wie afstudeerde in de periode 1971-1980, 129 000 BEF in het volgende decennium en tenslotte 79 000 BEF voor onze jongste alumni. Opnieuw moet er hier voor gewaarschuwd worden dat vermoedelijk de meer succesvolle alumni oververtegenwoordigd zijn in de steekproef.

Informatie over het inkomen op jaarbasis werd niet opgevraagd. Het jaarinkomen werd daarom berekend als 12 keer het maandinkomen

Figuur 2. Frequentieverdeling van de huidige maandwedden.



(midintervalwaarde). Daarnaast specificeerden de respondenten ook het werkelijke aantal uren per week (subjectieve schatting). Het jaarlijkse arbeidsaanbod werd op basis daarvan berekend als 48 keer het aantal gewerkte uren per week; voor de mensen uit het onderwijs als 44 keer. Het impliciete uurloon is vervolgens berekend als de jaarwedde gedeeld door het jaarlijkse arbeidsaanbod; het bedraagt gemiddeld 768 BEF per uur.

Naast hun huidig maandelijks bruto-inkomen werd de respondenten ook gevraagd de waarde van eventuele *aanvullende voordelen* per maand te schatten. 19,4% van de respondenten rapporteren geen bijkomende voordelen te hebben. De respondenten die wel voordelen krijgen, ontvangen gemiddeld 18 000 BEF per maand. De spreiding is echter vrij groot, ze gaat van minimum 400 BEF per maand tot maximum 500 000 BEF per maand. Het is niet uitgesloten dat sommige respondenten, per vergissing, de bijkomende voordelen per jaar specificeerden, in plaats van per maand, zoals gevraagd. De gegevens lijken zeer onwaarschijnlijk, en worden daarom niet verder gebruikt.

#### D. Enkele vergelijkingen tussen mannen en vrouwen

Tabel 3 bevat de beschrijvende statistieken van de belangrijkste variabelen. Kolom 1 bevat de data voor de vrouwen, kolom 2 voor de mannen en kolom 3 voor de hele steekproef. Voor een juiste definitie van de variabelen, zie tabel 2.

Er is geen (significant) verschil tussen mannen en vrouwen in het afstuderen als HI of met een bijkomend *diploma* en in de behaalde *graad*.

De vrouwen in onze steekproef zijn gemiddeld jonger (29,95 jaar) dan de mannen (39,22 jaar). Het is dan ook begrijpelijk dat de mannelijke alumni gemiddeld meer kinderen hebben (1,5 ten opzichte van 0,7). Dit heeft uiteraard te maken met de tijdshorizon van de steekproef. Ze gaat terug tot afgestudeerden in 1950, maar uiteraard was het aantal vrouwelijke studenten toen veel kleiner dan nu.

52% procent van de partners van mannelijke respondenten participeert in de arbeidsmarkt; bij de partners van vrouwelijke respondenten bedraagt dit 70%. Als we het *opleidingsniveau van de partner* bekijken, blijkt dat partners van mannelijke respondenten over het algemeen iets lager geschoold zijn dan de partners van vrouwelijke alumni. 53,9% van de

Tabel 3. Beschrijvende statistieken mannen/vrouwen en totale steekproef.

| Variabele        | Vrouwen | Mannen  | Totaal  |
|------------------|---------|---------|---------|
| Graad            | 1,62    | 1,53    | 1,55    |
| Opleiding        | 0,28    | 0,30    | 0,29    |
| Kinderen*        | 0,70    | 1,52    | 1,32    |
| Werk partner*    | 1,02    | 1,59    | 1,46    |
| Diploma partner* | 3,98    | 3,42    | 3,55    |
| Uurgem*          | 41,57   | 48,74   | 46,99   |
| Voltijds*        | 6,40    | 15,09   | 13,04   |
| Deeltijds*       | 0,86    | 0,05    | 0,25    |
| Arbygem*         | 100 000 | 157 955 | 143 622 |
| Uurloon*         | 626     | 814     | 768     |
| Aantal           | 188     | 695     | 785     |

De met een asterisk aangeduide variabelen zijn statistisch verschillend tussen mannen en vrouwen, met een significantieniveau van 5%, volgens de uitgevoerde t-toets.

partners van mannelijke respondenten hebben hoger onderwijs gevolgd tegenover 58% van de partners van vrouwelijke respondenten.

Ook wat betreft de *anciënniteit* zijn belangrijke verschillen vast te stellen tussen mannen en vrouwen. Vrouwelijke respondenten hebben gemiddeld slechts 6,4 jaar voltijds gewerkt, mannelijke respondenten daarentegen gemiddeld 15 jaar. Dit komt echter overeen met het vastgestelde leeftijdsverschil. De vrouwen in onze steekproef zijn immers ook gemiddeld tien jaar jonger dan de mannen. Bij deeltijdse arbeid zien we dat vrouwen gemiddeld 10,3 maanden deeltijds gewerkt hebben en mannen gemiddeld nog geen halve maand.

De *gemiddelde brutomaandwedde* van mannelijke respondenten (157 955 BEF) ligt bijna 50% hoger dan de gemiddelde maandwedde van vrouwelijke respondenten (100 000 BEF).

De gemiddelde *lengte van de werkweek* is eveneens verschillend tussen beide geslachten. Zo werken mannen gemiddeld 48,7 uur per week en vrouwen slechts 41,6 uur. Dit verschil is uiteraard voornamelijk te wijten aan het feit dat vrouwen meer deeltijds werken dan mannen.

Dit alles samen maakt dat het *impliciete uurloon* van mannen (814 BEF) hoger ligt dan dat van vrouwen (626 BEF).

