

# Loonkostendifferentiatie

Een van de mogelijkheden om de werkloosheid te verminderen is het verlagen van de loonkosten van die categorieën werkzoekenden die het moeilijkst aan een baan komen: de laag opgeleiden. Of en hoeveel banen dat oplevert, hangt af van de reactie van werkgevers op een dergelijk prijssignaal. In dit artikel wordt een schatting daarvan gepresenteerd op basis van recent beschikbaar gekomen gegevens. In de periode 1979-1985 blijkt 1% relatief lagere loonstijging van een 'cohort' arbeid ceteris paribus samen te gaan met enkele procenten meer werkgelegenheidsontwikkeling voor zo'n groep. Kortom, het relatief goedkoper maken van een bepaalde groep zou inderdaad leiden tot meer werkgelegenheid voor die groep.

DRS. M.L.J.H.A. VAN SCHAAIJK – DRS. R. WAAIJERS\*

## Achtergrond

De werkloosheid is, zoals bekend, zeer sterk geconcentreerd bij de lager gekwalificeerden. Het marktmechanisme werkt op de diverse deelmarkten kennelijk niet zodanig dat de werkloosheidspercentages worden geëgaliseerd. Die situatie leidt tot de vraag of de overheid via een verlaging van de loonkosten bij de lagere loongroepen een vermindering van de werkloosheid zou kunnen bewerkstelligen<sup>1</sup>.

Aan dit vraagstuk is onder andere van de zijde van het CPB reeds eerder aandacht geschonken, maar empirisch materiaal om de relatie tussen relatieve lonen en werkgelegenheid te becijferen ontbrak. Dank zij een aanvullend loononderzoek van het CBS zijn die gegevens er nu wel. Met die gegevens hebben wij een experimenteel cohort-model geschat, waarvan we in dit artikel de hoofdlijnen weergeven<sup>2</sup>.

We beginnen met een korte uiteenzetting van de relatie tussen relatief loon en werkgelegenheid in het eenvoudige geval dat er maar twee soorten arbeid worden onderscheiden. Vervolgens wordt dat verband beschreven in het geval dat er meer soorten arbeid bestaan. Na presentatie van het model gaan we in op de schattingsresultaten. Tot slot geven we aan hoeveel extra werkgelegenheid zou kunnen ontstaan door relatieve verlaging van de loonkosten rond het niveau van het minimumloon.

## Twee soorten arbeid

We gaan er vanuit dat de productie met verschillende combinaties van productiefactoren tot stand kan komen. De krommen in figuur 1 geven voor twee productieniveaus alle verschillende combinaties van twee productiefactoren  $L_1$  en  $L_2$  die dezelfde productie-omvang opleveren. Welke combinatie van productiefactoren wordt gekozen, wordt

bepaald door de prijsverhouding tussen  $L_1$  en  $L_2$ ,  $P_1/P_2$ . De hellingshoek van de gestippelde rechte lijn geeft de prijsverhouding tussen  $P_1$  en  $P_2$  weer.

Bij kostenminimalisatie zullen ondernemers net zolang doorgaan met het wijzigen van de verhouding tussen de ingezette hoeveelheden van de productiefactoren totdat marginale veranderingen in de ingezette productiefactoren geen kostendaling meer oplevert. Dit geschiedt in punt A.

Als de beloningsverhoudingen veranderen, neemt de vraag naar de relatief goedkoper geworden factor toe en die naar de relatief duurder geworden factor af. De sleutelgrootte daarbij is de substitutie-elasticiteit, die aangeeft in welke mate de volumes reageren op prijsveranderingen. Bij gelijkblijvend productieniveau blijft men op dezelfde produktiekromme, maar de gekozen combinatie van productiefactoren verschuift van A naar B, het nieuwe raakpunt bij de gewijzigde hellingshoek van de gestippelde lijn. Gelijkblijvende productie betekent overigens niet dat ook de werkgelegenheid, althans in personen gemeten, gelijk blijft: zo gaan er aan de onderkant van het loongebouw meer personen in een gegeven bedrag aan loonkosten, dan aan de bovenkant van het loongebouw.

