

# "You Need A Broker Whose Costs Are Under Control."

call 03/238.79.00  
DIERICKX en CIE  
beursvennootschap

*Discount Brokerage*

Kasteelpleinstraat 44, 2000 Antwerpen  
Wilfried Dierickx lic. 1954, Herman Hendrickx lic. 1979, Bart Huybrechts lic. 1990.

hotel  
restaurant  
taverne  
den  
en  
heuvel

Conferentiecentrum

*Enjoy the difference!*

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

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

Geelsebaan 72-74  
2460 Kasterlee

Tel. 014/85.04.97  
Fax 014/85.04.96

Walter Nonneman \*

## Bezoldiging en werktijden van afgestudeerden in de Toegepaste Economische Wetenschappen

*In dit artikel worden enkele trends belicht inzake de bezoldiging en werktijden van afgestudeerden van de Faculteit Toegepaste Economische Wetenschappen (TEW) van de Universitaire Faculteiten Sint-Ignatius te Antwerpen (UFSIA). De gemiddelde - voor munterosie gecontroleerde - aanvangswedden tussen 1971 en 1984 dalen met gemiddeld 2,7 % per jaar. 'Ervaring' en 'talent' zijn de belangrijkste determinanten van het salaris. 'Talentrijke' afgestudeerden werken een vijfde tot een kwart meer dan anderen.*

### Inleiding

In dit artikel belichten we, met behulp van recente enquêtegegevens, enkele trends in verband met de bezoldiging en de werktijden van afgestudeerden van de Faculteit TEW van UFSIA. Reeds eerder werd onderzoek verricht naar de situatie van alumni van TEW-UFSIA op de arbeidsmarkt. Naert, Késenne en Willems (1978) analyseerden verschillen in de evaluatie van opleiding en arbeidsmarktpositie tussen kwantitatieve bedrijfseconomen en algemene bedrijfseconomen. Meersman en Vanneste (1991) onderzochten verschillen in arbeidspositie tussen mannen en vrouwen. Elsas, Gijsbrechts, Van den Dorpe, Van Grembergen en Van Waterschoot (1992) vergeleken de opinies over de opleiding en de carrières van MBA- versus TEW-alumni.

Dit artikel maakt gebruik van een enquête die in 1990 werd gehouden onder afgestudeerden over de periode 1971-1984. In deel 1 van dit artikel worden de gegevens beschreven. Tevens worden uit de beschrijven-

\* Universiteit Antwerpen (UFSIA). Ik dank Inge Vanneste en Hilde Meersman voor het ter beschikking stellen van de data. Ook dank aan Bruno De Borger, Hilde Meersman en de referees voor de commentaren.

Economisch en Sociaal Tijdschrift, 1994/1, pp. 55-77

de statistieken een aantal trends afgeleid. In deel 2 trachten we verschillen in bezoldiging en werktijden te verklaren door multivariate analyse. Tot slot formuleren we enkele conclusies.

## 1. Basisgegevens en beschrijvende statistieken

### A. Beschrijving van de basisgegevens

De hier gebruikte data komen uit een enquête die is samengesteld en verwerkt door I. Vanneste (Vanneste, 1991). De enquête had oorspronkelijk tot doel een inzicht te verwerven in de samenhang tussen jobkenmerken, jobpercepties en arbeidsmarktsucces van vrouwelijke versus mannelijke afgestudeerden. De enquête werd in de winter van 1990 per brief gehouden onder TEW-alumni van de promotie jaren 1971 tot en met 1984.<sup>1</sup> De oorspronkelijke steekproefgrootte bedroeg 200 vrouwelijke en 200 mannelijke alumni, proportioneel geselecteerd uit ieder promotiejaar. Op basis van de respons komen 121 volledige antwoorden, waarvan 51 vrouwen en 70 mannen, voor verwerking in aanmerking. Dit komt neer op ongeveer 25 % van de vrouwelijke en 35 % van de mannelijke ondervraagden. De respondenten zijn vrij gelijk gespreid over alle promotie jaren.

Gelet op de beperkte steekproefgrootte, is voorzichtigheid geboden bij extrapolatie van de conclusies naar de hele groep van TEW-alumni. Daarbij zijn in de steekproef uitsluitend personen opgenomen die houder zijn van een deeltijdse of voltijdse arbeidsplaats. Gegevens over werkloze of niet in de arbeidsmarkt participerende alumni zijn niet bekend. Ook is een zekere mate van zelfselectie niet uit te sluiten. Wie succesvol is of vindt dat hij (zij) het is, zal meer geneigd zijn om te rapporteren over zijn (haar) toestand. Het feit dat bijna de helft van de respondenten over een bijkomend diploma beschikt is hiervan een indicatie. Deze elementen beletten echter niet dat de enquête zeer waardevolle informatie bevat en kan bijdragen tot een goed begrip van de arbeidspositie van de afgestudeerden.

Ieder antwoord bevat onder meer informatie over het geslacht van de respondenten, het afstudeerjaar, het studieresultaat, of al dan niet (een) aanvullende studie(s) werd(en) gevolgd, de startwedde, de huidige maandwedde, of al dan niet bijkomende voordelen worden geno-

<sup>1</sup> 1971 was het jaar met de eerste vrouwelijke promoties. Een periode van ten minste vijf jaar carrièremogelijkheden werd vooropgesteld, vandaar 1984 als einddatum.

ten, de lengte van de werkweek, het aantal kinderen ten laste, de lengte van de werkweek van de partner, het startjaar van de carrière, de maandwedde bij aanvang van de carrière, de duur van eventuele arbeidsmarktonderbrekingen. Daarbij is de enquête ook zeer rijk aan informatie over diverse attributen van de job van de respondent. Deze gegevens worden hier niet gebruikt. Ze werden uitvoerig verwerkt in een onderzoek naar discriminatie tussen mannen en vrouwen (Meersman en Vanneste, 1991).

Tabel 1 geeft de lijst van de in aanmerking genomen variabelen en hun definities.

Tabel 1

Lijst van variabelen en hun definities

Afkorting	Definitie
GES	geslacht (1 = vrouwen, 0 = mannen)
R1	studieresultaat (1 = GO, 0 = rest)
R2	studieresultaat (1 = O + GO, 0 = rest)
DIP	bijkomend diploma? (1 = ja, 0 = neen)
AGG	aggregaatsdiploma? (1 = ja, 0 = neen)
DIP1	ander diploma dan aggregaat? (1 = ja, 0 = neen) = DIP - AGG
HLN	huidig maandloon (in BEF)
BVD	bijkomende voordelen? (1 = ja, 0 = neen)
UUR	lengte van de werkweek (uur)
KIN	aantal kinderen ten laste
OP2	opleiding van de partner (1 tot 4)
UR2	lengte van de werkweek van de partner (uur)
OND	tewerkstelling in onderwijs? (1 = ja, 0 = neen)
ANB	arbeidsaanbod (uur/jaar) of UUR * (48 - 4 * OND)
ULN	gemiddeld uurloon (BEF/uur) of (HLN * 12) / ANB
ANC	anciënniteit (maand) berekend als: (1989 - startjaar) * 12 - arbeidsmarktonderbrekingen
STJ	startjaar van de carrière
STW	startwedde
START	verhouding tussen de startwedde en de trendwaarde van de gemiddelde startwedden

## B. Enkele beschrijvende statistieken

### 1. De evolutie van de startwedden

Zowel voor de beleidsbepalers van een onderwijsinstelling, die de toekomstige ontwikkeling van het studentenaantal moeten inschatten, als voor de jongeren die hun studiekeuze nog moeten bepalen, is de ontwikkeling van de wedden bij de start van een carrière bijzonder informatief. De startwedde – of de prijs die de markt bereid is te betalen voor nieuwe afgestudeerden in een bepaalde richting – is een indicatie voor de relatieve schaarste van een opleiding.

