

C.V. ANTWERPS BEROEPSKREDIET SEDERT MEER DAN 65 JAAR

ABK = Professionele ondersteuning !

ABK is sedert 65 jaar gespecialiseerd in de kredietverlening voor zowel uw professionele als privé-investeringen.

Vele starters en snelgroeiers konden via het ABK en specifieke overheids-initiatieven zoals het WAARBORGFONDS, het PARTICIPATIEFONDS en het OVERDRACHTFONDS, hun bedrijf uitbouwen tot gezonde, winstgevende entiteiten.

ABK = korrekte bankservice !

ABK zorgt optimaal voor uw betalingsverkeer en biedt U een vrij geavanceerd telbankingsysteem aan.

ABK past geen tarificatie toe, geen frank beheerskosten op de depositorekeningen, bovendien worden alle betaalkaarten KOSTELOOS ter beschikking gesteld.

ABK = Renderend en veilig beleggen !

Onze depositoboekjes geven de hoogste intrestvergoeding.
Onze depositocertificaten garanderen U op langere termijn vaak hogere opbrengsten dan de klassieke kasbons en zijn bovendien veel veiliger.



UW PARTNER IN DE UITBOUW VAN UW TOEKOMST ALS ZELFSTANDIGE !

CV ANTWERPS BEROEPSKREDIET
Frankrijklei 136 2000 Antwerpen
Tel.: 03/233.89.35

Agentschappen over gans de provincie (zie Gouden gids onder nr. 6085)

Ludo Peeters *

Lonen en aanvullende voordelen van Vlaamse economen die afgestudeerd zijn aan de Economische Hogeschool Limburg (de huidige Faculteit TEW van het LUC)

Trefwoorden: loonanalyse; voordelen in natura; looninlevering; tweestapsschattingprocedure

Dit artikel analyseert enkele belangrijke bepalende factoren van de lonen van Vlaamse economen die tussen 1972 en 1988 afgestudeerd zijn aan de vroegere Economische Hogeschool Limburg (de huidige Faculteit TEW van het LUC). Afzonderlijke loonvergelijkingen worden geschat voor het brutoaanvangsloon en voor het "huidig" loon (1989); in die loonvergelijkingen wordt de invloed nagegaan van zowel persoonlijke karakteristieken als jobspecifieke kenmerken. Bovendien belicht deze studie de problemen bij het econometrisch schatten van de trade-off tussen brutoloon enerzijds en voordelen "in natura" (bedrijfswagen en/of bijkomend pensioenplan) anderzijds. Met behulp van een tweestapsschattingprocedure wordt getracht om consistente schattingen te bekomen van deze looninlevering.

Inleiding

Dit artikel bevat een overzicht van de belangrijkste resultaten van een recent uitgevoerde studie naar de determinanten van de brutolonen van economen die tijdens de periode 1972-1988 afgestudeerd zijn aan de (vroegere) Economische Hogeschool Limburg (EHL), momenteel omge-

* Limburgs Universitair Centrum (LUC), Faculteit TEW, Departement Bedrijfskunde. Met dank aan Renaat Vandereycken voor het verwerken van de statistische gegevens, en aan Wim Van Looy en de referees voor de nuttige commentaren.

vormd tot Faculteit TEW van het LUC (Vandereycken en Peeters, 1993). De studie behandelt twee aspecten van de arbeidsbeloning:

1. een eenvoudige, "traditionele" analyse van de determinanten van het brutoloon,
2. een analyse van de *trade-off* tussen loon en voordelen "in natura".

In het eerste deel van de studie trachten we de invloed op het brutoloon van zowel persoonlijke als jobspecifieke kenmerken te kwantificeren. Hierbij worden afzonderlijke loonvergelijkingen geschat voor het "aanvangsloon" – d.w.z. het bedrag dat een EHL-afgestudeerde verdiende aan het begin van zijn beroepsloopbaan (dus bij de eerste job) – en het "huidig loon" – d.w.z. het bedrag dat een EHL-afgestudeerde verdiende op het moment van de dataverzameling (schriftelijke enquête). Herhaaldelijk zijn in het verleden studies verschenen over de determinanten van de lonen van Vlaamse economen (o.m. Desaeyere, 1969, 1973; Berbers, 1979; Gielen e.a., 1986). Deze studies maken doorgaans gebruik van gegevens die verzameld zijn door de diverse alumniverenigingen van de faculteiten (E)TEW. Recentelijk heeft Nonneman (1994) in een bijdrage in dit tijdschrift nog enkele trends belicht inzake de bezoldigingen (en de werktijden) van afgestudeerden van de Faculteit TEW van de UFSIA. Opvallend is echter dat al deze vroegere studies uitsluitend betrekking hebben op *universitaire* economen, en dus geen aandacht schenken aan economen die afgestudeerd zijn aan economische hogescholen. Precies op dit vlak onderscheidt de voordragende studie zich van de voorgaande; voor de eerste keer worden resultaten verstrekt over economen die afgestudeerd zijn aan een economische hogeschool, met name de EHL (inmiddels omgevormd tot Faculteit TEW van het LUC). Onze studie bevat derhalve nuttige informatie over de inkomenspositie van een belangrijke (vergeten?) groep Vlaamse economen.¹

In het tweede deel schenken we expliciet aandacht aan de voordelen "in natura". Deze vorm van arbeidsbeloning blijkt immers steeds belangrijker te worden. Vele bedrijven trachten hun totale beloningspakket

1 Dat het relatieve belang van de HOLT-"economen" in Vlaanderen niet gering is, moge blijken uit de volgende cijfers. Volgens de recentste (beschikbare) officiële cijfers bedroeg het marktaandeel van de HOLT-instellingen in de afgeleverde tweedecyclusediploma's "economie" voor het academiejaar 1993-94 (toen de EHL nog bestond) maar liefst 45,8% – d.w.z. 1.111 diploma's, waarvan 246 of ongeveer 25% afgeleverd door de EHL (cf. VLIR, *Statistische gegevens betreffende de studentenbevolking aan de Vlaamse universiteiten*, Academiejaar 1994-95, december 1995; Ministerie van de Vlaamse Gemeenschap, Departement Onderwijs, *Statistisch jaarboek van het Vlaamse onderwijs*, Schooljaar 1994-95).

te optimaliseren en verlenen derhalve bijvoorbeeld voordelen in natura omdat daarop o.m. geen socialezekerheidsbijdragen verschuldigd zijn. (Sommige bedrijven gebruiken deze voordelen in natura zelfs om een wettelijke "loonblokkering" te omzeilen.) Vele bedrijven kennen bijvoorbeeld liever een auto "van de zaak" toe dan een hoger loon, niet alleen omdat zij daarop geen socialezekerheidsbijdragen hoeven te betalen, maar ook omdat de kosten van het huren of leasen van een auto aftrekbaar zijn van de belastingen. Bovendien is de belasting op het verdiende loon dermate hoog dat het toekennen van een bedrijfswagen een doeltreffende manier is om werknemers te motiveren.² Naast het onderzoek van de determinanten van deze voordelen in natura, gaat deze studie dieper in op de meting van de *trade-off* tussen brutoloon en voordelen in natura. Het genieten van voordelen in natura gaat immers gepaard met een zekere looninlevering door de betrokken werknemers. Het schatten van deze looninlevering is echter geen gemakkelijke zaak. Niettegenstaande a priori een negatief verband verwacht kan worden tussen brutoloon enerzijds en voordelen in natura anderzijds, onder overigens gelijke omstandigheden, is daar in de meeste onderzoeken geen empirische aanwijzing voor te vinden (Smith en Ehrenberg, 1983). Dit artikel illustreert de toepassing van een tweestapsschattingprocedure om een consistente schatting te bekomen van de te verwachten looninlevering, zoals ook in een recent artikel van Vella (1993). Aan deze component van de totale arbeidsbeloning werd tot nu toe nauwelijks aandacht besteed in Vlaanderen. Enkel in Nonneman (1994) komt dit facet terloops ter sprake.