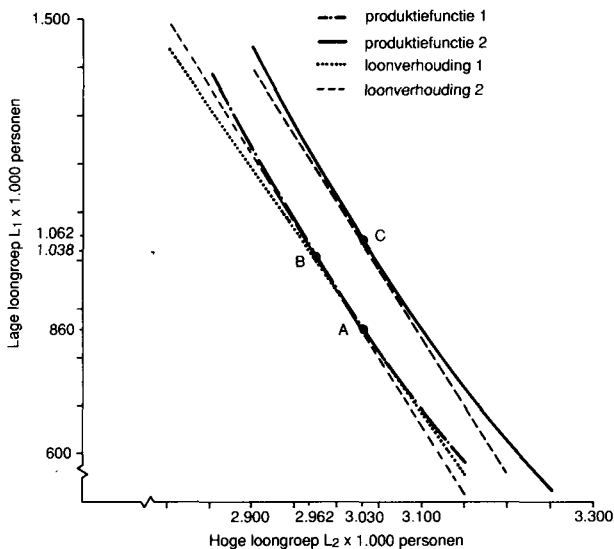
Bij de nieuwe prijsverhouding ontstaat er gaande van A naar B werkloosheid onder groep  $L_2$ . Bij daling van het to-

\* De auteurs zijn werkzaam op de afdeling Inkomens en Prijzen van het Centraal Planbureau. Zij danken A. Bakhoven, H. Don, J. Kok, R. van Opstal, A. Nieuwenhuis en G. Zalm voor hun commentaar op een eerdere versie.

1. M. van Schaaik, *Loondifferentiatie en werkloosheid*, ESB, 21 september 1983, CPB-overdruk nr. 177; P.B. de Ridder, *Enkele elementen van aanbodeconomie in model*, in: *Lessen van het verleden*, december 1987, CPB-overdruk nr. 202; A.F. Bakhoven, *Een marktgerichte oplossing voor het werkloosheidsprobleem*, ESB, 13 januari 1988, CPB-overdruk nr. 203, alsmede reactie plus naschrift in ESB van 11 februari 1988; Centraal Planbureau, *Gevolgen verlaging minimum loonkosten, een verkenning*, Werkdocument 25, Den Haag, september 1988. (Dit werkdocument is mede gebaseerd op de onderhavige studie.)

2. Zie voor achtergrondinformatie M. van Schaaik en R. Waaijers, *Experimenteel cohortmodel*, CPB Onderzoeksmemorandum nr. 46, september 1988.

Figuur 1. Relatieve loonkosten en werkgelegenheid



tale loonpeil en bij voldoende afzetmogelijkheden en aanpassing van de kapitaalhoeveelheid is echter uitbreiding van de productie mogelijk. Dan komt punt C, waarin dezelfde prijsverhouding geldt als in punt B, in het verschiet.

### Vele soorten arbeid in drie dimensies

In het voorgaande zijn slechts twee produktiefactoren onderscheiden. Indien er  $i$  verschillende soorten arbeid worden onderscheiden kan het verband tussen prijs en hoeveelheid worden geschreven als<sup>3</sup>:

$$w_i = -\sigma (l_i - l_G) + y \quad (i = 1, \dots, n)$$

waarin:

- $w_i$  = de werkgelegenheidsmutatie van groep  $i$ ;
- $l_i$  = de loonmutatie van groep  $i$ ;
- $l_G$  = de gemiddelde loonmutatie; en
- $y$  = de reële groei van de productie, mits tussen al die  $i$  soorten arbeid één en dezelfde substitutie-elasticiteit zou bestaan. Dat laatste is in het algemeen geen realistische veronderstelling tenzij – en dat zullen wij hier doen – men een bepaalde invalshoek voor ogen heeft. Dat kan als volgt worden toegelicht.

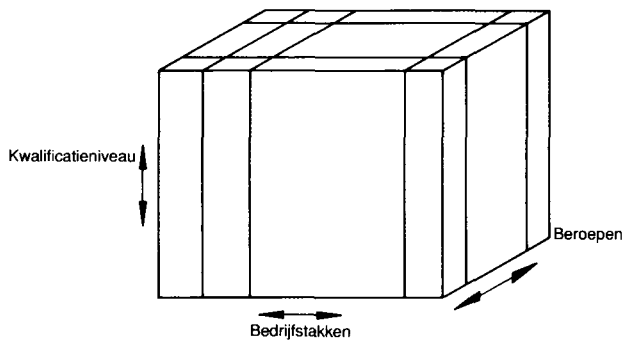
In figuur 2 wordt arbeid langs drie invalshoeken uitgesplitst naar soorten:

- van links naar rechts gaat het om de verschillende soorten bedrijfstakken;
- van voor naar achter om verschillende beroepsgroepen;
- van boven naar onder om het kwalificatieniveau.

In het blokje helemaal linksvooronder zit bij voorbeeld een leerling-loodgieter in de bedrijfstak bouw. In het blokje helemaal rechtsachterboven zit bij voorbeeld een ervaren tandarts in de bedrijfstak diensten. Zelfs bij grote veranderingen in de prijsverhouding van leerling-loodgieters versus ervaren tandartsen zal de relatieve vraag naar deze twee soorten arbeid nauwelijks veranderen. Hier geldt een extreem lage substitutie-elasticiteit omdat de verschillen het produkt zijn van verschil in bedrijfstak, verschil in beroep en verschil in kwalificatieniveau.