De evolutie van de beginwedden van universitair afgestudeerden blijkt goed verklaard te kunnen worden door de toepassing van vraag- en aanbodconcepten (Freeman, 1971; Murphy en Welch, 1992). Trendmatig dalende (reële) startwedden zijn een aanwijzing dat het aanbod sneller groeit dan de vraag. Aangehouden dalingen wijzen op een zekere saturatie van de markt en zullen zich op den duur vertalen in werkloosheid, althans voor afgestudeerden die per se een beroep willen uitoefenen dat overeenkomt met hun opleiding. Eenvoudige vraag- en aanbodanalyse leert dat de markt, zodra de reële startwedden een 'sociologisch' minimumweddepeil<sup>2</sup> bereiken, de bijkomende afgestudeerden niet langer zal absorberen, wat werkloosheid of aanbodoverschot tot gevolg heeft.

Stijgende reële startwedden daarentegen wijzen op relatieve schaarste en op een onderwijssysteem dat de vraag naar deze opleidingen niet kan volgen. Ook hier gelden vaak bovengrenzen aan het weddeniveau. Extreme vormen van schaarste zullen zich vertalen in een groeiend aantal openstaande betrekkingen of in organisaties die in toenemende mate aan hun eigen personeel opleidingen verstrekken met een bredere dan functioneel strikt noodzakelijke vorming.

Ondanks het feit dat de ontwikkeling van startwedden een zeer belangrijk informatief signaal is voor onderwijsbeleid en studiekeuze, en het een statistiek is die met relatief beperkte kosten te verzamelen valt, is deze informatie meestal fragmentair en occasioneel beschikbaar.<sup>3</sup> Deze

<sup>2</sup> Zo'n sociologisch minimum voor academici is b.v. de startwedde van bedienden met een tertiaire opleiding van het korte type.

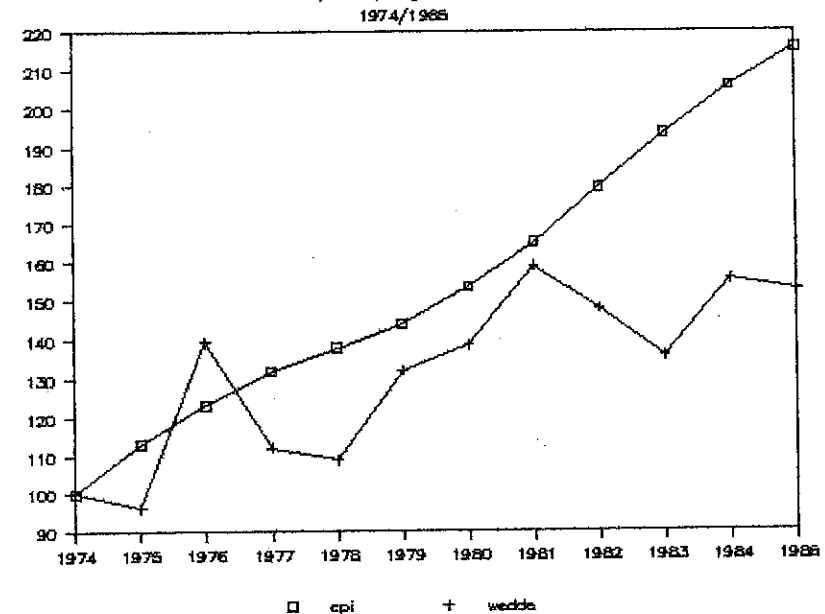
<sup>3</sup> Startwedden voor diverse functies (met verschillende opleidingsvereisten) worden wel systematisch verzameld – maar niet publiek gemaakt – door sommige bedrijfsfederaties ten behoeve van hun leden. Bedrijven vermijden daardoor onderling aanbod en verwerven uit deze asymmetrie van informatie enige monopsoniemacht ten aanzien van potentiële werknemers.

enquête biedt een unieke gelegenheid om een inzicht te verwerven in de ontwikkeling van de gemiddelde startwedden van alumni TEW-UFSIA.

In figuur 1 wordt de evolutie van de gemiddelde beginwedde, uitgedrukt in een index (1975 = 100), vergeleken met de evolutie van de index van de consumptieprijzen (1975 = 100). Hieruit blijkt duidelijk dat de gemiddelde startwedde geen gelijke tred houdt met de algemene geldontwaarding.

Figuur 1

### index consumptieprijzen vs startwedde



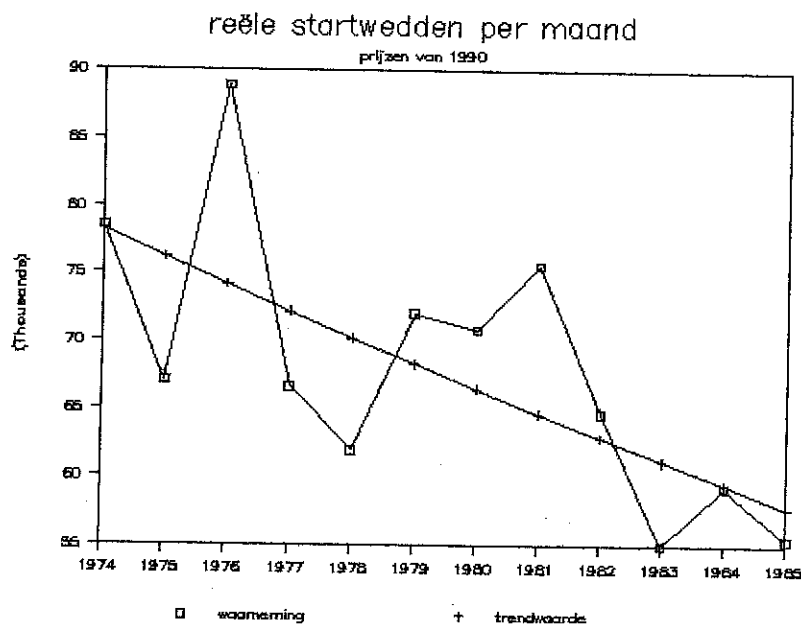
In figuur 2 wordt de evolutie van de gemiddelde reële startwedde, uitgedrukt in prijzen van 1990, van TEW-alumni weergegeven. Per jaar – het jaar waarin de respondenten hun carrière begonnen – wordt het gemiddelde van de gerapporteerde startwedden (fr./maand) gedeeld door de prijsindex van de consumptieprijzen (1990 = 100). Dit geeft dan de gemiddelde reële aanvangswedde in koopkracht van 1990.