1. Onderzoeksgegevens

A. Gegevensbron

De gegevens voor dit onderzoek zijn ontleend aan de resultaten van een in 1990 door de Plaatsingsdienst van de EHL uitgevoerde enquête. Daarbij werden 1.460 alumni van de EHL, afgestudeerd in de periode 1972-1988, aangeschreven. De enquête leverde 369 bruikbare antwoor-

2 Op te merken valt echter dat de uitdrukking "in natura" niet geheel correct is. Vaak gaat het over voordelen die in geld worden uitbetaald (bijvoorbeeld winstaandelen), maar die als zodanig niet beschouwd worden als een bestanddeel van het loon. Toch zullen we gemakkelijksshalve in dit artikel de term voordelen "in natura" blijven gebruiken; een equivalent van de Engelse uitdrukking *nonwage benefits* zou echter juist zijn.

den op (d.i. een bruikbare respons van 25%). Op grond van een stel retrospectieve vragen werd informatie verkregen over het reële "aanvangsloon" – d.w.z. het loon bij de eerste job (in prijzen van 1988, berekend met behulp van de CPI) – en het "huidig loon" – d.w.z. het loon bij de job in 1989 (het jaar dat aan de EHL-enquête voorafgaat), alsmede enkele persoonlijke en beroepskenmerken. Naast een aantal traditionele persoonlijke kenmerken (zoals geslacht, jaar van afstuderen, afstudeerrichting, bijkomende diploma's, beroepservaring) en jobkenmerken (zoals sector, functie/afdeling, vestigingsplaats van het bedrijf), levert de enquête ook informatie op over de duur van de zoekperiode vóór de eerste job, de omvang van het bedrijf, de jobrotatie. In tegenstelling tot Nonneman (1994), beschouwt de voorliggende studie dus zowel vraag- als aanbodfactoren. Daarenboven bevatte de EHL-enquête een aantal vragen over de genoten voordelen in natura. Anderzijds biedt ze geen informatie over belangrijke persoonlijke kenmerken zoals studieresultaten, gezinssamenstelling en arbeidsduur (aantal uren per week) van de respondenten. Het profiel van de EHL-steekproef wordt samenvattend beschreven met de cijfers in kolom 3 van tabel 1 verderop in de tekst (deze cijfers zijn percentages).

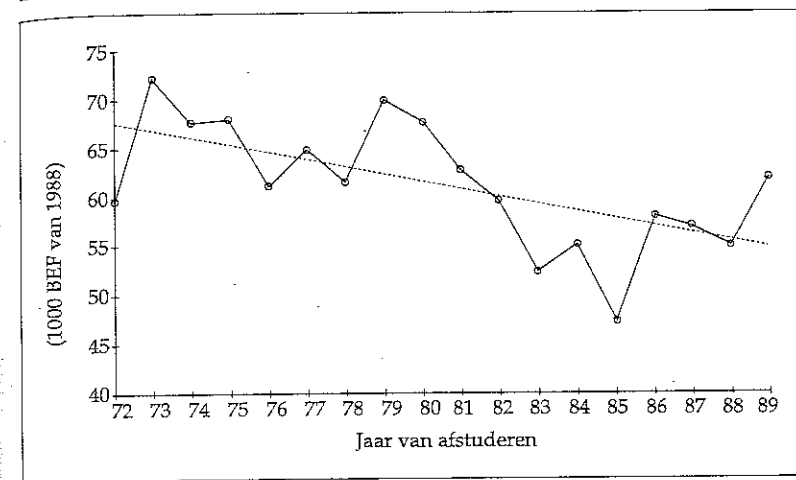
B. Beschrijvende analyse van de steekproefgegevens

Het gemiddeld brutoaanvangsloon van de respondenten in de steekproef bedraagt 58.500 BEF (1988) per maand. Figuur 1 toont de evolutie van het gemiddeld brutoaanvangsloon van de EHL-alumni in functie van het jaar van afstuderen. Hieruit blijkt dat het startsalaris van jaar tot jaar daalt (er lijkt wel enigszins een stabilisering op te treden in de jaren tachtig). Een soortgelijk resultaat werd vastgesteld door Nonneman (1994) voor de TEW'ers van de UFSIA.

Het gemiddeld huidig (1989) brutoloon van de respondenten bedraagt 92.175 BEF per maand. Dit bedrag is aanzienlijk lager dan dat van de TEW'ers van de UFSIA (119.500 BEF), zelfs na aanpassing voor de muntontwaarding. Hierbij moet wel het volgende in aanmerking worden genomen:

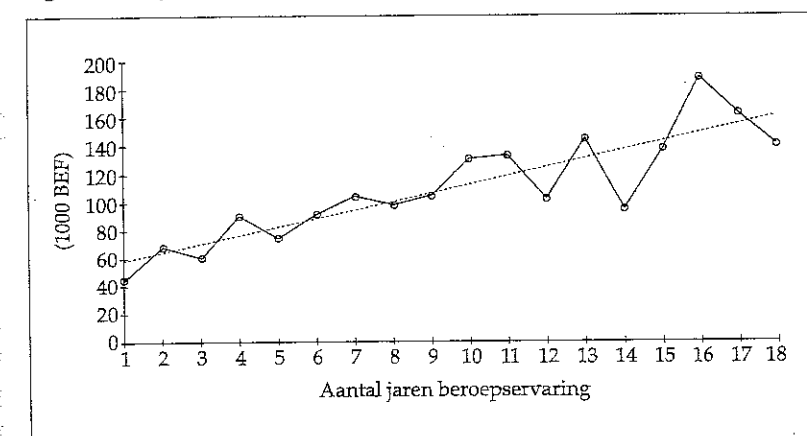
- de EHL-steekproef bezit een kleinere gemiddelde anciënniteit (7,5 jaren) dan de UFSIA-steekproef (10,5 jaren);
- de EHL-steekproef bevat de helft minder respondenten met een bijkomend universitair diploma (24%) dan de UFSIA-steekproef (48%).

Figuur 1. Evolutie van het gemiddeld aanvangsloon (EHL-afgestudeerden, 1972-1988).



Tenslotte speelt ook het regio-effect een belangrijke rol: van de EHL-respondenten is een groter percentage tewerkgesteld in Limburg. Bijgevolg zijn de gemiddelde loonniveaus van beide studies niet zonder meer vergelijkbaar. Figuur 2 toont het gemiddeld huidig brutomaandloon in functie van het aantal jaren beroepservaring. Hieruit blijkt dat het ge-

Figuur 2. Profiel van het "huidig" loon (EHL-afgestudeerden, 1972-1988).



middeld brutomaandloon stijgt met het aantal jaren beroepservaring. Bovendien lijkt de variantie van de brutomaandlonen toe te nemen na zowat 10 jaren anciënniteit.

2. Traditionele loonanalyse

De voorgaande beschrijvende analyse zoekt geen verklaring voor de vastgestelde loonverschillen onder de EHL-afgestudeerden. Daarom gebruiken we een multivariate regressieanalyse, op basis van eenvoudige (log-lineaire) loonvergelijkingen, zoals o.m. voorgesteld door Mincer (1970). In de loonvergelijkingen zijn zowel kwalitatieve variabelen (dummy's) als kwantitatieve variabelen opgenomen. De algemene specificatie van de loonvergelijkingen is:

$$w_i = a_i + \sum_j b_{ij} X_{ij} + u_i \quad (1)$$

waarbij:

w_i = natuurlijke logaritme van het brutoloon (aanvangsloon of huidig loon) van individu i

X_{ij} = persoonlijk of jobkenmerk j van individu i

u_i = lukrake (normaal-verdeelde) storingsterm met een gemiddelde nul en een constante variantie.

De constante term in de loonvergelijkingen weerspiegelt het gemiddeld brutoloon van de "referentiegroep", waarvan de diverse karakteristieken cursief gezet zijn in kolom 2 van tabel 1. Als referentiegroep wordt meestal dié groep gekozen met de hoogste responsfrequentie.³ De loonvergelijkingen worden geschat door middel van de kleinstekwadratenmethode (OLS), op grond van 369 individuele waarnemingen.

3 De hellingscoëfficiënt van een kwantitatieve variabele kan (ruwweg) geïnterpreteerd worden als het gemiddelde procentuele looneffect per eenheid wijziging in X . Dit geldt evenwel niet voor de hellingscoëfficiënt van een dummy-variabele. In dat geval wordt het procentuele loonverschil van de beschouwde groep t.o.v. de referentiegroep gemeten als $e^b - 1$.