We bezien nu binnen één en dezelfde bedrijfstak personen met dezelfde kwalificatieniveaus maar verschillend be-

Figuur 2. Arbeid heterogeen in drie dimensies



roep. Vergelijk twee ervaren werklieden, een metselaar en een timmerman. Als de timmerman zou gaan metselen, zou hij een veel lagere productie hebben dan de metselaar. Alleen bij flinke wijziging in de loonkostenverhoudingen is dat rendabel.

Wanneer we echter binnen één en dezelfde bedrijfstak en daarbij tevens binnen één en dezelfde beroepsgroep kijken, wordt het beeld anders. Ook dan geldt nog steeds dat een leerling-timmerman nog lang niet de kracht en inzicht heeft om dezelfde productie te kunnen halen als een ervaren timmerman. Wel is het zo dat binnen één 'kolom' (zelfde bedrijfstak en zelfde beroep) beiden met aangrenzende opleidings- en ervaringsniveau zonder al te veel productieverlies voor elkaar kunnen inspringen.

Binnen kolommen zal 1% verandering in beloningsverhouding tussen aangrenzende kwalificatieniveaus leiden tot  $x\%$  verandering in werkgelegenheid. Het is duidelijk dat men bij beperking tot de kwalificatie-invalshoek en verwaarlozing van beroeps- en bedrijfstakinvalshoek substitutieprocessen voor ogen heeft met een relatief hoge waarde voor  $x$ . Indien men alle bedrijfstakken en alle beroepen tegelijk via de invalshoek kwalificatieniveau beziet, verkrijgt men de totaal kolom van tabel 1. Daarin staan de mannelijke werknemers in bedrijven ingedeeld naar leeftijd en opleidingsniveau en vervolgens gerangschikt naar loonhoogte<sup>4</sup>.

We beperken ons verder tot de substitutie binnen de genoemde 'kwalificatiekolommen'. Daarbij gaat het overigens niet steeds om substitutie precies tussen aangrenzende niveaus. Denk bij voorbeeld aan een pendelproces van bouwvakkers: hoe verder van de Randstad, hoe minder werk in de bouw en hoe meer bouwvakkers er wonen. Dat wil echter nog niet zeggen dat de bouwvakkers uit Den Bosch in Scheveningen werken. Neen, die werken in Breda en de bouwvakkers uit Breda bouwen in Rotterdam, en die uit Rotterdam werken in Scheveningen in de bouw.

Voor de substitutie tussen leerling-loodgieters en ervaren tandartsen geldt bij voorbaat een substitutie-elasticiteit van nul. Het gaat ons hier echter om de kwalificatie-invalshoek, de substitutie tussen meer en minder gekwalificeer-

3. Een appendix met afleidingen en kengetallen betreffende lonen en werkgelegenheid van lage loongroepen is verkrijgbaar bij de auteurs.

4. Voor nadere uitleg verwijzen we naar het onderzoeksmemorandum *Experimenteel cohortmodel*.

Tabel 1. Kwalificatiekolom, mannen in bedrijven in 1985

| Bruto loon in gld. per uur | Opleidingsniveau | Leeftijd in jaren | Bruto loon in gld. per uur | Opleidingsniveau | Leeftijd in jaren |
|----------------------------|------------------|-------------------|----------------------------|------------------|-------------------|
| 58,7                       | Wetenschappelijk | 52-57             | 20,9                       | Uitgebreid lager | 52-57             |
| 47,8                       | Wetenschappelijk | 40-45             | 19,9                       | Uitgebreid lager | 40-45             |
| 42,7                       | Wetenschappelijk | 46-51             | 19,8                       | Middelbaar       | 28-33             |
| 36,3                       | Hoger beroeps    | 52-57             | 19,3                       | Uitgebreid lager | 34-39             |
| 35,1                       | Wetenschappelijk | 34-39             | 17,8                       | Lager            | 46-51             |
| 33,3                       | Hoger beroeps    | 46-51             | 17,6                       | Uitgebreid lager | 28-33             |
| 32,6                       | Hoger beroeps    | 58-63             | 17,5                       | Lager            | 52-57             |
| 32,4                       | Hoger beroeps    | 40-45             | 17,4                       | Lager            | 58-63             |
| 30,1                       | Middelbaar       | 58-63             | 17,0                       | Lager            | 34-39             |
| 29,9                       | Hoger beroeps    | 34-39             | 17,0                       | Lager            | 40-45             |
| 26,4                       | Middelbaar       | 52-57             | 16,5                       | Hoger            | 22-27             |
| 26,1                       | Middelbaar       | 40-45             | 16,5                       | Lager            | 28-33             |
| 25,9                       | Middelbaar       | 46-51             | 15,2                       | Middelbaar       | 22-27             |
| 25,4                       | Wetenschappelijk | 28-33             | 14,8                       | Uitgebreid lager | 22-27             |
| 23,1                       | Hoger beroeps    | 28-33             | 14,5                       | Lager            | 22-27             |
| 22,5                       | Middelbaar       | 34-39             | 9,9                        | Middelbaar       | 16-21             |
| 21,7                       | Uitgebreid lager | 58-63             | 9,7                        | Uitgebreid lager | 16-21             |
| 21,5                       | Uitgebreid lager | 46-51             | 9,5                        | Lager            | 16-21             |

den. De vraag is nu hoe groot voor die invalshoek de substitutie-elasticiteit is.