### 3. Verklarende analyse van de bezoldigingen

In deze paragraaf zullen we trachten om loonverschillen tussen onze afgestudeerde alumni te verklaren. In de arbeidseconomie is dit een frequent bestudeerd thema. Meerdere theorieën werden ontwikkeld, die kunnen bijdragen tot een verklaring van loonverschillen. Deze worden in een eerste alinea beknopt overlopen. Daarna gaan we over tot een empirische analyse voor onze steekproef.

#### A. Theoretische modellen

Het loon dat een individu ontvangt, zal variëren naar gelang van de productiviteit van het individu en van de arbeidsmarktkenmerken.

##### 1. Competitieve modellen

Competitieve modellen hebben als vertrekpunt dat de lonen van alle werknemers gelijk zouden zijn indien deze werknemers allemaal in staat waren om alle banen uit te voeren zonder scholing, en indien ze indifferent waren tussen alle banen. Loonverschillen kunnen dan verklaard worden doordat er afwijkingen bestaan van de bovenvermelde assumpties.

De "human capital"-theorie levert een belangrijke bijdrage tot de verklaring van loonverschillen. Deze theorie schrijft loonverschillen toe aan verschillen in (schoolse) *opleiding* en (on-the-job) *training*. Opleiding wordt beschouwd als een investering in menselijk kapitaal, die de productieve capaciteiten van het individu verhoogt. Individuen zullen enkel bereid zijn te investeren (en daaraan tijd en middelen te besteden) wanneer dit, na afstuderen, aanleiding geeft tot een hoger loon. Een soortgelijke redenering kan worden opgebouwd voor on-the-job training. Ook tijdens het werk kan men zich nog verder bijscholen. In dergelijke banen zal de werknemer tijdens de trainingsperiode genoegen moeten nemen met een lager loon, maar zal hij achteraf gecompenseerd worden met een hoger loon. Het model voorspelt dat investeringen in menselijk kapitaal monotoon dalen met de leeftijd. Hieruit resulteert het typische concave loonprofiel. Belangrijke variabelen voor de "human capital"-theorie zijn derhalve het aantal jaren formele scholing en het aantal jaren dat men werkt (lineair en kwadratisch wegens het concave profiel).

De "human capital"-theorie wordt verder ook nog gebruikt om loonverschillen tussen mannen en vrouwen te verklaren. Vrouwen, zo ziet men, hebben in het algemeen meer loopbaanonderbrekingen dan mannen. Zij hebben daardoor minder rendement van hun investeringen in menselijk kapitaal, en investeren daarom ook minder. Dit resulteert volgens de "human capital"-theorie in een vlakker inkomensprofiel voor vrouwen, met, ten opzichte van mannen, een hogere startwedde maar een kleinere groei.

Naast training en opleiding, mag men uiteraard niet vergeten dat ook *talenten* verschillen tussen individuen en aanleiding kunnen geven tot loonverschillen. Empirisch is dit echter moeilijk verifieerbaar wegens meetproblemen. Scholing kan daarom ook nog gebruikt worden als signaalfunctie van talenten: wie talent heeft kan succesvol de school beëindigen.

De theorie van de *compenserende loonverschillen* (compensating wage differentials) houdt rekening met het feit dat verschillende banen eigen (meer of minder aangename) kenmerken hebben. Zo kunnen er verschillen zijn in arbeidsveiligheid, in werkzekerheid, in werktijden ... Dit zijn *niet-monetaire voor- of nadelen van een bepaalde baan*, en deze zullen aanleiding geven tot compenserende loonverschillen.

##### 2. Niet-competitieve loontheorieën

Daarnaast zijn er eveneens niet-competitieve loontheorieën. Bij *loondiscriminatie* ontvangen werknemers met dezelfde productiviteit (bijvoorbeeld vrouwen, niet-blanken...) toch een verschillend loon. Dit behoort tot de mogelijkheden in een niet-competitieve markt. Zo kunnen verschillende lonen tot stand komen en blijven bestaan in verschillende tewerkstellingssectoren (bijv. met respectievelijk hoog en laag aanbod van werknemers) die gescheiden zijn, en waar barrières aanwezig zijn die verhinderen dat er werknemers doorvloeien tussen de twee sectoren. We spreken over *marktsegregatie*.

Loonverschillen kunnen ook ontstaan doordat de werkgever een *monopsonist* is. Wanneer deze te maken krijgt met arbeidsaanbodcurves met een verschillende helling, kan hij zijn winsten verhogen door loondiscriminatie.

*Statistische discriminatie*, ten slotte, is mogelijk doordat werkgevers slechts imperfecte informatie hebben over de productiviteit van een po-

tentiële werknemer. Zij zullen daarom karakteristieken van de werknemer gebruiken als informatiebron voor productiviteit. Ze kunnen bijvoorbeeld het geslacht gebruiken; aangezien de meeste vrouwen meer werkonderbrekingen hebben, zijn ze voor de werkgever minder aantrekkelijk en kan het rationeel zijn voor de werkgever om er rekening mee te houden bij de aanwerving/loonbepaling.

Wegens de *niet-perfecte informatie* over lonen kan ook *zoekgedrag* loonverschillen verklaren. Hieromtrent bestaan er twee conflicterende theorieën.

Het systematisch zoekmodel (Salop, 1973) stelt dat lonen lager zijn wanneer de zoektijd naar een baan toeneemt. De veronderstelling is dat (toekomstige) werknemers relatief goed op de hoogte zijn van relatieve lonen die bedrijven aanbieden. In de bedrijven die de hoogste lonen aanbieden, trachten de werknemers eerst een baan te krijgen. Daarna stappen ze naar steeds slechter betalende bedrijven.

Het "random" zoekmodel (Lippman en McCall, 1976) veronderstelt dat de werknemers wel relatief goed op de hoogte zijn van de lonen in het algemeen, maar niet van de lonen in een specifiek bedrijf. De werknemer zoekt willekeurig uit de loonverdeling. Hij neemt telkens contact op met een bedrijf en registreert het loonaanbod. Een belangrijke veronderstelling is verder dat hij gemaakte loonaanbiedingen kan behouden. Het gevolg is dat het loon een stijgende functie zal zijn van de zoektijd. Immers, hoe langer de zoektijd, hoe groter het aantal gecontacteerde bedrijven en dus hoe meer loonaanbiedingen, met als gevolg een hoger verwacht loon.