1. Empirische specificatie van de loonvergelijkingen

Voor het aanvangsloon wordt de volgende loonvergelijking geschat (tussen haakjes staan de verwachte tekens):

$$w_0 = f [\text{GESLACHT}(-), \text{RICHT}(?), \text{BIJKDIPL}(+), \text{SECTOR}(?), \text{AFDEL}(?), \text{REGIO}(+), \text{JAARAF}(-), \text{ZOEK}(?), \text{DLTIJD}(-)] \quad (2)$$

waarbij:

w_0	=	natuurlijke logaritme van het reëel brutoaanvangsloon per maand
GESLACHT	=	geslacht (0=man; 1=vrouw)
RICHT	=	afstudeerrichting aan EHL
BIJKDIPL	=	bijkomend diploma (0=neen; 1=ja)
SECTOR	=	sector van eerste job
AFDEL	=	afdeling van eerste job
REGIO	=	vestigingsplaats van het bedrijf van de eerste job
JAARAF	=	jaar van afstuderen aan EHL (1972=1, 1973=2,...)
ZOEK	=	duur van de zoektijd vóór de aanvang van de beroepsloopbaan (eerste job), gemeten in jaren
DLTIJD	=	deeltijdse job (0=neen; 1=ja).

Het teken van de variabele ZOEK is niet a priori gekend. In dit verband kunnen twee tegengestelde effecten worden onderscheiden (Folmer en Van Dijk, 1992): enerzijds zou een langere zoekperiode tot een hoger loon kunnen leiden vanwege de grotere kans om een goede of geschikte baan te vinden; anderzijds zouden werkgevers een lange werkloosheid kunnen interpreteren als een indicator van geringe inzet en productiviteit, en bijgevolg een lager aanvangsloon aanbieden. Het teken van de betreffende coëfficiënt is derhalve een empirische aangelegenheid. Ook de tekens van de variabelen RICHT en AFDEL zijn moeilijk a priori in te schatten. Voor de variabele REGIO kunnen we stellen dat de lonen variëren naar gelang van de regio van tewerkstelling, waarbij wordt verwacht dat de lonen in Limburg aanzienlijk lager liggen dan elders in België. Voor de variabele SECTOR zijn er verschillen te verwachten naar gelang van de sector van tewerkstelling.

Het model voor het huidig brutoloon verschilt niet wezenlijk van dat voor het aanvangsloon. Een aantal variabelen uit het model voor het aanvangsloon (JAARAF, ZOEK, DLTIJD, REGIO) is niet meer opgenomen. Door de opzet van de enquête is geen informatie beschikbaar over

de plaats (regio) van de huidige job en over de precieze arbeidsduur. Anderzijds werd een aantal nieuwe variabelen geïntroduceerd. Voor het huidige loon wordt de volgende loonvergelijking geschat (tussen haakjes staan de verwachte tekens):

$$w_1 = f [\text{GESLACHT}(-), \text{RICHT}(?), \text{BIJKDIPL}(+), \text{PUC}(+), \text{SECTOR}(?), \text{AFDEL}(?), \text{FUNCNIV}(+/-), \text{ERVAR}(+), \text{ERVAR2}(-), \text{JOBROT}(?), \text{OMVANG}(+)] \quad (3)$$

waarbij w_1 = de natuurlijke logaritme van het huidig (1989) brutomaandloon. De variabelen GESLACHT, RICHT, BIJKDIPL, SECTOR en AFDEL zijn op dezelfde wijze gedefinieerd als voor de vergelijking van het aanvangsaloon. De bijkomende variabelen zijn:

PUC	=	postuniversitair diploma, o.m. MBA-diploma
FUNCNIV	=	niveau of "zwaarte" van de functie die uitgeoefend wordt
ERVAR	=	aantal jaren beroepservaring (incl. on-the-job training), niet noodzakelijk binnen hetzelfde bedrijf
ERVAR2	=	kwadraat van de beroepservaring
JOBROT	=	jobrotatie, d.w.z. het aantal jobs dat de respondent reeds had uitgeoefend op het moment van de EHL-enquête
OMVANG	=	omvang van het bedrijf, in termen van aantal personeelsleden.

Het verwachte teken bij de variabele FUNCNIV is afhankelijk van de "zwaarte" van de functie, aangezien het middenkader de referentiecategorie is; het teken kan dus positief (hoger kader) of negatief (lager kader) zijn. De variabele ERVAR wordt opgenomen als lineaire en kwadratische term. Voor de lineaire term verwachten we een positief teken, vanwege de hogere productiviteit die gepaard gaat met een langere beroepservaring. Voor de kwadratische term daarentegen verwachten we een negatief teken, omdat na verloop van tijd de ervaring veroudert ("vastroesteffect"). Eerdere schattingen wezen uit dat er significante verschillen bestaan tussen de loonprofielen van mannen en vrouwen. Daarom worden interactietermen [ERVAR x GESLACHT] en [ERVAR2 x GESLACHT] in de vergelijking opgenomen. Voor de coëfficiënt van de variabele OMVANG kan een positief teken verwacht worden (Schmidt en Zimmermann, 1991). De variabele JOBROT kan een positieve of een negatieve impact hebben op het brutoloon; in bepaalde

gevallen kan iemand inderdaad zijn persoonlijke "marktwaarde" verhogen door een gevarieerde jobervaring (en derhalve een grotere maturiteit) die kan samenhangen met vrijwillige jobrotatie. Wie echter zomaar van de ene job op de andere "springt" (*job hopping*), zonder ergens een bepaald project écht te voltooien, wordt door geen enkele rekruteerder nog ernstig genomen. Vanzelfsprekend heeft *onvrijwillige* mobiliteit (als gevolg van ontslag) een negatieve impact op het brutoloon.

2. Empirische bevindingen

De schattingsresultaten voor de twee loonvergelijkingen (alsmede de steekproefgemiddelden van de verklarende variabelen) zijn weergegeven in tabel 1. De determinatiecoëfficiënt (R^2) geeft aan dat een belangrijk deel van de (log) variatie in het brutoloon "verklaard" kan worden door de geschatte vergelijkingen. De opgenomen variabelen verklaren 29,4% van de (log) variatie in het aanvangsaloon en 51,8% van de (log) variatie in het huidige loon, een vrij behoorlijk resultaat voor een doorsnede-analyse.

Aanvangsaloon

De schattingsresultaten betreffende het brutoaanvangsaloon (alsook de steekproefgemiddelden van de opgenomen verklarende variabelen) worden samengevat in tabel 1. De meest markante vaststellingen zijn de volgende:

- Het gemiddeld aanvangsaloon van vrouwen is significant lager dan dat van mannen.
- De afstudeerrichting heeft geen significante invloed op het gemiddeld aanvangsaloon.
- Een bijkomend (universitair) diploma betekent slechts een gering loonvoordeel.

Voetnoten bij tabel 1 op volgende bladzijden

De aanduidingen *, ** en *** betekenen dat de betreffende parameters statistisch significant zijn bij een niveau van resp. 10%, 5% en 1%.

a De afhankelijke variabele is de natuurlijke logaritme van het brutomaandloon.

b KMO-richting en Sociaal-economische richting.

c Landbouwsector, Zelfstandigen, Internationale organisaties, Gezondheidssector.

d Productie, Personeel, Onderwijs/Opleiding, Reclame/Publiciteit/Marktonderzoek, Andere.

Tabel 1. Determinanten van het loon van de EHL-afgestudeerden, 1972-1988.