### Het cohortmodel

Dank zij het *Loonstructuuronderzoek 1979* van het CBS en het aanvullend onderzoek betreffende het jaar 1985 weten we de ontwikkeling van de lonen en werkgelegenheid per cohort. Daarbij verstaan we onder een cohort een groep werknemers met hetzelfde geboortjaar, geslacht en opleidingsniveau. Afgezien van de jongste leeftijdsgroep kunnen we per cohort de ontwikkeling van lonen en werkgelegenheid berekenen tussen het jaar 1979 en het jaar 1985. Voor het eerst in de Nederlandse geschiedenis beschikken we over veel statistische informatie hierover, zodat empirisch onderzoek via deze invalshoek mogelijk is. Om complicaties betreffende uit- en herintreding bij vrouwen te vermijden beperken we ons tot mannen en laten voorts de overheid en enkele cohorten met weinig waarnemingen erin buiten beschouwing. Uiteindelijk resteren dertig cohorten (vijf opleidingsniveaus en een indeling in zesjaars leeftijdsklassen). Voor deze dertig cohorten is een loon-, aanbod- en vraagvergelijking geschat, die alle drie kort worden besproken.

### Vraag

In de vraagvergelijking is de werkgelegenheidsmutatie per cohort ( $wc_i$ ) de te verklaren variabele. Als verklarende variabele verschijnen de eerder gepresenteerde relatieve loonmutatie  $l_i - l_G$  en de produktiegroei  $y$ . Daarbij is  $l_i$  de loonmutatie per cohort gecorrigeerd voor de invloed van anciënniteit. Aangezien  $l_G$  en  $y$  voor ieder cohort hetzelfde zijn, komen die twee in de constante term terecht.

Er is een aanpassingsmechanisme gemodelleerd dat berust op de veronderstelling dat een ondernemer bij een conjuncturele inzinking zoals de beschouwde periode (1979-1985), pas met vertraging en met inachtneming van de kosten van ontslaan en aannemen van personeel, zijn personeelssamenstelling aanpast aan die welke uit de produktiefunctie als optimaal voortvloeit. We voegen daarom als verklarende variabele toe de term  $wv_i$  (de verwachte procentuele mutatie van de werkgelegenheid per cohort die bij ongewijzigde werkgelegenheidsstructuur naar leef-

tijd en opleidingsniveau zou optreden). Daarnaast willen we rekening houden met de mogelijkheid dat de lagere loongroepen een ongunstige loon/productiviteitsverhouding kennen, en dat dit bij neergaande conjunctuur ongunstig werkt op de instroom. Daarvoor nemen we als indicator:

$$\gamma D_i L_i + \psi D_i$$

waarbij:

$L_i$  = loonniveau per cohort;

$D_i = 1$  als  $wv > 0$ ; en

$D_i = 0$  als  $wv \leq 0$ .

De vraagvergelijking luidt dan<sup>5</sup>:

$$wc_i = \alpha_1 l_i + \alpha_2 wv_i + \alpha_3 D_i L_i + \alpha_4 D_i + \alpha_5 \quad (1)$$

### Simultaniteit?

Zowel in de vraagvergelijking als in de hierna te bespreken loonvergelijking komen de vraag ( $wc$ ) en de lonen ( $l$ ) voor. De kwestie is dan of de coëfficiënt  $\alpha_1$  in de vraagvergelijking moet worden geïnterpreteerd als de invloed van afwijkende loonmutaties op afwijkende vraagmutaties dan wel of de reciproke van  $\alpha_1$  moet worden gezien als de invloed van de vraag op de loonvorming. Bij de loonvergelijking kan men de vraag stellen of het gaat om de invloed van de vraag op loonvorming dan wel of de reciproke ervan de invloed van lonen of de vraag voorstelt.

Deze kip/ei-kwestie is onoplosbaar tenzij we zowel in de vraagvergelijking als in de loonvergelijking over exogene verklarende variabelen beschikken die onafhankelijk zijn van zowel loonvorming als vraag en aanbod op de arbeidsmarkt. Die hebben we hier in de vorm van  $wv$  en de later te bespreken  $lv$ . Dat die onafhankelijk zijn van  $l$  en  $wc$  is gemakkelijk in te zien door te wijzen op het feit dat de berekening van zowel  $wv$  als  $lv$  louter gebeurt op grond van gegevens uit het basisjaar.