Op dezelfde grafiek wordt, naast de waargenomen ontwikkeling, de berekende trendmatige evolutie uitgezet. De trend in de beginwedde is duidelijk dalend. De gemiddelde daling van de reële startwedden be-

draagt over de periode 1974-1985 ongeveer 2,7 % per jaar.<sup>4</sup> Met de gemiddelde inflatie over deze periode betekent dit dat de gemiddelde nominale beginwedge nagenoeg onveranderd blijft van jaar tot jaar, maar in koopkracht vermindert met het tempo van de munterosie.

Uit figuur 2 valt ook af te leiden dat de onmiddellijke jobkansen van de afgestudeerden sterk worden beïnvloed door het algemeen economisch klimaat. Zo zijn de jaren 1975, 1977, 1981 en 1983 als 'crisisjaren' te bestempelen voor de Belgische economie, gelet op de groei van het reële BNP van respectievelijk -1,5, 0,3, -1,5 en -0,2 %. Ook in deze jaren - of jaren in de onmiddellijke nabijheid<sup>5</sup> - verzwakken de aanvangswedden aanzienlijk.

Figuur 2



4 De kleinste-kwadratenschatting van de trendlijn is:

$$\ln Y = 11,29593 - 0,0274 t \quad R^2 = 0,48$$

(0,0090)                      n = 12

Hierin is Y de reële gemiddelde startwedge; t=1, 2, ... in 1974, 1975, ... en het getal tussen haakjes de standaardfout.

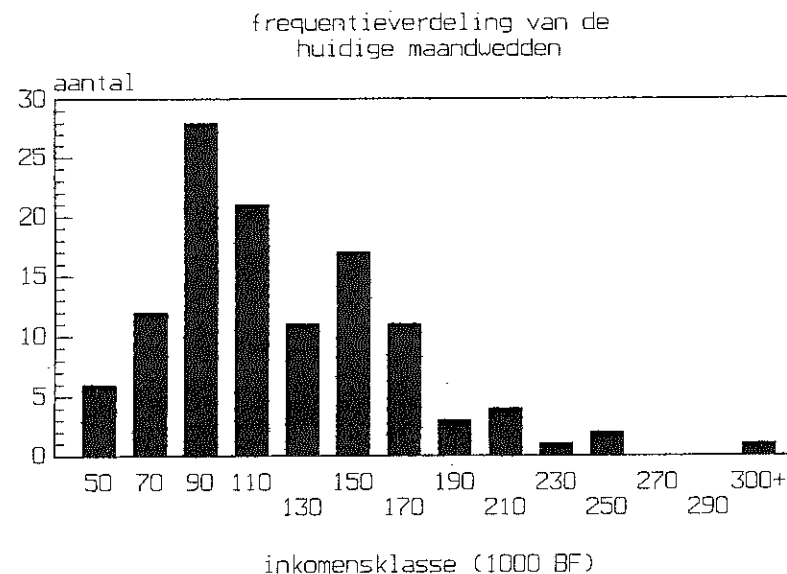
5 Met uitzondering van 1981, maar in dat jaar steunt het gemiddelde van de startwedden op slechts vier observaties, wat het minimum is voor de gehele periode.

## 2. De verdeling van de huidige maandwedden

De gemiddelde huidige (winter 1990) wedde van de respondenten in de steekproef bedraagt 119.500 BEF bruto per maand. Gelet op de verschillen tussen de respondenten inzake anciënniteit, voltijdse versus deeltijdse arbeid enz., is de spreiding uiteraard zeer groot. De kleinste gerapporteerde maandwedge bedraagt 46.000 BEF en de maximale wedde 300.000 BEF.

In figuur 3 wordt de verdeling van de huidige maandwedge meer gedetailleerd weergegeven. Hieruit blijkt onder meer dat de modale wedde tussen 100.000 en 120.000 BEF ligt.<sup>6</sup> Ongeveer 5 % van de respondenten hebben een wedde kleiner dan 60.000 BEF; ongeveer evenveel respondenten hebben een wedde die groter is dan 200.000 BEF per maand. Ongeveer de helft van de respondenten heeft een wedde 100.000 en 200.000 BEF.

Figuur 3



6 Er is een tweede (niet-dominante) modus, namelijk tussen 140.000 en 160.000 BEF.

Zoals vaak het geval is voor wedden en inkomens, valt ook deze weddeverdeling redelijk te beschrijven met een lognormale verdeling.<sup>7</sup>

### 3. Enkele eenvoudige vergelijkingen tussen mannelijke en vrouwelijke afgestudeerden<sup>8</sup>

In tabel 2 zijn de beschrijvende statistieken te vinden over de belangrijkste variabelen. Kolom 1 bevat de data voor de vrouwelijke respondenten, kolom 2 voor de mannelijke respondenten en kolom 3 voor de hele steekproef.

Tabel 2

Gemiddelde waarden: vrouwen, mannen en totaal

Variabele	Vrouwen	Mannen	Totaal
aantal (N)	51	70	121
<i>Opleiding</i>			
Grote onderscheiding (R1)	0,0784	0,0714	0,0744
Grote ondersch. + ondersch. (R2)	0,6471	0,5286	0,5785
Bijkomend diploma (DIP)	0,4902	0,4714	0,4793
Aggregaatsdiploma (AGG) <sup>o</sup>	0,1765	0,0857	0,1240
Ander diploma (DIP1)	0,3137	0,3857	0,3554
<i>Gezinssituatie</i>			
Kindertal (KIN) <sup>o</sup>	1,45	1,80	1,6
Opleiding partner (OP2) <sup>oo</sup>	2,19	1,87	2,00
Uur per week partner (UR2) <sup>ooo</sup>	39,00	22,36	29,37
<i>Arbeidsmarktpositie</i>			
Anciënniteit (ANC)	126	126	126
Uur per jaar (ANB) <sup>ooo</sup>	1.848	2.354	2.141
Loon per uur (ULN) <sup>oo</sup>	713	669	688
Huidig maandloon (HLN) <sup>ooo</sup>	104.870	130.083	119.456
Uur per week (UUR) <sup>ooo</sup>	39	49	45

De aangemerkte variabelen verschillen statistisch met een significantieniveau van:

<sup>o</sup> = 10 %

<sup>oo</sup> = 5 %

<sup>ooo</sup> = 1 %.

Er zijn geen verschillen van betekenis tussen mannen en vrouwen wat betreft het aantal 'uitmuntende' studenten (grote onderscheiding), namelijk 7,8 respectievelijk 7,1 %. Toch zijn er iets meer 'goede' studen-

<sup>7</sup> De hypothese dat de natuurlijke logaritme van de maandwedde normaal verdeeld is, met een gemiddelde van 11,62086 en een standaardafwijking van 0,37563, is niet te verwerpen met een betrouwbaarheidsniveau van 95% ( $\chi^2 = 9,182$ ;  $vg = 5$ ;  $p = 0,1020$ ).

<sup>8</sup> Voor een uitvoeriger analyse van verschillen tussen de geslachten, zie Meersma en Vanneste, 1991.

ten (onderscheiding of beter) onder de vrouwelijke respondenten (64,7 %) dan onder de mannelijke respondenten (52,9 %). Nagenoeg de helft van de respondenten beschikt over een aanvullend diploma. Er is nauwelijks verschil tussen mannen (47 %) en vrouwen (49 %). De aard van het bijkomend diploma verschilt echter. Een groter aantal vrouwelijke respondenten bezit het aggregaatsdiploma (18 %); bij mannelijke respondenten is het aggregaat minder gegeerd (9 %).