Variabele ^a	Omschrijving	Brutoaanvangsloon		Huidig (1989) brutoloon	
		Gemiddelde = 58.535 BEF (1988 BEF)	Standaard-fout	Gemiddelde = 92.175 BEF	Standaard-fout
		Gemiddelde	Coëfficiënt	Gemiddelde	Coëfficiënt
Constante		-	11,111***	-	10,796***
Geslacht (GESLACHT)	Man	0,775	-	0,775	-
	Vrouw	0,225	-0,047*	0,225	0,087
Afstudeerrichting (RICHT)	FAC = Financ. en Account.	0,309	-	0,309	-
	MAR = Marketing	0,228	-0,042	0,228	-0,151***
	HI = Handelsingenieur	0,301	0,021	0,301	-0,105**
	Andere richtingen ^b	0,163	0,004	0,163	-0,170***
Bijkomend diploma (BIJKOMDIP)	Neer	0,846	-	0,846	-
	BHL / Andere universiteiten	0,154	0,051*	0,154	0,077
Postuniversitair diploma (PUC)	Neer	-	-	0,916	-
	Ja	-	-	0,084	-0,003
Sector (SECTOR)	Banken/Verzekeringen	0,257	-	0,298	-
	Energie/Verwerkende ind.	0,247	-0,024	0,236	-0,024
	Bouwsector	0,041	-0,024	0,038	-0,075
	Handel/Vervoer/Toerisme	0,062	-0,085*	0,062	-0,247***
	Diensten/Informatica	0,095	-0,153***	0,087	-0,137**
	Openbare diensten	0,070	0,067	0,065	-0,346***
	Onderwijs	0,168	0,141***	0,125	-0,129*
	Andere sectoren ^c	0,060	-0,073	0,089	-0,092
Afdeling (AFDEL)	Aankoop-Verkoop/Marketing	0,228	-	0,211	-
	Algemene directie	0,035	0,121*	0,122	-0,045
	Administratie	0,141	-0,020	0,176	-0,218***
Joblocatie (REGIO)	Boekhouding	0,198	0,105**	0,176	-0,127**
	Financiering/Fiscaliteit	0,046	-0,030	0,072	-
	Informatica	0,076	0,064	0,089	0,086
	Andere afdelingen ^d	0,276	-0,010	0,225	-0,169**
Functie niveau (FUNCNIV)	Limburg	0,485	-	-	-
	Vlaanderen	0,225	0,075**	-	-
	Brussel	0,244	0,094***	-	-
	Wallonië	0,014	-0,041	-	-
	Buitenland	0,033	0,027	-	-
	Middenkader	-	-	0,344	-
Beroepservaring (ERVAR) ERVAR x GESLACHT	Directie	-	-	0,117	0,291***
	Hoger kader	-	-	0,220	0,193***
	Lager kader	-	-	0,190	-0,153***
	Andere	-	-	0,130	-0,294***
		-	-	7,585	0,164***
Beroepservaring ² (ERVAR2) ERVAR2 x GESLACHT		-	-	-	-0,068*
		-	-	-	-0,006***
Bedrijfsomvang (OMVANG)		-	-	-	0,004*
		-	-	5,883	0,007
Jobrotatie (JOBROT)		-	-	2,173	0,001
		-	-	-	-
Jaar van afstuderen (JAARAF)		10,789	-0,013***	-	-
Zoekperiode (ZOEK)		0,775	-0,011	-	-
Deeltijds (DLTIJD)	Neer	0,935	-	-	-
	Ja	0,065	-0,467***	-	-
R ²		0,294		0,518	
F		5,712***		13,070***	
DW		1,981		1,848	

- Er bestaan opvallende sectorverschillen in beloningsniveaus. De sectoren *Onderwijs* en *Openbare diensten*, waar 25% van de EHL-afgestudeerden in terecht komt, betalen de hoogste aanvangslonen.
- Er bestaan duidelijke verschillen naar gelang van de afdeling, waarbij de afdeling *Boekhouding* blijkbaar minder betaalt dan de andere afdelingen.
- Regionale verschillen zijn eveneens aanzienlijk, met de laagste aanvangslonen in Limburg, na Wallonië. Met name liggen in Limburg de brutolonen (gemiddeld genomen) 9,4% lager dan in de rest van Vlaanderen (exclusief Brussel). Dit regionale patroon stemt overigens overeen met de bevindingen van Gielen et al. (1986). Opvallend is wel dat nagenoeg 50% van de EHL-afgestudeerden bij de aanvang van hun beroepsloopbaan tewerkgesteld is buiten de provincie Limburg (waarvan 25% in Brussel).
- Er bestaat een duidelijk zichtbare relatie tussen het gemiddeld aanvangsloon en het promotiejaar. Met name blijkt dat de reële brutoaanvangslonen jaarlijks met 1,3% dalen, onder overigens gelijke omstandigheden.
- De duur van de zoekperiode voor de eerste job heeft slechts een gering (niet-significant) negatief effect op het gemiddeld aanvangsloon.

Huidig loon

De schattingsresultaten betreffende het huidig brutoloon (alsook de steekproefgemiddelden van de opgenomen verklarende variabelen) zijn eveneens samengevat in tabel 1. De meest markante vaststellingen zijn de volgende:

- Er blijkt géén significante invloed van het geslacht te bestaan op het gemiddeld huidig brutoloon, al het overige gelijkblijvend. Het opnemen van de interactietermen [ERVAR x GESLACHT] en [ERVAR2 x GESLACHT] leidt zelfs tot een positieve (weliswaar niet-significante) coëfficiënt van de variabele GESLACHT.
- Afgestudeerden van de richting *Financiering en Accountancy (FAC)* blijken tijdens hun beroepsloopbaan significant meer te verdienen dan al de andere afstudeerrichtingen met dezelfde overige "referentiekarakteristieken". Bijvoorbeeld, een FAC-afgestudeerde in een marketingafdeling blijkt meer te verdienen dan een marketing-afgestudeerde in dezelfde afdeling. Voor dit merkwaardige resultaat is niet meteen een zinvolle verklaring te geven.

- Een bijkomend (universitair) diploma (BIJKDIPL) blijkt slechts een gering loonvoordeel op te leveren. Een MBA-diploma (PUC) levert geen loonvoordeel op tijdens de beroepsloopbaan; we stellen zelfs een negatieve coëfficiënt vast. Mogelijk wijst dit op achterliggende, negatieve "persoonlijkheidskenmerken" van de betrokken respondenten, waar ook Nonneman (1994) naar verwijst.
- De sectorale loonverschillen blijven bestaan, met de sector *Bank/Verzekering* (referentiegroep) als de best betalende, en de sectoren *Onderwijs* en *Openbare diensten* als de slechtst betalende. Het is opvallend dat de relatief gunstige loonsituatie in de sectoren *Onderwijs* en *Openbare diensten* bij het begin van de loopbaan volkomen verdwijnt na enkele jaren beroepservaring (tekenomkering). De sector *Handel/Vervoer/Toerisme* vertoont ook een relatief ongunstige loonsituatie. Dit laatste resultaat stemt niet geheel overeen met de bevindingen van Gielen e.a. (1986). In deze laatste studie blijkt de sector *Handel/Horeca* zeer gunstig te scoren, terwijl de sector *Bank/Verzekering* slechts matig betaalt.
- De verschillen tussen de afdelingen blijven eveneens bestaan, met de afdeling *Marketing* nog steeds duidelijk superieur in termen van geldelijke beloning (gemiddeld genomen zelfs t.o.v. de afdeling *Algemene directie*, hoewel de betreffende coëfficiënt niet significant is). Alleen de afdeling *Informatica* lijkt nog enigszins (zij het niet significant) "lucratiever" te zijn. De afdeling *Administratie* betaalt het minst. Deze resultaten verschillen enigszins van die van Gielen e.a. (1986).
- De verschillen tussen de diverse functieniveaus leveren een zeer significante bijdrage tot de verklaring van de loonverschillen. Met andere woorden: het loonniveau is duidelijk afhankelijk van de "zwaarte" van de uitgeoefende functie.
- Het brutoloon stijgt op een significante wijze met de totale beroepservaring. De negatieve coëfficiënt van ERVAR2 wijst op een concave loonevolutie: dit betekent dat de loonstijging met de jaren afzwakt ten gevolge van het "vastroesteffect". In verband met dit laatste merken we significante verschillen tussen mannen en vrouwen, met voor de mannen een beduidend steiler (maar sterker afbuigend) loonprofiel.
- De omvang van het bedrijf en de jobrotatie leiden niet noodzakelijk tot een significant loonvoordeel. De gangbare opvatting dat grotere bedrijven hogere lonen (*size premium*) aanbieden, wordt door de resultaten van dit onderzoek voor de EHL-afgestudeerden niet bevestigd.

3. Analyse van de voordelen in natura

De voorgaande, "traditionele" loonanalyse houdt geen rekening met het feit dat de totale arbeidsbeloning naast het salaris ook voordelen "in natura", incl. andere geldelijke beloningen (*fringe benefits*) omvat. Het schatten van de relatie tussen het brutoloonniveau en deze voordelen in natura is niet zo eenvoudig. De opvatting dat brutolonen en voordelen in natura een negatief verband vertonen, *ceteris paribus*, wordt doorgaans niet bevestigd door het empirisch onderzoek; het zijn meestal de werknemers met de hoogste lonen die tevens een ruim pakket van aanvullende voordelen genieten. Uit de EHL-enquêtegegevens blijkt dat het gemiddeld brutoloon van werknemers met een auto van de zaak 113.769 BEF bedraagt, terwijl werknemers zonder bedrijfswagen gemiddeld slechts 71.186 BEF verdienen. De meeste econometrische studies die "controleren" voor andere loondeterminanten, slagen er niet in om dit negatieve verband (*trade-off*) aan het licht te brengen. Toch kan redelijkerwijs verwacht worden dat er, gegeven een vaste *totale* beloning, een zekere "looninlevering" plaatsvindt in ruil voor het genieten van voordelen in natura.