## B. Empirisch model

Voor het empirisch model wordt vertrokken van de standaardloonfunctie van de "human capital"-theorie, die loonverschillen verklaart op basis van het aantal jaren scholing en ervaring (model van Mincer-Becker). Deze standaardfunctie werd verrijkt met enkele bijkomende variabelen uit de aanvullende/alternatieve theorieën.

De te schatten specificatie wordt dan:

$$\ln(\text{ULN}) = \alpha + \beta_1 \cdot \text{AANBOD} + \beta_2 \cdot \text{ANC} + \beta_3 \cdot \text{ANC}^2 + \beta_4 \cdot \text{BEDRIJF} + \beta_5 \cdot \text{GESLACHT} + \beta_6 \cdot \text{GRAAD} + \beta_7 \cdot \text{OPL} + \beta_8 \cdot \text{SECTOR} + \beta_9 \cdot \text{ZOEK} + \beta_{10} \cdot \text{GEMSTARTI} + \varepsilon$$

De afhankelijke variabele is (de natuurlijke logaritme van) het berekende uurloon, met name het door de respondent opgegeven maandloon, gedeeld door het opgegeven aantal gewerkte uren.

De opgenomen verklarende variabelen zijn het geslacht, de behaalde graad, de opleiding, de sector van tewerkstelling en de grootte van het bedrijf, het arbeidsaanbod, het aantal maanden dat er gezocht werd naar de eerste functie en het gemiddelde startinkomen. Voor de definities van de opgenomen variabelen verwijzen we naar tabel 2. We overlopen de opgenomen variabelen en zetten de onderliggende hypothesen voor het opnemen van deze variabelen uiteen.

Het effect van schoolse *opleiding* wordt gemeten door een dummy die aangeeft of het om een afgestudeerde gaat met minstens vijf jaar opleiding (HI of bijkomende opleiding). Zoniet gaat het om een afgestudeerde TEW'er met een opleiding van vier jaar. We verwachten – conform de "human capital"-theorie – een positief effect van scholing.

On-the-job training of ervaring wordt gemeten door de variabele *anciënniteit*. De anciënniteit is vrij goed gekend, omdat we gegevens hebben over het aantal jaren dat voltijds en/of deeltijds gewerkt werd en de werkonderbrekingen. Eén jaar deeltijds wordt geëvalueerd als een half jaar voltijds. Het aantal jaren werkonderbreking is afgetrokken van de anciënniteit als penaliserende. In die jaren is er immers een depreciatie van de reeds opgedane ervaring. Anciënniteit geeft aldus een vrij goede benadering van beroepservaring. Conform de "human capital"-theorie verwachten we voor de lineaire term een positief teken: een langere beroepservaring zou immers gepaard moeten gaan met hogere productiviteit. Voor de kwadratische term verwachten we een negatief teken: na verloop van tijd zal de ervaring immers verouderen en krijgen we een daling in de productiviteit (depreciatie van het menselijk kapitaal).

De behaalde *graad* is opgenomen als een indicatie voor "talent". We willen hiermee nagaan of meer talent zich ook vertaalt in hogere uurlonen.

De opname van variabelen voor bedrijfs- en functie-karakteristieken kan verantwoord worden vanuit het raamwerk van de compenserende loonverschillen. Hiervoor zijn in de enquête echter weinig gegevens beschikbaar. We nemen enerzijds de *sector* van tewerkstelling op als mogelijke indicator. We hebben hierbij geen a-prioriverwachtingen met betrekking tot de verschillende sectoren. Anderzijds wordt de *bedrijfs-grootte* opge-



nomen. Meerdere studies vinden een positief effect van de bedrijfsgrootte op lonen (bijv. Schmidt en Zimmerman, 1991). Onder meer wordt geargumenteerd dat grotere bedrijven minder aangenaam zijn om in te werken, wegens een grotere arbeidsopdeling, een onpersoonlijke atmosfeer enz. We verwachten dus een positief teken voor bedrijfsgrootte, omdat werknemers een hoger loon eisen als compensatie voor deze minder gewenste karakteristieken.

Het teken van de *zoektijd* tot de eerste functie is a priori niet te voorspellen. Men kan immers twee tegengestelde effecten onderscheiden: enerzijds kan een langere zoekperiode leiden tot een hoger loon volgens het "random" zoekmodel; anderzijds zal een lange zoektijd volgens het systematisch zoekmodel gepaard gaan met een lager loon.

Om na te gaan of er inderdaad loondiscriminatie bestaat tussen vrouwen en mannen, werd het *geslacht* opgenomen. Als blijkt dat deze variabele een significant effect uitoefent op het uurloon, dan kan dit eventueel wijzen op discriminatie van de vrouwen en eventueel ook op een verband met ontbrekende variabelen die variëren met het geslacht. We hebben immers geen gegevens over factoren zoals bijvoorbeeld de inzet op het werk, on-the-job training enz.

Het *arbeidsaanbod* kan ook een impact hebben op de lonen. Sommige studies tonen aan dat parttime werkenden een lager loon ontvangen. De lengte van de werkweek is echter niet objectief gemeten, maar opgegeven door de respondent zelf.

Ten slotte werd het gemiddelde *startinkomen* voor de respondenten van een bepaald afstudeerjaar in aanmerking genomen als indicator voor de marktomstandigheden bij het van start gaan van de carrière. Hiermee kan nagegaan worden of een goede start een gunstig effect heeft op de verdere carrière.