De gezinssituatie stemt overeen met wat men zou verwachten. Mannelijke respondenten hebben meer kinderen ten laste (1,80) dan vrouwelijke respondenten (1,45). Dit is het gevolg van de samenstelling van de steekproef. De mannelijke respondenten hebben een partner, waarvan sommigen participeren in de arbeidsmarkt, maar sommigen ook niet. De vrouwelijke respondenten in de steekproef zijn uitsluitend werkende vrouwen. Het is bekend dat de kans dat een vrouw participeert in de arbeidsmarkt, en derhalve in deze steekproef zit, daalt met het kinderaantal. Het is daarom ook te verwachten dat de gemiddelde kinderlast van de mannelijke respondenten (en hun al of niet werkende partner) groter is dan de gemiddelde kinderlast van de vrouwelijke (uitsluitend werkende) respondenten.

Het typische rollenpatroon van man en vrouw komt ook tot uitdrukking in de statistieken over het arbeidsaanbod van de partner. Partners van mannelijke respondenten werken aanzienlijk minder (22 uren) dan partners van vrouwelijke respondenten (39 uren). Mannen worden geacht op voltijdse basis aan het arbeidsproces te participeren, terwijl dat van vrouwen niet per se wordt verwacht. Ook in het opleidingsniveau komt een typisch rollenpatroon tot uitdrukking. Partners van mannelijke respondenten hebben een wat geringere opleiding (1,87) dan partners van vrouwelijke respondenten (2,20).

Tenslotte worden enkele vergelijkingen gemaakt met betrekking tot de positie op de arbeidsmarkt van vrouwelijke en mannelijke respondenten.

Er is geen verschil in de gemiddelde anciënniteit van mannelijke en vrouwelijke respondenten. De gemiddelde anciënniteit bedraagt 10,5 jaar.

De gemiddelde maandwedde voor mannelijke respondenten (130.083 BEF) ligt bijna een kwart hoger dan de maandwedde van vrouwelijke respondenten (104.870 BEF). Dit verschil is ook statistisch betekenisvol. Ook de kans op bijkomende voordelen is significant groter voor man-

nen (0,89) dan voor vrouwen (0,55). Daartegenover staat dan weer dat de (gerapporteerde) werkweek van mannelijke respondenten een kwart langer is (49 uren) dan de werkweek van vrouwelijke respondenten (39 uren). Ook de geschatte arbeidsprestatie per jaar – waarbij gecorrigeerd werd voor de langere vakantieperiode van tewerkgestelden in het onderwijs – vertoont hetzelfde beeld. Mannelijke respondenten werken gemiddeld 2.354 uur per jaar. Dat is een vierde meer dan vrouwelijke respondenten, die 1.848 uur per jaar presteren.

De maandwedge van mannelijke respondenten is dan wel een vierde hoger dan die van vrouwelijke respondenten, maar ze werken ook een vierde langer in vergelijking met vrouwelijke respondenten. Er is daarom ook geen significant verschil tussen het gemiddelde impliciete uurloon van mannelijke respondenten (669 BEF/uur) en vrouwelijke respondenten (713 BEF/uur).

Men zou dus oppervlakkig kunnen besluiten dat er sprake is van 'discriminatie' tussen de seksen, omdat vrouwen een maandwedge hebben die gemiddeld 80 % van de maandwedge van de mannen bedraagt. Bij nader toezien blijkt echter dat vrouwen ook maar 80 % van de werktijd van de mannen presteren, waardoor de verdienste per uur nagenoeg gelijk is.

## 2. Verschillen in bezoldiging en werktijden

### A. Verschillen in bezoldiging

In deze paragraaf gaan we na hoe en in welke mate de verschillen in vergoeding tussen de respondenten – bedoeld wordt de impliciete loonvoet of de jaarwedge gedeeld door het aantal arbeidsuren – uitgelegd kunnen worden door kenmerken van de respondent. Hierbij wordt gebruik gemaakt van het kader van de theorie van het menselijk kapitaal, waarbij de klemtoon ligt op aanbodfactoren. Loonverschillen kunnen ook te wijten zijn aan verschillen aan de vraagzijde, zoals de sector van tewerkstelling, of verschillen in jobattributen, zoals werkzekerheid en inkomensrisico, verantwoordelijkheid enz. Deze vraagdeterminanten werden niet expliciet opgenomen.

Een typisch inkomensverloop van een individu over zijn carrière bestaat uit een vrij snel stijgend inkomen, onmiddellijk na het schoolverlaten. Nadien volgt een periode van wat tragere stijging, tot een maximum wordt bereikt, dat tenslotte uitmondt in een wat lager inkomens-

niveau tegen de pensioenleeftijd. Het inmiddels klassiek geworden model van Mincer-Becker (Mincer, 1974), veralgemeend door o.m. Weiss (Weiss, 1986), biedt een verklaring van dit niet-lineaire inkomenspatroon op grond van enkele eenvoudige veronderstellingen over investeringsgedrag, opbouw en benutting van het zogenaamd 'menselijk kapitaal' over de levenscyclus. Het model houdt daarbij rekening met zowel schoolse opleiding als 'naschoolse' opleiding en ervaring ('on-the-job training'). Ofschoon dit model niet vrij is van analytische en empirische problemen (zie Willis, 1986), leidt het tot een functionele specificatie van de te schatten inkomensvergelijking.

De standaardspecificatie van Mincer-Becker komt neer op de volgende vergelijking:

$$\ln ULN = a + b.S + c.ANC + d.ANC^2 + e.X$$

met:

$\ln ULN$  = de natuurlijke logaritme van het verdiende uurloon

$S$  = de schoolse opleiding

$ANC$  = de anciënniteit in de arbeidsmarkt (als maat voor post-schoolse opleiding en ervaring)

$X$  = eventuele andere verklarende elementen.

Het kwadratische karakter van het typische inkomensprofiel is op grond van de hier gebruikte steekproef wellicht niet nauwkeurig te schatten. De typische vertraging in de aangroei van de verdiensten naarmate de anciënniteit toeneemt, manifesteert zich meestal pas relatief laat in een carrière (na 20 jaar werkervaring of meer), terwijl de respondenten in deze steekproef zich overwegend in de eerste helft van hun carrière bevinden; ze hebben gemiddeld 10 jaar anciënniteit.

Het effect van bijkomende schoolse opleiding kan hier enkel worden gemeten via enkele 'dummy'-variabelen. Dat zijn  $AGG$ , die de waarde 1 aanneemt indien de respondent een aggregaatsdiploma heeft en 0 indien niet, en  $DIP1$ , die de waarde 1 aanneemt indien een andere bijkomende opleiding dan het aggregaat werd genoten en 0 indien niet. De coëfficiënten van deze variabelen kunnen worden geïnterpreteerd als het procentuele effect van de betreffende bijkomende opleiding op het impliciete uurloon.