Onder meer Smith en Ehrenberg (1983) tonen aan dat een negatief verband theoretisch te verwachten is, maar hun empirische bevindingen wijzen steevast op een positieve relatie. De resultaten van Nonneman (1994) in dit verband zijn daarentegen wel in overeenstemming met de aprioristische verwachtingen. Met name blijkt er een (zwakke) indicatie te bestaan dat, voor de TEW'ers van de UFSIA, het genieten van bijkomende voordelen (gemeten d.m.v. een dummy-variabele, zonder onderscheid tussen bedrijfswagen en andere voordelen in natura) samengaat met een vermindering van het bruto-uurloon van 3 à 4%. In het licht van de empirische bevindingen in de internationale literatuur, zijn deze resultaten toch vrij verrassend of uitzonderlijk te noemen.

A. Tweestapsprocedure

Door middel van het toepassen van een tweestapsschatter trachten we te komen tot een schatting van het "inleveringseffect" van de voordelen in natura. Een toepassing in dit verband hebben we gevonden in een recente paper van Vella (1993), waarbij een meting wordt gedaan van de *trade-off* tussen (niet nader omschreven) *fringe benefits* (in USD) en het bruto-uurloon. Aangezien deze methode niet courant gebruikt wordt

in de literatuur, zullen we er hier een korte beschrijving van geven.⁴ Vervolgens zullen we die methode concreet toepassen op de analyse van de *trade-off* tussen brutoloon en voordelen in natura in het geval van de EHL-afgestudeerden.

De precieze werkwijze verschilt naargelang de voordelen in natura gemeten worden door middel van een dummy-variabele of een continue (monetaire) variabele. In de EHL-enquête wordt specifiek een onderscheid gemaakt tussen (a) het bezit van een bedrijfswagen en/of het genieten van een bijkomend pensioenplan, en (b) andere voordelen "in natura", die – hoewel uitbetaald in geld – in vele gevallen geen deel uitmaken van het loon (bijv. eindejaarspremies, bonussen, winstaanden, huisvestingsvergoedingen enz.). In het eerste geval worden de voordelen gemeten aan de hand van een dummy-variabele AUTOPEN (1=ja; 0=neen); in het tweede geval worden de voordelen gemeten door een "afgeknotte" variabele BENEFIT (positief of nul). De twee stappen van de procedure, zoals ze in de praktijk worden toegepast, kunnen we in het kort als volgt omschrijven.

Stap 1. Afhankelijk van de aard van de variabele (dummy of continu), wordt eerst een Probit-analyse (AUTOPEN) of Tobit-analyse (BENEFIT) uitgevoerd van de determinanten van de beschouwde voordelen in natura.

Stap 2. De resttermen van deze schattingen worden vervolgens gebruikt als additionele verklarende variabelen in een OLS-schatting van de "voorwaardelijke" loonvergelijkingen, om een raming te bepalen van de overeenkomstige looninleveringen.

Welke motivering ligt aan de grondslag van deze werkwijze? Het uitgangspunt van de analyse is dat het al of niet genieten van voordelen in natura gezamenlijk en gelijktijdig bepaald wordt met het brutoloon. Met andere woorden, het genieten van voordelen in natura is het resultaat van onderhandelingen tussen werkgever en werknemer en kan derhalve niet als exogeen worden beschouwd; de variabelen AUTOPEN en (wellicht in mindere mate) BENEFIT zijn dus beide als endogeen te beschouwen. Bijgevolg leidt het toepassen van OLS zonder meer tot vertekende en inconsistente schattingen.

⁴ Voor een uitgebreide toelichting verwijzen we naar Barnow e.a. (1980), Maddala (1983), Vella (1993) en Greene (1993).

Formeel bestaat het model uit de volgende twee simultane vergelijkingen:

$$w_i = \alpha^T x_i + \theta y_i + e_i \quad \text{voor } i = 1, \dots, n \quad (4)$$

$$y_i = \gamma^T z_i + v_i \quad \text{voor } i = 1, \dots, n \quad (5)$$

met $y_i =$ "binaire" (1-0) of "afgeknotte" (positief of nul) variabele, naar gelang van het beschouwde geval; $x_i, z_i =$ vectoren van exogene variabelen (niet noodzakelijk verschillend); $e_i, v_i =$ storingstermen met de volgende eigenschappen:

$$\begin{bmatrix} e_i \\ v_i \end{bmatrix} \sim \text{IN}(0, \Sigma), \quad \Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_e^2 & \sigma_{ev} \\ \sigma_{ev} & \sigma_v^2 \end{bmatrix} \quad (6)$$

Indien de covariantie van de storingstermen in (4) en (5) niet gelijk is aan nul ($\sigma_{ev} \neq 0$), d.w.z. indien het loon en de voordelen in natura gezamenlijk en gelijktijdig totstandkomen tijdens de loononderhandeling, dan is y_i gecorreleerd met e_i . De toepassing van OLS zal dan ook resulteren in inconsistente schatters, aangezien y_i niet (zwak) exogeen is in loonvergelijking (4). Om consistente schattingen van de structurele parameters in (4) te bekomen, moet deze laatste aangepast worden (zie o.m. Davidson en MacKinnon, 1993, blz. 626; Barnow et al., 1980). Dit gebeurt, meer bepaald, door de resttermen van de Probit- en/of Tobit-schattingen (uit de eerste stap) als bijkomende verklarende variabelen in de loonvergelijking op te nemen. Deze resttermen worden door Gourieroux e.a. (1987) aangeduid met de benaming "veralgemeende resttermen". De aldus bekomen uitgebreide loonvergelijking kan dan geschreven worden als:

$$\begin{aligned} E(w_i | y_i) &= \alpha^T x_i + \theta y_i + E(e_i | y_i) \\ &= \alpha^T x_i + \theta y_i + E(e_i | v_i) \\ &= \alpha^T x + \theta y + \lambda \hat{v} \end{aligned} \quad (7)$$

waarbij $E(e_i | y_i) \neq 0$. Het "voorwaardelijke" regressiemodel wordt dan:

$$w_i | y_i = \alpha^T x_i + \theta y_i + \lambda \hat{v}_i + u_i \quad \text{voor } i = 1, \dots, n \quad (8)$$

waarbij: $\lambda = \sigma_{ev} / \sigma_v^2$

met $\sigma_v^2 =$ de variantie van de storingsterm in (5)

$\hat{v}_i =$ de veralgemeende restterm, zoals gedefinieerd door Gourieroux e.a. (1987)

$u_i =$ een "reguliere" storingsterm met gemiddelde nul en constante variantie.

Met andere woorden, de storingsterm e_i in vergelijking (4) wordt vervangen door de voorwaardelijke verwachte waarde van y_i plus een storing met gemiddelde nul. De veralgemeende resttermen \hat{v}_i spelen hier dus de rol van de in vergelijking (4) ten onrechte (niet-observeerbare) "weggelaten variabelen". Door het opnemen van deze veralgemeende resttermen in (8) kunnen de structurele parameters van de loonvergelijking op een consistente wijze geschat worden met behulp van OLS.

In het geval van de Probit-analyse (d.w.z. voor de variabele AUTOPEN) neemt y_i de volgende waarden aan: $y_i = 1$ indien bedrijfswagen/pensioenplan, en $y_i = 0$ indien geen bedrijfswagen/pensioenplan. De veralgemeende resttermen (GRES1) worden in dit geval gedefinieerd als volgt:

$$\hat{v}_i = \text{GRES1} = \frac{(y_i - \hat{\Phi}_i) \hat{\Phi}_i}{(1 - \hat{\Phi}_i) \hat{\Phi}_i} \quad \text{voor } i = 1, \dots, n \quad (9)$$

waarbij $\hat{\phi}$ en $\hat{\Phi} =$ respectievelijk de standaardnormale PDF en CDF, berekend in het punt van de geschatte (Probit-)waarde \hat{y} / σ_v . Merk op dat $\text{GRES1} > 0$ indien $y_i = 1$ (bedrijfswagen/pensioenplan) en $\text{GRES1} < 0$ indien $y_i = 0$ (geen bedrijfswagen/pensioenplan). Deze procedure stemt overeen met de bekende tweestapsprocedure van Heckman (1979), waarbij de veralgemeende restterm in (9) overeenstemt met de inverse van de Mills-ratio (zie ook Greene, 1993, blz. 644): indien $y_i = 1$, dan is $\text{GRES1} = \phi_i / \Phi_i$. De parameter θ in de uitgebreide of "voorwaardelijke" loonvergelijking meet de inlevering van brutoloon die - gemiddeld genomen - gepaard gaat met het bezit van een bedrijfswagen en/of het genieten van een pensioenplan. De verwachte waarde van het brutoloon van de respondenten met en zonder bedrijfswagen/pensioenplan wordt vervolgens berekend als:

$$E(w_i | y_i = 1) = \alpha^T x_i + \theta + \lambda \left[\frac{\hat{\Phi}_i}{\hat{\Phi}_i} \right] \quad \text{voor } i = 1, \dots, n \quad (10)$$

$$E(w_i | y_i = 0) = \alpha^T x_i + \lambda \left[\frac{-\hat{\phi}_i}{1 - \hat{\Phi}_i} \right] \quad \text{voor } i = 1, \dots, n \quad (11)$$