Bij simultane schatting bleek er overigens geen invloed te worden waargenomen van de arbeidsmarkt ( $wc - ac$ ) op de loonvorming, zodat we de drie vergelijkingen (exclusief  $wc - ac$  in de loonvergelijking) ook afzonderlijk kunnen bezien.

### Aanbod

In de aanbodvergelijking is het feitelijke arbeidsaanbod per cohort ( $ac_i$ ) de te verklaren variabele. Het wordt bepaald door het op demografische gronden bepaalde potentiële arbeidsaanbod ( $d_i$ ) alsmede de relatieve loonontwikkeling gecorrigeerd voor de invloed van anciënniteit ( $l_i$ ). De correctie voor de invloed van anciënniteit is gebaseerd op de gedachte dat aldus tot uitdrukking komt in welke mate het loon van een cohort afwijkt van de loonmutatie die men zou verwachten louter op grond van opgedane ervaring. De invloed van de ontwikkeling van de 'replacement rates' en de uren/personenverhouding is hier vooralsnog buiten beschouwing gelaten. Dat geldt ook voor verandering in demografisch potentieel arbeidsaanbod vanwege culturele factoren. Wel is rekening gehouden met de introductie van de VUT-regeling in de beschouwde periode.

De invloed van de bruto-loonontwikkeling wordt gecorrigeerd met de 'bruto-netto-elasticiteit'. Deze elasticiteit geeft aan met hoeveel procent het netto loon stijgt als het bruto loon met 1% toeneemt. De bruto-netto-elasticiteit varieert in principe met bruto-loonniveau en huishoudtype (ta-

5. In deze gestroomlijnde versie van de vraagvergelijking wordt geen rekening gehouden met verschillen in vraagmutatie in verband met verschil in effect van technologische ontwikkeling. In *Experimenteel cohortmodel* staat een uitgebreide versie, maar dat levert geen wezenlijk andere uitkomsten op dan de hier gepresenteerde versie.

riefgroep), maar in de praktijk blijkt de variatie erin nogal mee te vallen<sup>6</sup>. We hanteren hier  $E = 0,7$ .

De aanbodvergelijking luidt dan:

$$ac_i = \beta d_i + \beta_2 EI_i + DV_{UT} + \beta_3 \quad (2)$$

De constante term weerspiegelt de mutaties die voor alle cohorten hetzelfde zijn, zoals hier de gemiddelde procentuele mutatie van het arbeidsaanbod en, bij de loonvergelijking, de gemiddelde reële loonstijging, dat wil zeggen het verschil van de gemiddelde loonstijging en de consumptieprijsstijging.

## Loon

Bij de loonvergelijking wordt de loonmutatie per cohort ( $lc_i$ ) verklaard uit vier factoren:

- de verwachte loonontwikkelingen van blijvers, personen die zowel in begin als in eindjaar werknemer zijn ( $lv_i$ );
- algemene ontwikkelingen zoals de cao-loonmutaties die voor alle cohorten hetzelfde zijn en dus in de constante term tot uitdrukking komen ( $c$ );
- de autonome factor AU die het effect van aanpassing van minimumloon representeert; en
- cohortspecifieke arbeidsmarktontwikkelingen ( $wc_i - ac_i$ ).

Bij de individuele factor houden we rekening met de mogelijkheid dat bij neergaande conjunctuur nieuwe werknemers lager worden ingeschaald dan 'normaal' en dat er wordt bezuinigd op de 'normale' promoties en periodieken. De variabele  $lv_i$  geeft de loonmutatie van een cohort op grond van de 'normale' carrièreloonstijging van de blijvers. Anders gezegd:  $lv_i$  geeft de loonmutatie per cohort bij ongewijzigde loonstructuur naar leeftijd en opleidingsniveau. Die zal naar verwachting bij algemene verslechtering van de arbeidsmarkt een coëfficiënt van minder dan 1 krijgen. De coëfficiënt  $\gamma$  in vergelijking 3 zal dus in verschillende periodes verschillende waarden kunnen aannemen.

Bij de constructie van ons experimenteel cohortmodel zijn we er vanuit gegaan dat 1979 weliswaar geen echt evenwichtsjaar is, maar dat het bij vergelijking met de daarop volgende explosieve toename van de arbeidsmarktproblematiek gedurende de daaropvolgende zes jaar een verantwoorde werkhypothese is om 1979 als evenwichtsjaar te hanteren. Er is dus geen aanpassingsproces ter wille van het jaar 1979 nodig.