De anciënniteit in de arbeidsmarkt ( $ANC$ , uitgedrukt in maanden) is in deze steekproef vrij precies gekend, omdat de vragenlijst niet alleen peilt naar de globale lengte van de carrière maar ook naar de duur van eventuele jobonderbrekingen.

Een van de typische problemen bij het schatten van inkomensprofielen is dat vaak geen gegevens voorhanden zijn over het 'talent' (ability) van respondenten. In dergelijke gevallen kan men in de multivariate schatting niet controleren voor deze persoonskenmerken. In het geraamde effect van scholing op verdienste zit dan ook het effect van 'talent' vervat, omdat scholing en talent vaak goed gecorreleerd zijn. Wie 'talent' heeft, houdt het doorgaans ook langer vol op school. In deze steekproef heeft men wel een indicatie van de 'capaciteiten' of het 'talent' van de respondent. Het behaalde studieresultaat (R1 of R2) is wellicht een goede maatstaf van het 'talent' en de 'capaciteiten' van de respondent.

Het impliciete uurloon is helaas geen 'zuivere' schatting van de verdiensten van een respondent. Er zijn geen nauwkeurige gegevens bekend over een eventuele 13de of 14de maand, de precieze vakantieregeling, eindejaarsboni enz. Ongeveer drie vierde van de respondenten rapporteert dat zij (hij) aanvullende voordelen geniet (bedrijfswagen, kostenrekening, ...). Het monetaire equivalent van deze voordelen is niet bekend en enkel een 'dummy'-variabele BVD is beschikbaar. BVD neemt de waarde 1 aan indien de respondent bijkomende voordelen geniet en 0 indien niet.

In een aantal studies wordt gewezen op het belang van een goede start van een carrière.<sup>9</sup> Die goede start kan afhangen van de individuele beslissing om de carrière in een bepaalde sector te starten, maar ook van de algemene economische omstandigheden in het beginjaar van de carrière. Om het effect van een goede of slechte start te meten, werd iedere gerapporteerde beginwedde vergeleken met de jaarlijkse trendwaarde van de gemiddelde startwedde, zoals voordien berekend. De variabele START is de ratio tussen de startwedde en de jaarlijkse trendwaarde van de gemiddelde beginwedden.

Tenslotte kan worden nagegaan of er toch nog eventuele verschillen zijn in verdiensten louter en alleen op grond van het geslacht. Indien deze variabele (GES: 1 voor vrouwelijke respondenten, 0 voor mannelijke respondenten) een betekenisvol effect heeft op de verdiensten, dan wijst dat op discriminatie tussen de geslachten.

9 Zo wordt b.v. het belang van vroege wetenschappelijke prestaties voor de uitbouw van een academische carrière aangetoond door Siow, 1991.

De aangevulde vergelijking van Mincer-Becker en enkele varianten ervan werden geschat met de methode van de gewone kleinste kwadrate. Enkele resultaten zijn te vinden in tabel 3.<sup>10</sup>

Het *geslacht* heeft klaarblijkelijk geen betekenisvol effect op de impliciete loonvoet. Het teken van de coëfficiënt (+) is tegengesteld aan de a priori verwachtingen – vrouwen zouden, ceteris paribus, 1 à 2 % meer betaald worden dan mannen – maar de standaardfout van de coëfficiënt (6 %) is dermate groot dat dit geen ernstige aanuiding biedt, noch voor positieve noch voor negatieve discriminatie van vrouwen ten opzichte van mannen. Hoewel de gemiddelde schatting van de invloed van een aantal verklarende factoren op de loonvoet vaak verschilt tussen de groep van mannelijke en vrouwelijke respondenten, toch blijken deze verschillen te gering om statistisch betekenisvol te zijn.<sup>11</sup>

Merkwaardig is wel het effect van een bijkomend diploma op de verdiensten. In tegenstelling tot wat men zou verwachten is een bijkomend diploma van geen belang en is er zelfs een indicatie dat het een negatief effect heeft op de verdiensten. Zowel het geraamde effect van een *aggregaatsdiploma* (AGG) op de verdiensten (-9 à -10%) als de standaardfout (9 %) zijn stabiel over de specificaties. Nochtans is het gemiddelde effect niet nauwkeurig genoeg te schatten om het met enige betrouwbaarheid statistisch verschillend van nul te verklaren. Toch wijzen de schattingen erop dat iemand met een aggregaatsdiploma gemiddeld genomen (en ceteris paribus) een impliciet uurloon verdient dat zo'n 9 à 10 % lager ligt dan het gemiddelde! Ook het effect van *andere diploma's* dan een aggregaat is licht negatief en niet statistisch significant (-3 % met standaardfout 6 %).

Verskillende verklaringen voor dit toch wel merkwaardige resultaat kunnen worden vooropgesteld. Statistische onnauwkeurigheid van de schattingen en fouten in de data lijken de meest voor de hand liggende

10 Met uitzondering van de variabelen ANC en ANC2 ( $r = 0,98$ ) is de onderlinge correlatie tussen de verklarende variabelen zeer beperkt. Slechts tussen SEX en BVD ( $r = 0,38$ ) en tussen R1 en R2 ( $r = 0,24$ ) is de enkelvoudige correlatiecoëfficiënt significant verschillend van nul (kritische waarde 5 % = 0,18). Er wordt verder niet getest voor collineariteit.

11 De vergelijking met in ULN als te verklaren en AGG, DIP1, BVD, ANC, ANC2, R1 en START als verklarende variabelen werd afzonderlijk geschat voor mannen, vrouwen en de totale steekproef. De test van Chow op de stabiliteit van het model laat niet toe om de nulhypothese van gelijke coëfficiënten te verwerpen. De som van gekwadrateerde residuen (SGR) voor de gehele steekproef is 9,5775 (vg = 113). De som van SGR mannen en SGR vrouwen is 9,3561 (vg = 105). De Chow-testwaarde is dan 0,3106 (F-verdeeld met vg = 8 en 120) = 2,02.

Label 3  
Schattingsresultaten

Te verklaren variabele: ln ULN (de natuurlijke logaritme van het uurloon). Het getal onder de coëfficiënt is de standaardfout.

	M+V	M+V	V	M
GES	0,0184 0,0596	0,0133 0,0590		
AGG	-0,1022 0,0885	-0,0918 0,0869	-0,1009 0,1497	-0,0812 0,1047
DIP1	-0,0331 0,0599	-0,0300 0,0596	-0,1050 0,1295	-0,0129 0,0597
BVD	-0,0601 0,0677	-0,0639 0,0674	-0,0211 0,1092	-0,1632 0,0898
ANC	0,0006 0,0037	0,0035 0,0006	0,0036 0,0012	0,0032 0,0006
ANC <sup>2</sup>	-9,8E-6 1,4E-5			
RI	0,2223 0,1149	0,1905 0,1048	0,2684 0,2077	0,1485 0,1121
START	0,1590 0,1104	0,1538 0,1099	0,1471 0,1956	0,1919 0,1278
cte	50,7864	50,9330	50,9357	60,0010
n	121	121	51	70
stde	0,2923	0,2916	0,3692	0,2773
R <sup>2</sup> adj	0,2216	0,2253	0,1488	0,3402
R <sup>2</sup>	0,2735	0,2705	0,2509	0,5832

verklaringen. Gelet op de robuustheid van de coëfficiënt over verschillende specificaties van de vergelijking, lijkt het echter moeilijk het gevonden resultaat als een statistische onnauwkeurigheid te verwaarlozen. Wellicht moeten andere verklarende mechanismen worden gezocht.