Het verschil in verwacht brutoloon kan tenslotte, rekening gehouden met de inlevering door de groep die voordelen in natura geniet, voor elk individu i berekend worden als:

$$E(w_i | y_i = 1) - E(w_i | y_i = 0) = \theta + \lambda \left[\frac{\hat{\phi}_i}{\hat{\Phi}_i(1 - \hat{\Phi}_i)} \right] \quad \text{voor } i = 1, \dots, n \quad (12)$$

Dit loonverschil is niet noodzakelijk negatief; het is immers mogelijk dat de (niet-waargenomen) persoonlijkheidskenmerken die de kans op het bezit van een bedrijfswagen/pensioenplan vergroten tevens aan de grondslag liggen van een hoger brutosalaris, ongeacht deze voordelen in natura (zie verder). In die zin is er dus sprake van een zekere "zelfselectie" (zie o.m. Greene, 1993, blz. 714) en "selectiviteitscorrectie" via het invoeren van de veralgemeende resttermen in de loonvergelijking.

In het geval van een Tobit-analyse (d.w.z. voor de variabele BENEFIT) neemt y_i de volgende waarden aan: $y_i = y_i^*$ indien andere voordelen in natura ($y_i^* > 0$), en $y_i = 0$ indien geen andere voordelen in natura. De veralgemeende resttermen (GRES2) worden in dit geval gedefinieerd als:

$$\bar{v}_i = GRES2 = -\bar{\sigma}_v \frac{(1 - I_i)\tilde{\phi}_i}{(1 - \hat{\Phi}_i)} + I_i(y_i - \hat{y}_i^T z_i) \quad \text{voor } i = 1, \dots, n \quad (13)$$

waarbij: $\tilde{y}_i, \bar{\sigma}_v$ = de geschatte (Tobit-)waarden van y_i, σ_v
 $\tilde{\phi}$ en $\tilde{\Phi}$ = respectievelijk de standaardnormale PDF en CDF, berekend in het punt van deze schattingen
 I_i = indicatorfunctie met waarde één indien $y_i > 0$, en nul indien $y_i = 0$

$GRES2 > 0$ indien $y_i > 0$; $GRES2 < 0$ indien $y_i = 0$; de grootheid $\bar{\sigma}_v$ (SIGMA) is de geschatte coëfficiënt overeenkomstig de inverse Mills-ratio in het Tobit-model.⁵ De parameter θ in de "uitgebreide" loonvergelijking meet de inlevering van brutoloon per bijkomende 1000 BEF aan andere voordelen in natura.⁶

5 Het econometrisch softwarepakket TSP (versie 4.3) dat voor deze studie werd gebruikt, berekent de inverse Mills-ratio als $\tilde{\phi} / \tilde{\Phi}$ in het geval van $y_i = 0$.

6 We gebruiken hier een "tilde" (~) bij de notatie, enkel en alleen om het verschil aan te

B. Empirische bevindingen

De resultaten van de eenvoudige OLS-procedure en de zojuist beschreven tweestapsprocedure worden samengevat in tabel 2 en 3, voor respectievelijk de eerste en de "huidige" job. De schattingen zijn gebaseerd op 358 individuele waarnemingen (de zelfstandigen werden uit de steekproef gelicht).

Allereerst moeten we stellen dat alle pogingen om een schatting te maken van de looninlevering ten gevolge van het genieten van *in geld uitbetaalde* voordelen in natura (d.w.z. voor de variabele BENEFIT) helaas mislukt zijn. Met name hadden we te maken met onrealistische uitkomsten, waarbij o.m. het teken van de BENEFIT-coëfficiënt hardnekkig positief bleef, óók na correctie.⁷ Daarom hebben we besloten om de rapportering in dit artikel te beperken tot de resultaten van de Probit- en Tobit-analyse (eerste stap) alsmede de tweestapsprocedure in het geval van een bedrijfswagen en/of pensioenplan (de variabele AUTOPEN in de tweede stap).

Wanneer we de kolommen OLS(I) en OLS(II) van tabel 2 en 3 met elkaar vergelijken, dan zien we dat de tweestapsprocedure inderdaad leidt tot een omkering van het teken van de coëfficiënten van de AUTOPEN-dummy's (van significant-positief tot negatief).

Eerste job

In het geval van de eerste job bedraagt de waarde van de AUTOPEN-coëfficiënt -0,203. Dit resultaat betekent dat bij de aanvang van de beroepsloopbaan ongeveer 18,5% (ofwel $e^{-0,203} - 1$) van het brutoloon ingeleverd wordt voor een bedrijfswagen en/of pensioenplan. De coëfficiënt die de looninlevering meet in OLS(II) is tevens significant verschillend van nul, bij een niveau van 10%.

geven met de Probit-restterm, waarvoor een "dakje" (^) werd gebruikt.

7 Deze negatieve resultaten kunnen te wijten zijn aan verscheidene factoren. In de eerste plaats kan de geringe kwaliteit van de verstrekte gegevens een rol spelen (de enquëtering was met het oog op de voordelen in natura duidelijk minder zorgvuldig opgesteld). In de tweede plaats moeten we echter ook denken aan een mogelijke storende wisselwerking tussen enerzijds de *gedragsrelatie* en anderzijds de *technische relatie* tussen brutolonen en in geld uitbetaalde voordelen in natura. Vaak worden deze voordelen berekend als een fractie of functie van het brutoloon. In dit artikel zijn we echter alleen geïnteresseerd in de gedragsrelatie tussen beide, niet in de technische relatie. Maar deze laatste (die een positief teken bezit) kan de eerste (die een negatief teken bezit) gedeeltelijk maskeren of vertroebelen (Smith en Ehrenberg, 1983). Voor het "uitfilteren" van de technische relatie hebben we evenwel gedetailleerde werkgeversdata nodig, en die ontbreken helaas

Tabel 2. Resultaten van de analyse van de voordelen in natura, voor de eerste job.

Variabele	Probit (AUTOPEN)	Tobit (BENEFIT)	OLS ^b (ln WAGE)	
			(I)	(II)
Constate	-1,713*** (0,271)	-99,01*** (23,68)	4,188*** (0,045)	4,177*** (0,045)
Man	0,816*** (0,190)	40,36*** (15,57)	0,014 (0,033)	0,089* (0,057)
Directie/Marketing	0,329** (0,161)	-	-	-
Jaar van afstuderen	0,052** (0,016)	3,109** (1,378)	-0,014*** (0,003)	-0,010** (0,004)
Privé-sector ^a	0,273** (0,145)	-	-	-
Deeltijds	-	-56,03** (28,79)	-0,348*** (0,054)	-0,356*** (0,054)
SIGMA	-	92,79*** (7,059)	-	-
AUTOPEN	-	-	0,045* (0,028)	-0,203* (0,157)
GRES1	-	-	-	0,155* (0,097)
R ²	0,111	-	0,176	0,181
Log L	-218,06	-832,75	-	-
% correcte voorspellingen	0,673	-	-	-
% positieve observaties ^c	0,388	0,332	-	-

Noot

De geschatte standaardfouten staan tussen haakjes vermeld. De aanduidingen *, ** en *** betekenen dat de betreffende coëfficiënt statistisch significant is bij een niveau van resp. 10%, 5% en 1%.

