



KATHOLIEKE  
UNIVERSITEIT  
LEUVEN

# Maatschappelijke keuzen, structurele armoede en sociale kost

Rembert De Blander en Ides Nicaise  
m.m.v. Gert Van den Broeck

Onderzoek gefinancierd door de POD Wetenschapsbeleid

juli 2005



Hoger instituut  
voor de arbeid



---

# INHOUD

<b>Inleiding</b>	<b>1</b>
<hr/>	
<b>Hoofdstuk 1/ Analyse van de mobiliteit in en uit de armoede</b>	<b>3</b>
<hr/>	
1. Begrippenkader en schattingsmethode	3
1.1 De mobiliteit in en uit armoede	3
1.2 Drietraps-schatting	4
2. Hulpschattingen	6
2.1 Scholing	6
2.2 Kans op werk	8
3. Schatting van de kans op armoede	12
3.1 Initiële armoedekansen	12
3.2 Transities tussen toestanden	14
4. Besluit	20
<hr/>	
<b>Hoofdstuk 2/ Simulatie van drie basisstrategieën van armoedebestrijding</b>	<b>23</b>
<hr/>	
1. Scenario's	23
1.1 Sluitende minimumbescherming	23
1.2 Activering	24
1.3 Terugdringen van het aantal ongekwalificeerden	24
2. Methode van simulatie van de effecten	25
3. Eerste strategie: sluitende minimumbescherming	26
4. Tweede strategie: activering	29
5. Derde strategie: minimum-kwalificaties	33
6. Besluit	36

---

<b>Hoofdstuk 3/ Sociale kosten en baten van de drie basisstrategieën</b>	<b>37</b>
1. Methodologische inleiding	37
2. Strategie 1: sluitende minimumprotectie	43
3. Strategie 2: activering	45
3.1 Kosten en baten van de aangeboden werkervaring voor de overheid	46
3.2 Overige kosten en baten van activering	48
4. Strategie 3: minimum kwalificaties	50
4.1 Kosten en baten van scholing voor de overheid	50
4.2 Overige kosten en baten van scholing	50
5. Besluit	52
<b>Algemeen besluit</b>	<b>55</b>
<b>Referenties</b>	<b>59</b>

---

---

## INLEIDING

In dit rapport bestuderen we een aantal processen van sociale inclusie en uitsluiting, op de raakvlakken tussen onderwijs, arbeidsmarkt en sociale protectie in België, op basis van empirische gegevens (Panel Studie van Belgische Huishoudens). We bouwen een eenvoudig dynamisch model op, dat gebaseerd is op een studie van de mobiliteit in en uit armoede in de voorbije jaren.

Eerst definiëren we de verschillende elementen uit de titel van het onderzoeksproject.

In de eerste plaats mag het verwondering wekken dat we voor de afbakening van ‘*armoede*’ de wettelijke inkomensdrempel van het leefloon (het vroegere bestaansminimum) hanteren, een drempel die vaak in onderzoek als ‘onderschat’ beschouwd wordt. Deze wettelijke drempel is voor ons doel echter belangrijk; omdat hij implicaties heeft inzake rechten op minimumbescherming en verwante diensten. Heel wat wettelijke en institutionele mechanismen kunnen immers fungeren als ‘triggers’ die de mobiliteit naar of uit armoede bevorderen.

Het begrip ‘*structurele armoede*’ kan in twee betekenissen geïnterpreteerd worden. Vooreerst verwijst het begrip naar de *persistente, c.q. intergenerationele armoede*. Het menselijk kapitaal (bepaald door onderwijs, volwasseneneducatie, werkervaring en gezondheid) speelt een cruciale rol in het bestendigen of doorbreken van deze persistente armoede. In operationele termen hanteert men soms zelfs de variabele ‘bereikt onderwijsniveau’ als proxy voor de lange-termijn bestaanszekerheid van individuen. Een andere interpretatie van het begrip ‘structurele armoede’ verwijst naar de *structurele processen* die armoede (op korte of lange termijn) veroorzaken. Hierbij spelen naast het onderwijs ook het beleid inzake sociale protectie en arbeidsintegratie een belangrijke rol. Beide definities van structurele armoede worden in dit voorstel gehanteerd. In beide gevallen is het van belang om de *dynamiek* van armoede, als resultante van integratie- en uitsluitingsprocessen, te kunnen meten en verklaren.