Het is onwaarschijnlijk dat de causaliteit tussen een bijkomende studie en verdiensten direct is. Dat zou immers inhouden dat men in een aanvullende studie afleert, waardoor de arbeidsproductiviteit vermindert. Meer aannemelijk is dat de beslissing om een aanvullend diploma te behalen en de geringere verdiensten gerelateerd zijn aan een niet-geobserveerde derde variabele. Een op het eerste gezicht plausibele verklaring lijkt dat het aggregaatsdiploma leidt tot onderwijsbanen, die slechter betaald worden. De derde variabele is hier dus de sector van tewerkstelling. Deze verklaring is bij nader toezien echter moeilijk staande te

houden. Allereerst blijken niet alle respondenten met een aggregaatsdiploma ook effectief in het onderwijs tewerkgesteld te zijn. Zo komt één vijfde van de mensen met een aggregaatsdiploma uit de steekproef niet in het onderwijs terecht. Daarenboven is het gemiddelde impliciete uurloon in het onderwijs hoger dan in andere sectoren, namelijk 784 BEF/uur (standaardafwijking 258 BEF). Dat is statistisch significant groter (met 94,8 % betrouwbaarheid) dan het gemiddelde uurloon in andere sectoren, namelijk 673 BEF/uur (standaardafwijking 223 BEF/uur).

Een andere mogelijke verklaring is b.v. dat mensen die verder studeren, ondanks hun gemiddeld hogere intellectuele begaafdheid<sup>12</sup>, bepaalde 'negatieve' persoonlijkheidskenmerken vertonen die niet bijdragen tot succes op de arbeidsmarkt, b.v. faalangst, nood aan leiding, immaturiteit enz. In dit geval zijn deze niet-geobserveerde persoonlijkheidskenmerken de derde variabele. Aanvullend onderzoek daarover zou bijzonder waardevol zijn, gezien het belang voor het beleid (het organiseren en stimuleren van aanvullende opleidingen) en voor de studenten (waarom verder studeren?).

De invloed van *bijkomende voordelen* (BVD) is statistisch niet significant verschillend van nul, maar de geschatte waarde en de standaardfout zijn wel stabiel over de specificaties, namelijk -0,03 (0,06). Er blijkt dus een zekere 'trade-off' te bestaan tussen de loonvoet en bijkomende voordelen. Wanneer bijkomende voordelen worden gegeven, ligt het uurloon, ceteris paribus, 3 à 4 % lager dan zonder bijkomende voordelen. Dit resultaat is niet zo verwonderlijk. Bijkomende voordelen (bedrijfswagens, maaltijdcheques, onkostendeclaratie enz.) zijn immers zowel voor de werknemer als voor de werkgever een interessant substitoot voor een verhoogd brutoloon, vanwege de gunstige fiscale en parafiscale behandeling ervan.

Zoals te verwachten is het kwadratische profiel statistisch onvoldoende precies in te schatten wegens de lage gemiddelde *anciënniteit* (ANC en ANC2) van de respondenten. De (log)lineaire invloed van de *anciënniteit* (d.i. ervaring, 'on-the-job training', ...) is wél duidelijk. De geschatte parameter is significant verschillend van nul in diverse specificaties, stabiel en precies geschat op circa 0,0035 met een standaardfout van 0,0006. Dit betekent dat per maand 'on-the-job' het gemiddelde uur-

<sup>12</sup> Van de respondenten met een aanvullend diploma hebben 69 % onderscheiding of grote onderscheiding behaald, terwijl dat slechts 48 % is van respondenten zonder aanvullend diploma.



loon stijgt met iets meer dan 1/3 %; dat komt neer op een gemiddelde stijging van het uurloon met 4,2 % per jaar ervaring.

Het effect van het *studieresultaat* op het gemiddelde uurloon is significant verschillend van nul en varieert rond 0,2, naar gelang van de specificatie, met een standaardfout van 0,1. De causaliteit is bijna zeker indirect. Het is niet omdat men grote onderscheiding behaalt dat werkgevers bereid zijn meer te betalen. Zowel het behalen van een uitstekend (of goed) studieresultaat als een meer dan gemiddelde arbeidsproductiviteit zijn sterk afhankelijk van de intellectuele capaciteiten en talenten van een individu. De bekomen resultaten zijn dus wellicht het resultaat van een derde variabele, namelijk 'talent', 'begaaftheid' of 'intellectuele capaciteiten'. Het uurloon van deze getalenteerden (grote onderscheiding) ligt, *ceteris paribus*, 20 % hoger dan het gemiddelde.<sup>13</sup>

Hoewel de coëfficiënt niet precies is geschat (0,16 met standaardfout 0,11), is een goede *start* niet zonder belang. De bekomen schatting komt erop neer dat een startwedde die 100 % boven het verwachte gemiddelde ligt, het uurloon verhoogt met 16 %.

Tenslotte dient erop gewezen dat de voorgaande karakteristieken iets meer dan een vierde van de variatie tussen individuele uurlonen verklaren ( $R^2 = 0,27$ ). De niet-verklaarde individuele verschillen zijn dus zeer aanzienlijk. Dit resultaat is typisch voor doorsnede-analysen. Ook moet opgemerkt worden dat de verklaring van de uurlonen van mannelijke respondenten door de voornoemde kenmerken aanzienlijk beter is ( $R^2 = 0,58$ ) dan voor vrouwelijke respondenten ( $R^2 = 0,25$ ).

## B. Verschillen in werktijden

Het individuele arbeidsmarktgedrag bestaat uit twee belangrijke beslissingen, namelijk de beslissing tot participatie (of niet-participatie) en de keuze van de arbeidsduur. Aangezien deze steekproef enkel 'werkende' respondenten bevat, kan het participatiegedrag niet verder bestudeerd worden. Aangezien de steekproef beperkt is in aantal observaties en in variabelen, wordt de analyse hier beperkt tot enkele eenvoudige specificaties op basis van het canonieke arbeidsaanbodmodel.

<sup>13</sup> In een hier niet gerapporteerde schatting werd de variabele  $R^2$  opgenomen (1 = onderscheiding of grote onderscheiding, 0 = anders). Respondenten met onderscheiding of grote onderscheiding blijken gemiddeld 12 % meer te verdienen (*ceteris paribus*) dan anderen.

Aspecten zoals niet-lineaire budgetbeperkingen tengevolge van het belastingstelsel, restricties op de lengte van de werkweek door werkgevers, de gevolgen van vaste kosten verbonden aan participatie in de arbeidsmarkt enz., worden daardoor niet behandeld (Pencavel, 1986; Killingsworth en Heckman, 1986).