Andere variabelen werden uiteindelijk niet opgenomen in de regressievergelijking, omdat ze niet betrouwbaar gemeten werden (*geschatte voordelen*) of omdat ze geen significante bijdrage voor het model opleverden (sociaal-economische karakteristieken zoals burgerlijke staat, aantal kinderen en interactietermen tussen geslacht en andere verklarende variabelen).

Vooraleer we de schattingsresultaten bespreken, is het belangrijk te vermelden dat er bij de enquête sprake is van zelfselectie. We kregen im-

mers hoofdzakelijk enquêtes terug van respondenten die werken. Dit kan uiteraard leiden tot een vertekening van de schattingsresultaten.

Om dit probleem op te lossen moet gewerkt worden met een corrigerende parameter. Heckman (1977) stelt een methode voor om deze parameter te berekenen, maar zijn eigen werk toonde aan dat de inkomensvergelijking die werd geschat op werkenden alleen, niet erg vertekend was (Layard, Barton en Zabalza, 1980, blz. 56). Uit een vergelijkende studie blijkt bovendien dat de geschatte coëfficiënten van deze parameter weliswaar niet-triviaal zijn, maar meestal niet erg statistisch significant (Smith, 1980, blz. 16). De methode bestaat erin de participatiebeslissing te schatten volgens een probit-model. Aangezien we hier echter geen informatie over hebben, kunnen wij deze correctie niet uitvoeren, maar volgens de boven geciteerde studies zal dit geen al te grote vertekening geven.

Wanneer we de te verklaren variabele plotten tegenover de geschatte kwadraten van de residuen, zien we een patroon van positieve correlatie. Dit geeft een indicatie van een probleem van heteroskedasticiteit. De uitgevoerde tests van White en van Breusch-Pagan bevestigen dit vermoeden. Een mogelijke oplossing is het uitvoeren van GLS, maar we waren niet in staat om de correcte vorm van heteroskedasticiteit te specificeren. Om toch juiste standaardfouten te verkrijgen, hebben we OLS toegepast, gecombineerd met de methode van White.

### C. Resultaten

De aangevulde vergelijking van Mincer-Becker wordt geschat met de methode van de gewone kleinste kwadraten. De resultaten van de schatting zijn samengevat in tabel 4.

Het kwadratisch inkomensprofiel is statistisch zeer significant, ondanks de lage gemiddelde *anciënniteit* van de respondenten (12,05 maanden). Dit in tegenstelling tot het onderzoek van Nonneman (1994), waarbij het kwadratische profiel statistisch onvoldoende te schatten was. De lineaire term is zoals verwacht positief, wat betekent dat er een positief verband is tussen uurloon en ervaring. Bovendien is het teken van de kwadraatterm negatief, wat wijst op een concave loonevolutie. Dit betekent dat de loonstijging met de jaren afzwakt ten gevolge van de veroudering van de ervaring. Dit wordt vaak het "vastroesteffect" genoemd (Peeters, 1997, blz. 95).



Tabel 4. Schattingsresultaten  $\ln(\text{uurloon})$ : OLS + White - standaardfouten.

| Verklarende variabele | Coëfficiënt | T-statistiek |
|-----------------------|-------------|--------------|
| Constante             | 6,2038**    | 17,27        |
| Aanbod                | -0,0003**   | -5,60        |
| Opl                   | 0,0450      | 1,73         |
| Anc                   | 0,0588**    | 4,85         |
| Anc <sup>2</sup>      | -0,0009**   | -2,74        |
| Geslacht              | -0,0987**   | -3,45        |
| Graad                 | 0,0423*     | 2,16         |
| Bedrijf               | 0,0362**    | 2,45         |
| Zoek                  | -0,0127**   | -3,67        |
| Gemstarti             | 3,90E-06    | 0,72         |
| Dbouw                 | -0,0861     | -1,08        |
| Dind                  | 0,1104**    | 2,85         |
| Dond                  | -0,1521**   | -2,61        |
| Dbank                 | 0,0496      | 1,37         |
| Dnut                  | 0,2376**    | 4,18         |
| Doverh                | 0,0227      | 0,44         |
| Dand                  | 0,0092      | 0,19         |
| R <sup>2</sup> a      | 0,53        |              |
| N                     | 695         |              |

\* betekent significant op 5%

\*\* betekent significant op 1%

Wat betreft de behaalde *graad*, zien we dat een hogere graad aanleiding geeft tot een hoger uurloon. Deze variabele geldt als benadering van talent of begaafdheid. Ook een *opleiding* die langer duurt dan de TEW-opleiding van vier jaar (HI of bijkomende opleiding) leidt tot een hogere verdienste.

Het *geslacht* heeft een significant effect op het impliciete uurloon. Bovendien voldoet het negatieve teken aan onze a-prioriverwachtingen. Vrouwen zouden, ceteris paribus, circa 9,9% minder betaald worden dan mannen. Dit kan eventueel wijzen op een negatieve discriminatie van vrouwen ten opzichte van mannen, maar hier moeten we toch voorzichtig zijn met het trekken van conclusies. Om een beter inzicht te krijgen in de verschillen tussen beide geslachten, zullen we de regressieanalyses nogmaals uitvoeren voor mannen en vrouwen afzonderlijk (zie paragraaf 4).

Het effect van *aanbod* is sterk significant. Een letterlijke interpretatie van het negatieve teken wijst op dalende marginale opbrengsten van arbeidstijd. Bij deze interpretatie moet men volgens ons echter opletten.

Het aanbod is immers een subjectieve schatting van de lengte van de werkweek. Wie zijn werkweek overschat, krijgt een te laag berekend uurloon. Aan de variabele wordt daarom het best niet te veel aandacht besteed.