- De privé-sector omvat hier: Bouw/Verwerkende nijverheid, Handel/Vervoer/Toerisme, Andere dienstverlening.
- In de rapportering van de OLS-schattingresultaten worden de variabelen BENEFIT en GRES2 uiteindelijk niet in de loonvergelijking opgenomen, wegens de niet-realistische schattingsuitkomsten (resp. positief en negatief teken).
- Het aandeel van de werknemers met een bedrijfswagen bedraagt 6,4%. Er werd geen informatie verstrekt over het eventuele privé-gebruik van deze bedrijfswagen. Het aandeel van de werknemers met een pensioenplan bedraagt 34,9%. Ongeveer 2,3% van de werknemers geniet beide voordelen tegelijkertijd.

Huidige job

In het geval van de "huidige" job (1989) bedraagt de waarde van de AUTOPEN-coëfficiënt -0,153. Dit betekent dat de respondenten op het moment van de enquête gemiddeld genomen ongeveer 14% (ofwel $e^{-0,153} - 1$) van het brutoloon inleveren in ruil voor een bedrijfswagen en/of

Tabel 3. Resultaten van de analyse van de voordelen in natura, voor de huidige job.

Variabele	Probit (AUTOPEN)	Tobit (BENEFIT)	OLS ^b (ln WAGE)	
			(I)	(II)
Constate	-2,584*** (0,341)	-1.080,72*** (167,55)	10,15*** (0,091)	10,11*** (0,093)
Man	0,504*** (0,205)	107,65 (112,45)	0,178*** (0,061)	0,233*** (0,068)
Directie/Marketing	0,506*** (0,167)	323,06*** (83,58)	0,146*** (0,053)	0,217*** (0,067)
Bedrijfsomvang ^a	0,499*** (0,159)	-	-	-
Beroepservaring	0,038** (0,017)	10,59 (8,54)	0,160*** (0,017)	0,162*** (0,017)
Beroepservaring ²	-	-	-0,006*** (0,001)	-0,006*** (0,001)
Privé-sector	1,933*** (0,261)	602,63*** (136,67)	0,096* (0,070)	0,341** (0,157)
SIGMA	-	608,15*** (39,64)	-	-
AUTOPEN	-	-	0,280*** (0,059)	-0,153 (0,256)
GRES1	-	-	-	0,267** (0,154)
R ²	0,367	-	0,431	0,436
Log L	-169,64	-1.137,41	-	-
% correcte voorspellingen	0,774	-	-	-
% positieve observaties ^c	0,545	0,372	-	-

Noot

De geschatte standaardfouten staan tussen haakjes vermeld. De aanduidingen *, **, *** betekenen dat de betreffende coëfficiënt statistisch significant is bij een niveau van 10%, 5% en 1%.

- Groot bedrijf (≥ 100 werknemers) = 1; klein bedrijf (< 100 werknemers) = 0.
- In de rapportering van de OLS-schattingresultaten worden de variabelen BENEFIT en GRES2 niet opgenomen, wegens niet-realistische uitkomsten (resp. positief en negatief teken).
- Het aandeel van de werknemers met een bedrijfswagen bedraagt 26%. De meeste werknemers - d.i. onzeggens 90% - kunnen deze bedrijfswagen ook aanwenden voor privé-gebruik. De schattingsresultaten waarbij enkel met deze laatste categorie rekening wordt gehouden, verschillen nauwelijks van de hier gerapporteerde resultaten. Het aandeel van de werknemers met een pensioenplan bedraagt 45,8%. Ongeveer 15,4% van de werknemers geniet beide voordelen tegelijkertijd.

pensioenplan. De coëfficiënt die de looninlevering meet in OLS(II) is evenwel niet significant verschillend van nul.

De coëfficiënten van de veralgemeende resttermen overeenkomstig de AUTOPEN-variabele, GRES1, zijn significant verschillend van nul (respectievelijk bij 10% en 5% voor de eerste en de huidige job). Dit wijst erop dat de voordelen in natura (hier een bedrijfswagen en/of pensioenplan) gezamenlijk met het niveau van het brutosalaris totstandkomen. AUTOPEN is dus een endogene variabele. Een positieve waarde van deze coëfficiënten betekent voorts dat niet-observeerbare factoren die aanleiding geven tot een grotere kans op voordelen in natura (positieve veralgemeende resttermen) tevens aan de basis liggen van een hoger brutosalaris. Ondanks de looninlevering verdienen de respondenten met bedrijfswagen en/of bijkomend pensioenplan bij hun eerste job bruto nagenoeg 6% (ofwel $e^{0,056}-1$) méér dan degenen die deze voordelen niet genieten. Voor de huidige job bedraagt het geschatte loonverschil maar liefst 40,5% (ofwel $e^{0,340}-1$). Dit laatste resultaat, afgeleid van vergelijking (12), is wellicht onrealistisch hoog.

De resultaten betreffende de eerste stap (Probit/Tobit) wijzen o.m. uit dat mannen, met een aanzienlijk grotere waarschijnlijkheid dan vrouwen, beschikken over een bedrijfswagen en/of pensioenplan (alsmede andere voordelen in natura bij de eerste job). Directieleden en marketingmensen hebben, zoals te verwachten, aanzienlijk méér kans op het bezit van een auto "van de zaak" en/of een bijkomend pensioenplan (alsmede andere voordelen in natura bij de eerste job). Betekenisvol is de vaststelling dat bij de aanvang van de beroepsloopbaan (de kans op het toekennen van voordelen in natura op een stelselmatige en significante wijze stijgt. Kennelijk wordt deze alternatieve vorm van arbeidsbeloning dus van jaar tot jaar belangrijker. De kans op het bezit van een bedrijfswagen en/of aanvullend pensioenplan neemt toe met de omvang van het bedrijf en met het aantal jaren beroepservaring. Dat laatste geldt evenwel niet voor de andere voordelen in natura. Tenslotte is de kans op het genieten van voordelen in natura in de privé-sector – zoals te verwachten – beduidend groter dan in de openbare sector.

Besluit

Dit artikel vat een onderzoek samen naar de kwantificering van de invloed die diverse factoren uitoefenen op het loon en op de *trade-off* tussen loon en voordelen "in natura" van economen die afgestudeerd zijn aan de EHL (de huidige Faculteit TEW van het LUC), over de periode 1972-1988. Het is de eerste studie in Vlaanderen over de lonen van economen die afgestudeerd zijn aan een economische hogeschool.

Een aantal belangrijke bevindingen van de studie willen we hier nog even overlopen. Allereerst blijkt dat de brutoaanvangslonen stelselmatig dalen naarmate men later afstudeert, terwijl de voordelen in natura bij de eerste job van jaar tot jaar belangrijker worden. Ook merken we dat het bezit van een aanvullend MBA-diploma geen "marktvoordeel" oplevert voor de EHL-afgestudeerden. Wellicht heeft een dergelijk aanvullend diploma enkel een meerwaarde voor personen met een andere vooropleiding dan economie (bijv. industrieel of burgerlijk ingenieurs). De regionale component blijkt een belangrijke verklarende factor te zijn van de lonen, terwijl "traditionele" elementen als geslacht en bedrijfsomvang weinig doorslaggevend zijn als verklaring van het loonniveau. Wel stellen we vast dat het geslacht een belangrijke invloed heeft op het al of niet genieten van voordelen in natura (bedrijfswagen?). Het aantal jaren beroepservaring blijkt in alle gevallen een zeer belangrijke invloed te hebben op het loonniveau. Ook is gebleken dat de relatief gunstige loonsituatie in de sectoren *Onderwijs* en *Openbare diensten* bij het begin van de loopbaan volkomen verdwijnt na enkele jaren beroepservaring. Verder heeft dit artikel geïllustreerd hoe een tweestapsschattingsprocedure gebruikt kan worden voor een consistente schatting van de *trade-off* tussen enerzijds het brutoloon en anderzijds een bedrijfswagen en/of bovenwettelijk pensioen. We hebben berekend dat de brutolooninlevering ongeveer 18,5% bedraagt bij de eerste job en 14% bij de "huidige" job – wat een zeer plausibel resultaat lijkt. Deze studie heeft volgens ons dan ook duidelijk het belang van deze tweestapsschattingsprocedure aangetoond.