Het standaardmodel voor de keuze tussen consumptie en vrije tijd biedt een houvast bij de analyse van het aanbodgedrag. Dit model houdt voor dat het aanbod van arbeidstijd bepaald wordt door de netto-loonvoet, het niet-arbeidsinkomen en preferenties (Pencavel, 1986). Met Beckers theorie over huishoudelijke productie (Becker, 1976) kunnen de effecten van 'preferentievariabelen' nauwkeuriger worden berekend. Zo b.v. zal de aanwezigheid van kinderen in het gezin de vraag naar huishoudelijke taken verhogen. Hierdoor nemen o.m. de opportuniteitskosten van de tijd van de vrouw toe. De reservatieprijs van arbeidsmarktparticipatie is daardoor hoger, wat een verminderd aanbod tot gevolg heeft.

In de geest van deze theorie kunnen we de volgende basisspecificatie voorstellen:

$$ANB = a + b.UVG + c.NAI + d.X$$

met:

ANB = het aantal arbeidsuren dat wordt aangeboden

UVG = de vergoeding per tijdseenheid

NAI = het niet-arbeidsinkomen, uitgedrukt in één variabele of in meerdere componenten (b.v. het inkomen van de partner, renten enz.)

X = 'preferentievariabelen', waaronder ongetwijfeld kinderlast in het bijzonder voor vrouwelijke arbeidskrachten van belang is.

Op grond van de talrijke empirische studies (voor een overzicht zie Pencavel 1986; Killingsworth en Heckman, 1986) vindt men typisch dat de loonvoet voor mannelijke (gehuwde) arbeidskrachten nauwelijks een rol speelt bij het arbeidsaanbod ( $b = \pm$  zero) en dat het effect van het niet-arbeidsinkomen op het arbeidsaanbod negatief is ( $c < 0$ ). Voor vrouwelijke arbeidskrachten heeft de hoogte van de loonvoet vaak een positief effect op het arbeidsaanbod ( $b > 0$ ), terwijl het effect van het niet-arbeidsinkomen eveneens negatief is ( $c < 0$ ). Voor deze laatste arbeidskrachten werkt het effect van kinderlast sterk negatief op het aanbod.

Hierna worden, met de methode van de kleinste kwadraten, afzonderlijke schattingen gemaakt voor mannelijke en vrouwelijk respondenten. In de geschatte specificatie werden naast het uurloon (ULN) ook de bijkomende voordelen (BVD) opgenomen als indicator van de vergoeding voor het geleverde aanbod. Data over het niet-arbeidsinkomen zijn niet beschikbaar. Het inkomen van de partner is als een component van dit niet-arbeidsinkomen te beschouwen. Ook hierover zijn geen directe gegevens beschikbaar. Enkel de lengte van de werkweek van de partner (UR2) is opgegeven. Als we aannemen dat het arbeidsinkomen van de partner gerelateerd is aan de lengte van haar of zijn werkweek, is deze variabele te beschouwen als een (onvolledige) benadering van het niet-arbeidsinkomen in de specificatie.

Tenslotte werden ook de anciënniteit (ANC) en het studieresultaat (R1) opgenomen. Voor de vrouwelijke respondenten werd ook het aantal kinderen (KIN) opgenomen.

De schattingsresultaten zijn in tabel 4 samengevat.

Het effect van het *uurloon* (ULN) op het aantal aangeboden uren is zowel voor vrouwen als voor mannen significant verschillend van nul en van dezelfde grootte-orde (-0,8 uur/frank). Om dit effect betekenisvoller te kunnen interpreteren, kunnen we het best de gemiddelde ongecompenseerde loonelasticiteit berekenen. Deze elasticiteit, of het effect van een stijging van het loon met één percent op de aangeboden arbeidstijd, bedraagt -0,23 voor mannen en -0,33 voor vrouwen.<sup>14</sup>

Zowel voor mannen als voor vrouwen hebben *bijkomende voordelen* (BVD) een arbeidsaanbodstimulerend effect. Wie bijkomende voordelen geniet, verhoogt blijkbaar het aanbod met 287 uren/jaar of 12 % t.o.v. het gemiddelde wat vrouwen betreft, en 364 uren/jaar of 20 % t.o.v. het gemiddelde wat mannen betreft.<sup>15</sup>

14 Dit houdt in dat het negatieve inkomenseffect (d.i. meer loon betekent meer inkomen, wat, ceteris paribus, aanspoort tot minder werken) groter is dan het positieve substitutie-effect (d.i. meer loon maakt werken per uur interessanter, wat, ceteris paribus, aanspoort tot meer werken). Het totale effect is de resultante van de dubbelzinnige stimulators van meer loon voor het aanbodgedrag.

15 Neem aan dat wie meer werkt dan de standaardwerkweek, ook bijkomende voordelen geniet en als het ware 'overtime' verricht. Het effect van BVD is dan benaderend ook een ongecompenseerd prijseffect. De coëfficiënt van het uurloon voor de standaardwerkweek is, in het geval van 'overtime', een raming van het inkomenseffect.

De lengte van de *werkweek van de partner* (UR2) heeft een negatief, niet significant van nul verschillend effect op het aanbod van tijd bij mannen, en een positief, niet significant van nul verschillend effect bij vrouwen.

Tabel 4  
Arbeidsaanbod: schattingsresultaten

Te verklaren variabele: arbeidstijd in uren/jaar (ANB). De getallen onder de coëfficiënten zijn de standaardfouten.		
	Vrouwen	Mannen
ULN	-0,8484 0,2552	-0,8141 0,3323
BVD	364,1 129,3	287,1 159,6
UR2	4,94 3,68	-2,88 2,85
ANC	1,60 1,53	2,52 1,31
R1	389,7 238,5	590,4 195,9
KIN	-169,2 66,0	
cte	2,076	2,348
n	51	70
stde	406	429
R <sup>2</sup> adj	0,3762	0,1762
R <sup>2</sup>	0,4510	0,2359

De *anciënniteit* (ANC) in de arbeidsmarkt heeft geen betekenisvolle invloed op het aanbodgedrag van vrouwen. De invloed is nochtans wel significant bij mannen. Op grond van deze coëfficiënt valt te berekenen dat de werktijd, voor het gemiddelde arbeidsaanbod, met één percent per jaar bijkomende anciënniteit toeneemt.

*Talenterijke* individuen (R1) blijken aanzienlijk langere werkweken te maken. Talenterijke mannen ('grote onderscheiding') werken tot een vierde meer dan gemiddeld; soortgelijke vrouwen ongeveer een vijfde meer dan gemiddeld.

Het is duidelijk dat *kinderen* (KIN) het arbeidsaanbod van vrouwen beperken. Toch blijkt het effect relatief klein te zijn. Per kind wordt het (gemiddelde) arbeidsaanbod slechts met 10 % verminderd.

### 3. Besluiten

In dit artikel werden enkele trends belicht over bezoldiging en werktijden van alumni TEW-UFSIA. De resultaten zijn gebaseerd op de antwoorden op een schriftelijke enquête, die in de winter van 1990 werd gehouden. Het betreft 70 mannen en 51 vrouwen, die waren afgestudeerd tussen 1971 en 1984. Het gaat uitsluitend over houders van een deeltijdse of voltijdse job.

Allereerst blijkt dat de gemiddelde – voor munterosie gecontroleerde – *aanvangswedden* tussen 1974 en 1985 per jaar met gemiddeld 2,7 % dalen. Dit wijst erop dat het aanbod van TEW'ers sneller stijgt dan de vraag naar TEW'ers. De beginwedden zijn jaar na jaar ook gevoelig voor het algemeen economisch klimaat.