De loonvergelijking komt er dan als volgt uit te zien:

$$lc + AU = \gamma_{t+1} lv + \lambda (wc - ac) + c \quad (3)$$

De variabele  $\lambda$  bleek bij de afzonderlijke schatting een negatief teken te krijgen. Dat is een aanwijzing dat de relatieve arbeidsmarktontwikkeling niet de lonen beïnvloedt, maar dat juist andersom de lonen de relatieve arbeidsmarktontwikkeling beïnvloeden. Bij simultane schatting bleek  $\lambda$  zeer klein en niet significant. Daarom laten we bij de afzonderlijke schatting ( $wc - ac$ ) weg uit de loonvergelijking.

## Schattingresultaten

De numerieke waarden van de schattingen staan in tabel 2. De *vraagvergelijking* geeft voor de coëfficiënt voor de grootte die de invloed van conjunctuurfactoren representeert ( $wv$ ) als uitkomst 0,7 (0,3 bij simultane schatting). Voor de invloed van de loon/productiviteitsverhouding (waarvoor het loonniveau  $L$  als indicator is genomen) wordt een significante invloed gemeten. Voor de substitutie-elasticiteit wordt de waarde 2,5 (4,7 bij simultane schatting) gevonden in de beschouwde periode.

Tabel 2. Schattingsresultaten<sup>a</sup>, t-waarden tussen haakjes

| Gewogen kleinste kwadraten |  |              |  |
|----------------------------|--|--------------|--|
| (1)                        | $wc = -2,5l + 0,7wv + 10,7DL - 193,6D_1 + 55,3$        | $R^2 = 0,76$ |  |
|                            | (5,9) (2,9) (4,0) (4,6) (5,3)                          |              |  |
| (2)                        | $ac - DV_{UT} = 1,2d + 0,4EI - 4,2$                    | $R^2 = 0,85$ |  |
|                            | (11,2) (2,1) (1,8)                                     |              |  |
| (3)                        | $lc + AU = 0,8lv + 23,0$                               | $R^2 = 0,92$ |  |
|                            | (10,7) (13,9)  |              |  |
| Simultane schatting (FIML) |  |              |  |
| (1)                        | $wc = -4,7l + 0,3wv + 13,9D_1L - 244,7D_1 + 94,6$      |              |  |
|                            | (2,1) (1,0) (2,3) (2,2) (2,0)                          |              |  |
| (2)                        | $ac - DV_{UT} = 1,2d + 0,23EI - 2,2$                   |              |  |
|                            | (6,2) (0,2) (0,2)                                      |              |  |
| (3)                        | $lc + AU = 0,8lv + 0,009(wc - ac) + 23,3$              |              |  |
|                            | (10,6) (0,07) (10,0)                                   |              |  |
| (4)                        | $(1 + l / 100) \equiv (1 + lc / 100) / (1 + lv / 100)$ |              |  |

a. Ter wille van de overzichtelijkheid laten we de suffix  $i$  verder weg.

Lijst van symbolen:

- $wc$  = procentuele mutatie werkgelegenheid per cohort;
- $l$  = procentuele loonmutatie gecorrigeerd voor invloed anciënniteit;
- $lc$  = procentuele loonmutatie per cohort;
- $wv$  = procentuele mutatie werkgelegenheid per cohort die bij ongewijzigde werkgelegenheidsstructuur naar leeftijd, opleidingsniveau en geslacht zou plaatsvinden;
- $L$  = uurloon per cohort in gulden;
- $D_1$  = dummy = 1 als  $wv > 0$ , anders 0;
- $ac$  = procentuele mutatie arbeidsaanbod per cohort;
- $DV_{UT}$  = VUT-dummy = -8% voor de oudste cohorten, voor de anderen gelijk aan nul;
- $AU$  = effect korting minimumloon;
- $d$  = procentuele mutatie arbeidsaanbod om demografische redenen;
- $E$  = bruto-netto-elasticiteit. Deze is hier steeds op 0,7 gezet, want 1% extra bruto-loonmutatie geeft circa 0,7% netto loonmutatie;
- $lv$  = procentuele loonmutatie per cohort die bij ongewijzigde beloningsverhoudingen naar leeftijd, opleidingsniveau en geslacht zou optreden, dus ongerekend de generieke cao-loonaanpassingen.

Dit zijn buitengewoon hoge uitkomsten in vergelijking met buitenlandse studies. Echter, de hier gevonden waarde moet worden geïnterpreteerd als de substitutie binnen de kwalificatiekolom, waarvoor relatief hoge waarden mogen worden verwacht. De – moeizamer – substitutieprocessen tussen bedrijfstakken en beroepsgroepen zijn immers niet meegenomen. Bij het analyseren van varianten van loonkostendifferentiatie hanteren we echter voorzichtigheidshalve de waarde 2 voor de substitutie-elasticiteit om de volgende reden.