Ten slotte spelen tewerkstellingskarakteristieken een duidelijke rol. Zo heeft de grootte van het *bedrijf* een significante invloed op het impliciete uurloon. Een groter bedrijf geeft, zoals verwacht, een hoger uurloon. Bovendien zien we een verschil in uurloon naar gelang van de *sector* van tewerkstelling. Mensen die tewerkgesteld zijn in de "overige dienstensector" vormen de referentiecategorie. Tewerkstelling in de industrie en in de nutssector levert een significant hoger loon op. Tewerkstelling in het onderwijs geeft significant lagere verdiensten.

Een volgende significante variabele is het aantal maanden dat gezocht werd naar de eerste functie. Een kortere *zoektijd* heeft een duidelijke positieve invloed op het impliciete uurloon; het systematisch zoekmodel wordt hiermee bevestigd.

Als laatste hebben we het gemiddelde startinkomen opgenomen. Deze variabele is evenwel niet significant. Dit betekent dat de relatief gunstige of ongunstige algemene loonsituatie uit de vertreksituatie, geen aantoonbaar effect heeft op de toekomstige lonen.

Alle voorgaande karakteristieken verklaren samen iets meer dan de helft van de variatie tussen individuele uurlonen ( $R^2=53\%$ ). In het algemeen kunnen we stellen dat de schattingsresultaten overeenstemmen met de a-prioriverwachtingen en een behoorlijke verklaring geven voor de geobserveerde loonverschillen. Bovendien zijn de resultaten vrij stabiel over alternatieve specificaties (niet toegevoegd).

Een mogelijk probleem bij de schattingen is het simultaneïteitsprobleem. Het aanbod kan als endogeen beschouwd worden en is dus te verklaren door andere variabelen. Enerzijds kan het uurloon immers te verklaren zijn door de anciënniteit en het arbeidsaanbod, maar anderzijds kan het ook zo zijn dat de lengte van de werkweek (en dus ook het arbeidsaanbod) niet exogeen is, maar juist bepaald wordt in functie van het uurloon (Polachek, 1974, blz. 127).

Zo beweerde Oi (1962) dat arbeid een quasi-vaste input is en bijgevolg leidt tot quasi-vaste kosten voor de onderneming. Dit betekent dat bij

weinig werkuren lagere lonen betaald zullen worden dan bij veel werkuren. Barzel (1973) voegde hieraan toe dat de marginale arbeidsproductiviteit uiteindelijk daalt bij een voldoende groot aantal werkuren, wat dan leidt tot een lager loon. Hij gaf een S-vormig verband aan, waarbij het marginale loon initieel stijgt, maar uiteindelijk daalt (Moffitt, 1984, blz. 551).

Vanwege de reeds vermelde subjectiviteit bij het bepalen van de lengte van de werkweek, zou een dergelijke simultane schatting in ons geval echter aanleiding geven tot vertekening van de schattingsresultaten. Bovendien kan men zich de vraag stellen of het aanbod werkelijk vrij te kiezen is door de werknemer. In België zitten we immers met institutioneel

vastgelegde werkweken. De enige keuze die de werknemer eigenlijk kan maken, is voltijds of deeltijds te werken. Omdat hierover evenwel geen eenduidige mening terug te vinden is in de literatuur, voegen we volledigheidshalve de resultaten van de simultane schatting toe (tabel 5).

Allereerst valt op dat het model geen echte verbetering ondergaat. De verklaringsgraad van het uurloon daalt van 53% tot 44%. Wat het aanbod betreft, is de verklaringsgraad gelijk aan 12%. De tekens en de grootte van de geschatte coëfficiënten blijft ongeveer gelijk. Het meest opvallende is dat een aantal belangrijke variabelen nu niet meer significant zijn, waaronder geslacht, graad, opleiding en de zoektijd. Bij de sectoren blijkt alleen nog de industrie significant positief te zijn.

Tabel 5. Schattingsresultaten  $\ln(\text{uurloon})$ : "two-stage least squares".

| Variabele          | Coëfficiënt | T-statistiek |
|--------------------|-------------|--------------|
| <b>LN(UURLOON)</b> |             |              |
| C                  | 6,0025**    | 6,26         |
| Aanbod             | -0,0002     | -0,49        |
| Anc                | 0,0475**    | 3,42         |
| Anc <sup>2</sup>   | -0,0006*    | -1,77        |
| Gesl               | -0,0537     | -0,43        |
| Bedrijf            | 0,0342*     | 2,02         |
| Graad              | 0,0475      | 1,47         |
| Opl                | 0,0459      | 0,91         |
| Zoek               | -0,0089     | -0,91        |
| Gemstarti          | 4,69E-06    | 1,28         |
| Dbouw              | -0,1084     | -1,11        |
| Dind               | 0,1332**    | 3,05         |
| Dond               | -0,1261     | -0,67        |
| Dbank              | 0,0619      | 0,93         |
| Dnut               | 0,2181      | 1,34         |
| Doverh             | 0,0064      | 0,05         |
| Dand               | -0,0031     | -0,06        |
| R <sup>2</sup> a   | 0,44        |              |
| N                  | 519         |              |
| <b>AANBOD</b>      |             |              |
| C                  | 1639**      | 2,44         |
| Lnuurln            | 85,75       | 0,79         |
| Gesl               | -384,86**   | -7,23        |
| Graad              | 31,88       | 0,89         |
| Opl                | 117,98**    | 2,49         |
| Kinderen           | -5,99       | -0,26        |
| Werkpartner        | 59,15*      | 2,02         |
| R <sup>2</sup> a   | 0,12        |              |
| N                  | 519         |              |

\* betekent significant op 5%  
 \*\* betekent significant op 1%

De belangrijkste verklaring is wellicht dat we slecht in staat zijn om het arbeidsaanbod te verklaren. Voor aanbod zijn enkel het geslacht, de opleiding en het tewerkgesteld-zijn van de partner significant. Zo blijkt dat vrouwen een significant lager arbeidsaanbod hebben en dat een opleiding die langer duurt dan vier jaar aanleiding geeft tot een hoger arbeidsaanbod. Wie een partner heeft die werkt, heeft ook een hoger arbeidsaanbod.