De gemiddelde *huidige maandwedde* (winter 1990) van de respondenten beloopt 120.000 BEF. De modale wedde ligt tussen 100.000 en 120.000 BEF. 5 % van de respondenten heeft een wedde die kleiner is dan 60.000 BEF; 5 % heeft een wedde die groter is dan 200.000 BEF. De helft heeft een wedde tussen 100.000 en 200.000 BEF.

De gemiddelde maandwedde van de mannelijke respondenten (130.000 BEF) ligt bijna een vierde hoger dan de gemiddelde maandwedde van de vrouwelijke respondenten (105.000 BEF). Anderzijds werken mannelijke respondenten gemiddeld een vierde langer (49 uren per week) dan vrouwelijke respondenten (39 uren per week). Er is daarom geen significant verschil tussen het gemiddelde impliciete uurloon van de mannelijke (670 fr./uur) en de vrouwelijke (710 fr./uur) respondenten.

Uit de multivariate analyse blijkt dat 'ervaring' en 'talent' de belangrijkste determinanten zijn voor het niveau van de loonvoet. Per jaar ervaring stijgt de loonvoet gemiddeld met 4,2 %. Afgestudeerden die hun studie afsloten met 'grote onderscheiding' – wellicht een maat voor hun 'capaciteiten' – halen een loonvoet die een vierde boven die van de andere alumni ligt. Merkwaardig is wel de indicatie dat bijkomende diploma's een negatief effect hebben op de hoogte van de verdiensten (aggregaat tot -10 %). Dit belangwekkend resultaat verdient zeker nader onderzoek.

De multivariate resultaten wijzen verder op de bekende 'trade-off' tussen loon en bijkomende voordelen en het belang van een goede start bij de aanvang van de carrière.

Tenslotte is er geen discriminatie vast te stellen – althans wat de loonvoet betreft – tussen mannelijke en vrouwelijke afgestudeerden. De verschillen tussen de geslachten in de effecten die uitgaan van de determinanten op de loonvoet zijn statistisch niet betekenisvol.

Wat het aanbod van arbeidstijd betreft, blijkt uit een multivariate analyse dat zowel mannen als vrouwen op een stijging van de loonvoet reageren met een vermindering in aangeboden arbeidstijd (-0,2 % resp. -0,3 %).

Van bijkomende voordelen, zoals een bedrijfswagen, maaltijdcheques enz., blijkt een belangrijke stimulans uit te gaan voor de aangeboden arbeidstijd (+20 % voor mannen, +12 % voor vrouwen).

Verder blijkt dat de intensiteit van de beroepsactiviteit van de partner vrijwel geen effect heeft op het arbeidsaanbod.

Mannen blijken ook hun werkweek iets te verlengen naarmate hun anciënniteit toeneemt (+1 % per jaar anciënniteit).

'Talentrijke' individuen (grote onderscheiding) werken aanzienlijk meer uren dan andere alumni. 'Talentrijke' mannen doen een vierde meer uren dan gemiddeld; 'talentrijke' vrouwen een vijfde meer dan gemiddeld.

Tenslotte vermindert kinderlast het arbeidsaanbod van werkende vrouwen. Toch is het effect relatief gering, namelijk -10 % per kind.

Ondanks het feit dat het hier een relatief beperkte steekproef betreft en de methodologie noodzakelijkerwijs eenvoudig is, biedt de analyse ervan toch opmerkelijke inzichten. Wellicht is dit een aansporing om de analyse te herhalen en methodologisch te verfijnen met gebruik van een uitgebreider en meer representatief databestand.

## Bibliografische referenties

- BECKER, G.S. (1976), "Part 4. Time and Household Production" in: *The Economic Approach to Human Behavior*, Chicago/Londen, The University of Chicago Press, blz. 87-150.
- ELSAS, M., E. GJSBRECHTS, G. VAN DEN DORPE, W. VAN GREMBERGEN en W. VAN WATERSCHOOT (1992), "Een vergelijkend opinie-onderzoek over de opleiding en de carrière van MBA- vs. TEW-alumni", *Centrum voor Bedrijfseconomie en Bedrijfseconometrie*, UFSIA, working paper 92-152.
- FREEMAN, R.B. (1971), *The Market for College-Trained Manpower: A Study in the Economics of Career Choice*, Cambridge, Mass., Harvard University Press.
- KILLINGSWORTH M.R. en J.J. HECKMAN, "Female Labor Supply: A Survey", in: O.C. ASHENFELTER en R. LAYARD (eds.), *Handbook of Labor Economics. Volume I*, Amsterdam/New York, North-Holland, 1986, blz. 103-204.
- MEERSMAN, H. en I. VANNESTE (1991), "Positiefverschillen tussen mannelijke en vrouwelijke UFSIA-TEW-alumni", *Studiecentrum voor Economisch en Sociaal Onderzoek*, UFSIA, working paper.
- MINCER, J. (1974), *Schooling, Experience and Earnings*, New York, NBER/Columbia University Press.
- MURPHY, K.M. en F. WELCH (1992), "Wages of college graduates", in: W.E. BECKER en D.R. LEWIS (eds.), *The Economics of American Higher Education*, Boston, Kluwer Academic Publishers, blz. 121-140.
- PENCARVEL, J., "Labor supply of men: a survey", in: O.C. ASHENFELTER en R. LAYARD (eds.), *Handbook of Labor Economics. Volume I*, Amsterdam/New York, North-Holland, 1986, blz. 3-102.
- NAERT, Ph., S. KÉSENNE en J. WILLEMS (1978), "Jonge alumni bedrijfseconometrie en algemene bedrijfseconomie van de faculteit TEW: evaluatie van de opleiding en arbeidssituatie", *Centrum voor Bedrijfseconomie en Bedrijfseconometrie*, UFSIA, working paper 78-49.
- STOW A., (1991), "Are first impressions important in Academia?", *Journal of Human Resources*, jg. 26, nr. 2, blz. 236-255.
- VANNESTE, I. (1991), *Carrière mogelijkheden voor vrouwen, met een toepassing voor TEW-afgestudeerden*, licentiaatsverhandeling TEW-UFSIA, Antwerpen.
- WEISS, Y. (1986), "The Determination of Life Cycle Earnings: A Survey", in: O.C. ASHENFELTER en R. LAYARD (eds.), *Handbook of Labor Economics. Volume I*, Amsterdam/New York, North-Holland, 1986, blz. 603-640.
- WILLIS, R.J. (1986), "Wage Determination: A Survey and Reinterpretation of Human Capital Earnings Functions", in: O.C. ASHENFELTER en R. LAYARD (eds.), *Handbook of Labor Economics. Volume I*, Amsterdam/New York, North-Holland, 1986, blz. 525-602.

## Abstract

### *Trends in Earnings and Hours of Work of Applied Economics Graduates*

*Some trends in earnings and hours of work of UFSIA graduates in applied economics (TEW) are analysed based on recent data. Real average starting salaries have decreased by 2.7 % annually over the period 1971-1984. 'On-the-job experience' and 'ability' are important determinants of earnings. Graduates of 'higher ability' work longer hours.*