Bij de interpretatie van dit schattingsresultaat dient namelijk de volgende kanttekening in acht te worden genomen; In het opleidingsniveau zoals dat in de Loonstructuuronderzoeken door het CBS bij bedrijven is gemeten, ligt vermoedelijk ook een element van functievervulling besloten. De definitie van een cohort is daardoor niet waterdicht:

6. Dat kan men gemakkelijk berekenen door met Microtax de netto inkomenseffecten van een loonsverhoging van 1% te berekenen. (Microtax is een eenvoudig micro-simulatiemodel in een 'spreadsheet'-programma. Het staat op een floppy dat als bijlage zit in het CPB onderzoeksmemorandum *Eenvoud verzekerd*, april 1988.) Met behulp van het eveneens in Microtax aanwezige wegingsschema kan het gewogen gemiddelde van die inkomenseffecten, dus de bruto-netto-elasticiteit, worden berekend. Die bedroeg voor 1988 0,72 met een variatiecoëfficiënt van slechts 0,03. De afwijkingen van het gemiddelde zijn dus gering en er is bovendien geen strikt verband met bruto loonniveau. Zo is die bruto-netto-elasticiteit voor minimum, modaal en 4x modaal (ook per tariefgroep) vrijwel gelijk. Alleen voor personen met een loon onder het minimumloon voor voltijds werkende volwassenen met een loon op en rond 2x modaal zijn er duidelijke afwijkingen naar boven. In dit experimentele model zullen we volstaan met de  $E$  op 0,7 te stellen.

het is mogelijk dat dezelfde personen in 1985 in een ander cohort zitten dan in 1979. Dat zou kunnen betekenen dat het aldus gemeten opleidingsniveau toeneemt bij personen die carrière maken. Dat zou dan een opwaarts effect hebben op de gemeten werkgelegenheid bij de cohorten met veel carrièremakers. Vanwege mogelijke correlatie met  $lv$  kan het betekenen dat we de invloed van relatieve lonen op de werkgelegenheid overschatten.

In de *arbeidsaanbodvergelijking* blijkt een significante relatie van het aanbod met het potentiële demografische aanbod. Dat de coëfficiënt meer dan 1 bedraagt, hangt vermoedelijk samen met het verwaarlozen van de WAO-uitstroom: daardoor daalt het arbeidsaanbod bij de oudere leeftijdsgroepen meer dan de ontwikkeling van het demografisch potentiële arbeidsaanbod weergeeft. Er is wel reeds rekening gehouden met de VUT-participatie.

Bij de *loonvergelijking* wordt voor de coëfficiënt van  $lv$  een waarde beneden 1 gevonden. Dat betekent dat de loonontwikkeling van de carrièremakers in de periode 1979-1985 met neergaande conjunctuur relatief achterbleef. In de beschouwde periode 1979-1985 met grote verslechtering van de arbeidsmarkt bleef de feitelijke loonmutatie dus achter bij die welke bij gelijkblijvende loonstrucuur, kon worden verwacht. Voor cohorten waarin de meeste werknemers aan het einde van hun carrière zijn is die verwachting nul. Hun loonmutatie wijkt dan ook weinig af van de regelingsloonmutatie. Merk op dat de constante term in de loonvergelijking vrijwel dezelfde uitkomst geeft als de regelingsloonmutatie, die over de periode oktober 1979 – oktober 1985 22% bedroeg. Kennelijk is er in de beschouwde periode met economische stagnatie neerwaartse loonstarheid in de micro-sfeer: inlevering van promoties en periodieken gaat gemakkelijker dan loonsverlagingen ten opzichte van de in cao's afgesproken generieke loonsverhogingen.

Er is geen invloed gevonden van de relatieve arbeidsmarktsituatie. Deze was in de beschouwde periode voor verschillende cohorten weliswaar verschillend, maar verslechterde over de hele linie spectaculair. Het is dan ook denkbaar dat alle cohorten zich in de beschouwde periode bevonden in een vlak deel van de Phillips-curve, wat onverlet laat dat bij verbetering van de werkgelegenheid wel verschillen in effect van de relatieve arbeidsmarkt kunnen ontstaan.

---

## Conclusie

---

De loonmutatie van cohorten blijkt sterk samen te hangen met de verwachte loonmutatie op grond van het ouder worden, maar in de periode 1979-1985 met verslechterende arbeidsmarkt blijft die loonontwikkeling achter bij de verwachting. Dat is buitengewoon interessant, want het betekent dat er verschillen in loonmutatie voorkomen die niet worden veroorzaakt door verschillen in relatieve arbeidsmarktontwikkeling. Dank zij het bestaan van deze bijzondere relatieve verschillen in loonmutatie was het mogelijk in de vraagvergelijking de relatie tussen relatieve loonmutatie en relatieve werkgelegenheid te kwantificeren.