Veralgemeningen op grond van de bovenstaande loonanalyse moeten echter met grote voorzichtigheid gebeuren. In de eerste plaats vormt de analyse slechts één mogelijke benadering van de loonsituatie van EHL-afgestudeerden. Een meer diepgaande analyse, zoals o.m. in Smith en Ehrenberg (1983), Woodbury (1983) en Montgomery et al. (1992), lag buiten het bereik van dit artikel, en was overigens niet mogelijk wegens

het ontbreken van de nodige gegevens. Ten tweede ontbreekt informatie over enkele belangrijke variabelen die bepalend kunnen zijn voor de lonen en de loonverschillen (o.m. studieresultaten, gezinstoestand, precieze arbeidsduur enz.). Ten derde is er het probleem van de *zelfselectie*, waar ook Nonneman (1994) naar verwijst en waar ook wij geen oplossing voor hebben. Met name is het zo dat wie succesvol is (of denkt succesvol te zijn) eerder geneigd is om mee te werken aan de enquête. Met andere woorden, het risico bestaat dat vooral diegenen die een goede baan hebben en goed verdienen antwoorden op de enquête. Bijgevolg kunnen we ons vragen stellen bij de representativiteit van de steekproefwaarnemingen.

We beseffen, tenslotte, dat de relevantie van dit artikel in bepaalde opzichten enigszins beperkt kan zijn voor het lezerspubliek van het *Economisch en Sociaal Tijdschrift*, omdat we vermoeden dat het grootste deel van de lezers universitaire economen zijn (deze uitspraak werd evenwel niet getoetst). Toch mogen we niet vergeten dat ongeveer 45% van de economisch gevormden in Vlaanderen afgestudeerd is aan HOLT-instellingen. Een vergelijkende analyse van de lonen (inclusief de werkgelegenheidskansen en andere arbeidsmarktkenmerken) van de afgestudeerden van economische hogescholen en die van universitaire economen zou aan deze bijdrage meer kracht en inhoud hebben verleend – gelet ook op de huidige discussie over de “opwaardering” van de economische HOLT-diploma’s. Een dergelijke analyse was evenwel niet mogelijk, aangezien de vereiste gegevens momenteel niet beschikbaar zijn. Hopelijk betekent deze studie een stimulans om dergelijk onderzoek in Vlaanderen aan te vatten. Dit toekomstig onderzoek zal trouwens uitdrukkelijk en nauwgezet aandacht moeten besteden aan de voordelen in natura, aangezien deze laatste almaar belangrijker worden als component van de totale arbeidsbeloning – zeker in de huidige omstandigheden van loonblokkering in het kader van het beleid om het concurrentievermogen van de Belgische economie te vrijwaren.

Bibliografie

- BARNOW, B., G. CAIN en A. GOLDBERGER (1980), “Issues in the analysis of selectivity bias”, in: E.W. STROMSDORFER en G. FARKAS, eds., *Evaluation Studies Review Annual*, jg. 5, Beverly Hills, Sage Publication, blz. 43-59.
- BERBERS, K. (1979), *Het inkomen van de Vlaamse economen in 1978*, K.U.Leuven, Centrum voor Economische Studiën.

- DAVIDSON, R. en J.G. MACKINNON (1993), *Estimation and Inference in Econometrics*, New York/Oxford, Oxford University Press.
- DESAEYERE, W. (1969), “Het inkomen van de economen: analyse van de UNA-enquête”, *Tijdschrift voor Economie*, nr. 3, blz. 375-435.
- DESAEYERE, W. (1973), “Het inkomen van de Vlaamse economen in 1973”, *Tijdschrift voor Economie en Management*, nr. 1, blz. 9-36.
- FOLMER, H. en J. VAN DIJK (1992), “Looneffecten van de duur en frequentie van de werkloosheid”, *Economisch Statistische Berichten*, 29 januari 1992, blz. 109-111.
- GIELEN, L., B. GIJSBRECHTS, P. VANDEN ABEELE, M. VANHUELE en J. VANTHIENEN (1986), *Econometrie vandaag*, Een studie van de Vereniging voor Economie en DIP Adviesbureau.
- GOURIEROUX, C., A. MONFORT, E. RENAULT en A. TROGNON (1987), “Generalised residuals”, *Journal of Econometrics*, jg. 34, blz. 5-32.
- GREENE, W.H. (1993), *Econometric Analysis* (2nd Edition), New York, Macmillan Publishing Company.
- HECKMAN, J. (1979), “Sample selection bias as a specification error”, *Econometrica*, jg. 47, blz. 153-161.
- MADDALA, G.A. (1983), *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, Cambridge, Cambridge University Press.
- MINCER, J. (1970), “The distribution of labor incomes: a survey with special reference to the Human Capital Approach”, *Journal of Economic Literature*, jg. 8, blz. 1-26.
- MONTGOMERY, E., K. SHAW en M.A. BENEDICT (1992), “Pensions and wages: an hedonic price theory approach”, *International Economic Review*, jg. 33, blz. 111-128.
- NONNEMAN, W. (1994), “Bezoldigingen en werktijden van afgestudeerden in de Toegepaste Economische Wetenschappen”, *Economisch en Sociaal Tijdschrift*, nr. 1, blz. 55-77.
- SCHMIDT, C.M. en K.F. ZIMMERMAN (1991), “Work characteristics, firm size and wages”, *Review of Economics and Statistics*, jg. 73, blz. 705-710.
- SMITH, R.S. en R.G. EHRENBERG (1983), “Estimating wage-fringe trade-offs: some data problems”, in: J.E. TRIPLETT, ed., *The Measurement of Labor Costs*, Chicago, The University of Chicago Press, blz. 347-369.
- VANDEREYCKEN, R. en L. PEETERS (1993), *Analyse van de determinanten van het loon en de loonverschillen van EHL-afgestudeerden, 1972-1988*, Research Paper BEDR/93/04, Departement Bedrijfskunde, Faculteit TEW, LUC, Diepenbeek.
- VELLA, F. (1993), “A simple estimator for simultaneous models with censored endogenous regressors”, *International Economic Review*, jg. 34, blz. 441-457.
- WOODBURY, S.A. (1983), “Substitution between wage and nonwage benefits”, *American Economic Review*, jg. 73, blz. 166-182.

Abstract

Wages and Fringe Benefits of Flemish Business School Economists

The purpose of this paper is to analyse the factors that are important in determining the wages of Flemish economists who graduated from the former Limburg Business School (the present Faculty of Applied Economics at the Limburg University Centre), between 1972 and 1988. Separate earnings functions are estimated for starting salaries and current (1989) salaries, to assess the influence of individual characteristics, educational background, and occupational characteristics and experience. In addition this paper extends the "traditional" wage analysis by applying a two-step estimation procedure to provide consistent estimates of the trade-off between wages and fringe benefits (company car and/or additional pension plan).



**"BOUWEN WORDT
AL NA KINDERSPEL
MET DE ASLK."**

"We lenen bij de ASLK op 20 jaar, met een vaste rentevoet op 10 jaar. De rentevoeten zijn nu toch zo laag... Waarom bij de ASLK? Omdat we over 10 jaar vrij zijn om iets belangrijks te kiezen: een nieuwe periode met vaste rentevoet. Dus een lange periode als de rentevoet laag is. Of een zeer korte als hij hoog is... zodat we er 1 jaar nadien weer volop van profiteren als de rentevoeten dalen. Zo beslissen we samen hoe we die 20 jaar terugbetaling 1 gemakkelijkst maken."

So eenvoudig kan 't leven zijn. **ASLK**
BANK-VERZEKERINGEN

Ludo Cuyvers *

Philippe de Lombaerde **

Danny Van Den Bulcke ***

Subregionale economische samenwerking en integratie: groeicirkels en groeidriehoeken in de ASEAN-regio

Trefwoorden: economische integratie; ASEAN; economische groeicirkels

Oost- en Zuidoost-Aziatische landen zijn in toenemende mate betrokken bij allerlei subregionale integratie-initiatieven, die de vorm van zogenaamde groeidriehoeken en groeicirkels aannemen. Dit artikel geeft een overzicht van de diverse "groeicirkels" in de betrokken landen, met speciale aandacht voor de ASEAN-landen. Er wordt getracht vanuit verschillende invalshoeken een bijdrage te leveren tot een verklaring van deze groeicirkels en hun succes. Zo is het kenmerkend dat de genomen initiatieven sterk pragmatisch en proef-gericht zijn. De motieven en voordelen van deze subregionale integratie worden in het artikel geanalyseerd, met gebruikmaking van de inzichten van de literatuur over economische integratie.

* Centre for ASEAN Studies (CAS), Universiteit Antwerpen (RUCA).

** CESA, Universidad Nacional en IUSA, Santafé de Bogotá (Colombia).

*** Centre for International Management and Development Antwerp (CIMDA), Universiteit Antwerpen (RUCA).

De auteurs danken twee anonieme referees voor hun commentaar en kritische opmerkingen bij een vroegere versie van dit artikel.