De meest plausibele reden is dat het arbeidsaanbod in België institutioneel bepaald wordt en dat werknemers aldus hun arbeidsaanbod niet zomaar willekeurig kunnen kiezen. Ze kunnen in principe enkel kiezen tussen voltijds en deeltijds werken. Een tweede mogelijke reden is een mogelijke vertekening wegens de subjectief gemeten variabele aanbod. Dit alles maakt dat wij de voorkeur geven aan het OLS-model.

#### 4. Verschillen tussen mannen en vrouwen

Aangezien het geslacht statistisch significant is, voeren we de analyse nogmaals uit, maar ditmaal voor mannen en vrouwen afzonderlijk. Alle variabelen die besproken zijn in de globale regressie komen opnieuw aan bod, met uitzondering van de dummy geslacht. De regressieresultaten voor de beide geslachtsgroepen werden ondergebracht in tabel 6.

Tabel 6. Schattingsresultaten voor mannen, vrouwen en de totale steekproef (coëfficiënten en t-statistieken tussen haakjes).

|                  | MANNEN    |         | VROUWEN   |         | TOTAAL    |         |
|------------------|-----------|---------|-----------|---------|-----------|---------|
|                  |           |         |           |         |           |         |
| C                | 6,2997**  | (13,36) | 6,9335**  | (5,95)  | 6,0538**  | (16,99) |
| Aanbod           | -0,0003** | (-4,52) | -0,0003** | (-3,52) | -0,0002** | (-5,17) |
| Opl              | 0,0333    | (1,06)  | 0,0796*   | (1,97)  | 0,0519*   | (1,99)  |
| Anc              | 0,0634**  | (3,49)  | 0,0449**  | (3,39)  | 0,0585**  | (4,84)  |
| Anc2             | -0,0011*  | (-2,08) | -0,0001   | (-0,16) | -0,0009** | (-2,60) |
| Graad            | 0,0493*   | (2,09)  | 0,0289    | (0,93)  | 0,0395*   | (2,00)  |
| Bedrijf          | 0,0425*   | (2,37)  | 0,0241    | (0,85)  | 0,0376**  | (2,53)  |
| Zoek             | -0,0092** | (-2,63) | -0,0333** | (-2,74) | -0,0113** | (-3,28) |
| Gemstarti        | 1,97E-06  | (0,27)  | -5,75E-06 | (-0,36) | 4,68E-06  | (0,88)  |
| Dbouw            | -0,0775   | (-0,91) | -0,0637   | (-0,35) | -0,0948   | (-1,18) |
| Dind             | 0,0877    | (1,82)  | 0,1397    | (1,92)  | 0,1122**  | (2,87)  |
| Dond             | -0,2649** | (-4,29) | 0,0496    | (0,39)  | -0,1675** | (-2,88) |
| Dbank            | 0,0211    | (0,50)  | 0,1207    | (1,77)  | 0,0570    | (1,56)  |
| Dnut             | 0,2135**  | (3,08)  | 0,2133**  | (2,89)  | 0,2311**  | (3,80)  |
| Doverh           | -0,0399   | (-0,69) | 0,1429    | (1,64)  | 0,0169    | (0,33)  |
| Dand             | -0,0238   | (-0,41) | 0,1215    | (1,45)  | 0,0167    | (0,35)  |
| R <sup>2</sup> A | 0,52      |         | 0,46      |         | 0,52      |         |
| N                | 523       |         | 172       |         | 697       |         |
| ΣU <sup>2</sup>  | 50,66     |         | 14,16     |         | 67,48     |         |

\* betekent significant op 5%  
 \*\* betekent significant op 1%

Vervolgens toetsen we of beide regressies identiek zijn of verschillend. We gebruiken hiervoor de toets van Chow<sup>3</sup>.

De nulhypothese bij de toets van Chow is dat beide regressies identiek zijn en dat er dus geen verschil is tussen alle geschatte parameters voor beide deelgroepen. Als berekende F-waarde krijgen we 1,75. De kritische F-waarde bij 16 en 681 vrijheidsgraden bedraagt voor een significantiegraad van 10%, 1,76. We moeten dus, zij het nipt, de nulhypothese aanvaarden. Met andere woorden: de betekenis van alle variabelen voor het uurloon van mannen en vrouwen is niet significant verschillend. Het gaat hier dus duidelijk om *alle* verklarende variabelen samen.

3 De Chow-toetsingsgroottheid is:

$$F(k, N - 2k) = \frac{[\sum \hat{u}_T^2 - (\sum \hat{u}_M^2 + \sum \hat{u}_V^2)] / k}{(\sum \hat{u}_M^2 + \sum \hat{u}_V^2) / (N - 2k)}$$

waarbij  $\sum \hat{u}_T^2$ ,  $\sum \hat{u}_M^2$  en  $\sum \hat{u}_V^2$  de residuele kwadraatsommen zijn van respectievelijk de regressie voor de totale steekproef, de regressie voor de mannelijke deelgroep en de regressie voor de vrouwelijke deelgroep. Het getal k stelt het aantal verklarende variabelen voor, N het totaal aantal waarnemingen in de totale steekproef (Gujarati, 1988, blz. 444).

Voor vrouwen verliezen de graad bij afstuderen, de bedrijfsgrootte en de kwadratische anciënniteitsterm significantie. Dit is onder meer te wijten aan de kleinere steekproef en de aldus geringere variatie (bijvoorbeeld van anciënniteit). De tekens blijven wel behouden. 46% van het (log) uurloon wordt verklaard door de opgenomen variabelen.

Bij de mannen wordt nog 52% van de variantie verklaard. De situatie is vrij gelijkaardig met die van de totale steekproef. Dezelfde variabelen komen als significant naar voren, met hetzelfde teken. De variabele opleiding blijkt wel niet meer significant te zijn.