In de beschouwde periode bleek 1% afwijkende loonmutatie ceteris paribus gepaard te gaan met 2,5 à 4,7% afwijkende werkgelegenheidsmutatie in tegengestelde richting. Vanwege de kanttekeningen die bij de gevolgde methode moeten worden geplaatst zullen we voorzichtigheidshalve de waarde 2 hanteren en dan nog alleen in varianten van loonkostendifferentiatie waarbij het gaat om lager versus hoger gekwalificeerden.

## Een voorbeeld

We passen nu de gevonden substitutie-elasticiteit toe op een loonkostendifferentiatievariant. We komen daarbij niet met een eigen 'plan', maar presenteren slechts een eenvoudige variant ter illustratie. We geven een praktisch voorbeeld voor de Nederlandse situatie. De factor kapitaal laten we even (men denke aan het Cambridge-Cambridge-debat) buiten beschouwing en we splitsen de factor arbeid in twee delen: laag en hoog gekwalificeerd. We hanteren een substitutie-elasticiteit tussen deze twee productiefactoren gelijk aan 2.

De toegevoegde waarde van de sector bedrijven exclusief de bijdrage van kapitaal (= loonsom) bedraagt  $f$  190 mrd. De werkgelegenheid onder de lager gekwalificeerden ( $L_1$ ) bedraagt 860.000 personen en onder de hoger gekwalificeerden ( $L_2$ ) 3.030.000 personen. Het gaat om de werknemers onder, respectievelijk boven  $1,15 \times$  minimum(jeugd)loon per uur. Het gemiddeld loon van de lagere groep is  $f$  22.200 per jaar en de hogere groep verdient gemiddeld  $f$  56.400. Punt A in figuur 1 is actueel. In A veronderstellen we dat  $L_2$  in belangrijke mate is ingezet, maar dat er onder lager gekwalificeerden daarentegen een omvangrijke werkloosheid bestaat.

We bezien nu de gevolgen voor de werkgelegenheid van een verandering in de loonkostenverhouding van 10%, waarbij we vooralsnog veronderstellen dat de productie gelijkblijft. Dat kan door de loonkosten van de laagste groep met 9% te verlagen en de loonkosten van de hogere loongroepen met 1% te verhogen. Dit voorbeeld is zo gekozen dat het gemiddelde loonkostenpeil gelijkblijft, zodat de berekeningen zelfs zonder een macro-model te gebruiken kunnen worden uitgevoerd. Dat maakt een eenvoudige presentatie mogelijk waarbij we ons beperken tot de kern van deze zaak. De genoemde wijziging in de loonkostenverhoudingen kan bij voorbeeld worden gerealiseerd via een verschuiving van werkgeverslasten van lager naar hoger betaalde werknemers.

Het aardige van dit voorbeeld is nu dat er, althans in eerste ronde, niets gebeurd: alle netto inkomens blijven gelijk, de overheid ontvangt evenveel premies als voorheen en de werkgevers zien het totale bedrag dat ze aan werkgeverspremies dienen te betalen niet veranderen. Het gevolg is dat er in eerste instantie ook geen enkele verandering in werkgelegenheid en werkloosheid ontstaat. Tot zover het boekhouden, maar vervolgens gaat er na enige tijd toch iets gebeuren.

Ook al blijven de loonkosten en werkgeverspremies voor de werkgevers als geheel gelijk, door de verschuiving in loonkostenverhoudingen worden werkgevers aangemoedigd om meer mensen uit lagere en minder uit hogere loongroepen in dienst te nemen. Aangezien die beslissingen veelal pas kunnen worden genomen als er werknemers met pensioen gaan of anderszins via natuurlijk verloop verdwijnen, kan dit proces geruime tijd duren. De door ons gehanteerde substitutie-elasticiteit is gebaseerd op een periode van zes jaar.

De berekening van het werkgelegenheidseffect is verder eenvoudig. Het loonkostenpeil van de lagere groep daalt dus relatief met 9%. Dat geeft bij een substitutie-elasticiteit van 2 een toename van de werkgelegenheid met 18%, ofte wel 154.800 personen ( $0,18 \times 860.000$ ). Het loonkostenpeil van de hogere groep stijgt daarentegen relatief met 1%. Dat resulteert bij een substitutie-elasticiteit van 2 in een daling van hun werkgelegenheid met 2%, dus 60.600 personen ( $0,02 \times 3.030.000$ ). Per saldo neemt de werkgelegenheid dus met 94.000 toe. We gaan dan van A naar B in figuur 1. Bij loonaanpassing

vervolg op blz. 1010