Alhoewel de Chow-test aangeeft dat beide regressies identiek zijn, zien we toch een opmerkelijk verschil in de impact van de meest significante variabele: anciënniteit op de lonen van mannen en vrouwen. Zo zien we dat de groeivoet van de lonen 6,3% bedraagt bij de mannen en slechts 4,5% bij de vrouwen. De Chow-test is echter niet subtiel genoeg om deze verschillen te onderkennen. Een betere methode is de techniek van de dummy-variabele. Door het invoegen van interactietermen in de regressieanalyse van de totale steekproef, kunnen we voor elke variabele afzonderlijk nagaan of die een significant verschillende invloed heeft op de lonen van mannen en vrouwen. Voor anciënniteit betekent dat dus dat we twee extra variabelen invoegen, namelijk het product van anciënniteit en (anciënniteit)<sup>2</sup> met de dummy voor het geslacht. De coëfficiënten van beide variabelen bleken echter in de vorige schattingen niet significant te zijn (niet toegevoegd).

## Besluit

In dit artikel werden enkele trends nagegaan over de bezoldigingen van alumni TEW en HI aan de UFSIA. De resultaten zijn gebaseerd op een schriftelijke enquête die in 1996 werd gehouden bij 1 858 afgestudeerden over de periode 1950-1995 (telkens met tussenstappen van vijf jaar). De responsratio bedroeg 42%.

De reële gemiddelde startwedde (prijzen van 1988) bedraagt ongeveer 74 000 BEF. Opmerkelijk is dat vanaf circa 1970 de reële gemiddelde startwedden niet verder stijgen. Dat kan erop wijzen dat het aanbod van afgestudeerden TEW en HI sneller groeit dan de vraag ernaar.

De gemiddelde huidige maandwedde (winter 1996) bedraagt 144 000 BEF. De grote meerderheid van de respondenten (74%) heeft een maandelijks bruto-inkomen dat tussen 50 000 en 200 000 BEF ligt. 80% van de respondenten ontvangt hiernaast nog bijkomende voordelen.

De gemiddelde brutomaandwedde van de mannelijke respondenten (158 000 BEF) ligt meer dan 50% hoger dan de gemiddelde maandwedde van vrouwelijke respondenten (100 000 BEF). Ten slotte werken mannelijke respondenten gemiddeld langer (48,7 uur per week) dan hun vrouwelijke collega's (41,6 uur per week). Dit alles samen maakt dat het impliciete uurloon van mannen (814 BEF) gemiddeld hoger ligt dan dat van vrouwen (626 BEF).

We moeten echter voorzichtig zijn met het extrapoleren van de steekproefresultaten naar de totale populatie. Zo zijn graad en jaar van afstuderen niet representatief voor de hele populatie. Zelfselectie van de meer succesvolle alumni is waarschijnlijk.

Uit de regressieanalyse blijkt dat opleiding, talent en ervaring belangrijke determinanten zijn van het niveau van het uurloon. Het significant kwadratisch inkomensprofiel geeft een positief verband aan tussen uurloon en ervaring, waarbij de loonstijging met de jaren afzwakt door een veroudering van de ervaring. Een hogere graad (benadering van talent) geeft aanleiding tot een significant hoger uurloon, evenals een opleiding die langer duurt dan de TEW-opleiding van vier jaar (handelsingenieur of bijkomende opleiding). Dit is een duidelijke bevestiging van de "human capital"-theorie.

Ook vraagfactoren spelen een rol. Hoe groter het bedrijf waarin men tewerkgesteld is, hoe hoger het uurloon. Bovendien is het uurloon afhankelijk van de sector van tewerkstelling. Zo ontvangt men een significant hoger uurloon in het onderwijs, de industrie en de nutsbedrijven t.o.v. de referentiecategorie "overige diensten".

Een andere significante variabele is het aantal maanden dat gezocht werd naar de eerste functie. Blijkbaar heeft een kortere zoektijd een positieve invloed op het uurloon.

Ten slotte heeft ook het geslacht een significant effect op het uurloon. Vrouwen zouden, ceteris paribus, bijna 10% minder betaald worden dan mannen. Een afzonderlijke regressie voor beide geslachten wijst echter uit dat de betekenis van alle variabelen samen voor het uurloon van

mannen en vrouwen niet significant verschillend is. De invloed van het geslacht blijft daarmee voor betwisting vatbaar.

## Bibliografie

- BARZEL, Y. (1973), "The Determination of Daily Hours and Wages", *Quarterly Journal of Economics*, jg. 87, blz. 220-238.
- DE MEULEMEESTER, J. (1995), "Analyse de la relation formation-salaire pour les universitaires belges", *Cahiers économiques de Bruxelles*, jg. 37, blz. 327-380.
- FOLMER, H. en J. VAN DIJK (1992), "Looneffecten van de duur en frequentie van de werkloosheid", *Economisch Statistische Berichten*, blz. 109-111.
- GUJARATI, D.N. (1988), *Basic Econometrics*, McGraw-Hill/USA, 705 blz.
- HECKMAN, J. (1977), *Dynamic Models of Female Labor Supply*, niet-gepubliceerde paper, University of Chicago.
- LAYARD, R., BARTON, M. en A. ZABALZA (1980), "Married women's participation and hours", *Economica*, jg. 47, blz. 51-72.
- LIPPMAN, S.A. en J.J. MCCALL (1976), "The economics of job search: a survey", *Economic Inquiry*, jg. 14 (1), blz. 155-189 en (2), blz. 347-368.
- MEERSMAN, H. en I. VANNESTE (1991), *Positieve verschillen tussen mannelijke en vrouwelijke UFSIA-TEW-alumni*, Studiecentrum voor Economisch en Sociaal Onderzoek, UFSIA, working paper, 36 blz.
- MOFFITT, R. (1984), "The estimation of a joint-wage-hours labor supply model", *Journal of Labor Economics*, jg. 2, nr. 4, blz. 550-566.
- NAERT, Ph., S. KÉSENNE en J. WILLEMS (1978), *Jonge alumni bedrijfseconometrie en algemene bedrijfseconomie van de faculteit TEW: evaluatie van de opleiding en arbeidssituatie*, working paper 78-49, Centrum voor Bedrijfseconomie en Bedrijfseconometrie, Universiteit Antwerpen, 20 blz.
- NONNEMAN, W. (1994), "Bezoldigingen en werktijden van afgestudeerden in de Toegepaste Economische Wetenschappen", *Economisch en Sociaal Tijdschrift*, nr. 1, blz. 55-77.
- OL, W. (1962), "Labor as a quasi-fixed factor", *Journal of Political Economy*, jg. 70, blz. 538-555.
- PEETERS, L. (1997), "Lonen en aanvullende voordelen van Vlaamse economen die afgestudeerd zijn aan de Economische Hogeschool Limburg (de huidige Faculteit TEW van het LUC)", *Economisch en Sociaal Tijdschrift*, nr. 1, blz. 83-108.
- POLACHEK, S. (1974), "Family investments in human capital: earnings of women", *Journal of Political Economy*, jg. 82, deel 2, blz. 397-429.
- POLACHEK, S.W. en W.S. SIEBERT (1993), *The economics of earnings*, Cambridge University Press.
- SALOP, S.C. (1973), "Systematic job search and unemployment", *Review of Economic Studies*, blz. 191-201.
- SMITH, J.P. (1980), *Female Labor Supply*, Princeton, Princeton University Press, 384 blz.
- VAN NUFFELEN, C. (1994) *Statistiek II*, Berlaar, Steylaerts, 457 blz.

### Abstract

Wages of Graduates of Applied Economics and Sales Engineer at the University of Antwerp (UFSIA)

This paper analyses some important trends in the wages of graduates of Applied Economics and Sales Engineer at the University of Antwerp (UFSIA), graduated in the period 1950-1995. The graduates of the sample report to work on average about 47 hours a week. For more than three fourths of the sample, gross monthly income is in the range of 50 000 to 200 000 BEF. It is found that the hourly wages of men are higher than those of women. Significant determinants of the hourly wages are gender, experience, degree, and education. The study thus gives evidence of the human capital theory. In addition, some demand factors (sector of employment and size of company) are significant. Higher incomes are also associated with a shorter searching time for the first job, confirming the systematic search model.



**denenheuvel**  
Conferentiecentrum

*Enjoy the difference!*

ZAKENDINERS - BANKETTEN - ONTBIJTMEETINGEN  
PERSCONFERENTIES - VERGADERINGEN  
RESIDENTIELE- EN DAGSEMINARIES

P.S. Als U echt 'The Difference' wil ervaren, bel ons dan meteen!

Geelsebaan 72-74  
2460 Kasterlee  
E-mail: [denenheuvel@innet.be](mailto:denenheuvel@innet.be)



Tel. 014/85.04.97  
Fax 014/85.04.96  
Website: <http://www.denenheuvel.be>

## Boekbesprekingen

### Algemene economie

#### Handbook of Population and Family Economics

Mark R. Rosenzweig en Oded Stark, eds., *Handbook of Population and Family Economics. Volume 1A en 1B (Handbooks in Economics, 14)*

Amsterdam, Elsevier Science, 1997, xviii + xix + 1.343 + 45 (index) blz. - Prijs: 375 NLG (set)

ISBN 0-444-89647-3 (set)

Wie gelooft dat liefde, familie en economische principes niets met elkaar te maken hebben, moet er beseft dit volumineuze werk eens op naslaan. Het betreft twee lijvige boekdelen in het favoriete domein van Gary Becker, "Family Economics", die voor zijn theorieën in dit verband overigens de Nobelprijs kreeg. De bedoeling van de auteurs is een overzicht aan te bieden van dit vrij jonge onderdeel van de economische wetenschappen aan de hand van een bundeling van werken van vooraanstaande economen.

Boekdeel 1 bestaat uit drie delen: familie, vruchtbaarheid, mortaliteit en gezondheid. Ook boekdeel 2 beslaat drie delen: migratie, vergrijzing van de bevolking versus de economie, en aggregatieve wijzigingen in de populatiestructuur versus economische groei. De hoofdstukken in de verschillende delen worden zeer didactisch opgebouwd: aan een basismodel worden telkens meer realistische trekken toevertrouwd, zodat uiteindelijk vragen zoals "de econo-

mische redenen voor een huwelijk", "scheidingen en hun economische consequenties", "het effect van economische prikkels op de vruchtbaarheid en de bevolkingsgroei", "de vraag naar kinderen", "economische redenen voor migratie", "de relatie tussen migratie en handel", "veroudering versus economische prikkels" enz. beantwoord kunnen worden.

Beide boekdelen zijn uiteindelijk erg technisch en de modellen complex, maar tegelijkertijd wordt de intuïtie achter de resultaten duidelijk verwoord. Ook de link met de empirie wordt niet uit het oog verloren. Voor een econoom onontbeerlijk in de persoonlijke bibliotheek!

Patrick Vanhoudt

#### Enterprise and social benefits after communism

Martin Rein, Barry L. Friedman en Andreas Wörgötter, eds., *Enterprise and social benefits after communism*

Cambridge, Cambridge University Press, 1997, xxiii + 315 blz. - Prijs: 45 GBP  
ISBN 0-521-58403-5 (hardback)

Een van de kenmerken van de ondernemingen in het communistische Centraal- en Oost-Europa was het beschikbaar stellen van allerhande sociale voordelen voor hun werknemers. In dit boek worden de vorm en de grootte van deze voordelen be-