Met ‘*maatschappelijke keuzen*’ wordt verwezen naar diverse basis-strategieën om armoede te bestrijden. De ‘*verzekeringsstaat*’ of ‘*verzorgingsstaat*’, die vooral na de

tweede wereldoorlog werd ontwikkeld, stelt de sociale zekerheid (met inbegrip van het gewaarborgd minimuminkomen of leefloon) als belangrijkste instrument voorop. De *'actieve welvaartsstaat'*, die een centrale plaats toeschrijft aan arbeid als sleutel tot inkomensverwerving én sociale ontplooiing, heeft in West-Europa opgang gemaakt in de jaren '90. Een derde paradigma in volle opgang is dat van de *'kennismaatschappij'* waarin sociale integratie vooral vertaald wordt in termen van onderwijs en levenslang leren.

Tenslotte definiëren we het concept *'sociale kost'* in de economische zin van het woord, namelijk de netto kost voor de gemeenschap - wat méér betekent dan de budgettaire kost voor de overheid of de private kost voor bepaalde economische agenten. We zullen de methodiek van de *sociale kosten-batenanalyse* hanteren.

Dit onderzoeksproject wil de impact van de drie genoemde basisstrategieën toetsen, door concrete voorbeelden van maatregelen en/of programma's uit de Nationale Actieplannen voor Sociale Inclusie, die aansluiten bij elk van de drie paradigma's, te simuleren. We zullen ons binnen het bestek van dit onderzoek noodgedwongen beperken tot enkele eenvoudige scenario's, waarbij een heleboel vereenvoudigende veronderstellingen gemaakt worden. Het is niet de bedoeling om gedetailleerde simulaties te maken, maar wel de 'tendenzen' aan te geven in de kosten en effectiviteit van elke basisstrategie. De resultaten zullen bepalen in welke mate het mogelijk en wenselijk is om diverse varianten van deze scenario's, of zelfs alternatieve strategieën te simuleren in vervolgonderzoek.

Dit rapport is opgedeeld in drie hoofdstukken. In een eerste hoofdstuk wordt een model geschat dat dynamische processen van mobiliteit in en uit armoede beschrijft. Met behulp van deze schattingen simuleren we in hoofdstuk twee het effect van diverse 'maatschappelijke keuzen' op de kans om zich beneden het bestaansminimum te bevinden. Tenslotte reiken we in hoofdstuk 3 informatie aan over de mogelijke sociale kosten en baten die deze keuzen met zich meebrengen.

---

# ***HOOFDSTUK 1***

## ***ANALYSE VAN DE MOBILITEIT IN EN UIT DE ARMOEDE***

### **1. Begrippenkader en schattingsmethode**

#### **1.1 De mobiliteit in en uit armoede**

In het kader van een recent onderzoek over minimuminkomens (Nicaise et al., 2001) werd een model ontwikkeld om de dynamiek van armoede vanuit een 'institutionele' invalshoek te beschrijven, eerder dan op basis van conventionele inkomensgrenzen. In dat model werd een onderscheid gemaakt tussen vijf statuten van sociale protectie. Hier reduceren we het model tot drie statuten, waarvan de twee eerste samen overeenkomen met de categorie 'armoede':

- (a) *onderbescherming*: het gezinsinkomen ligt beneden het gewaarborgd minimuminkomen. Merk op dat men zich in deze toestand kan bevinden zelfs indien de betrokkene werkt of een ander inkomen verwerft.
- (b) *sociale bijstand*: het inkomen is bijgepast tot het niveau van het gewaarborgd minimuminkomen;<sup>1</sup>
- (c) *niet-armoede*: het gezinsinkomen ligt boven de bijstandsdrempel, door inkomsten uit arbeid, klassieke socialezekerheidsuitkeringen of andere bronnen. Op individueel niveau kan het inkomen nog steeds te laag liggen maar op huishoudniveau is het toereikend, omdat bij veronderstelling de inkomsten gelijkmatig gedeeld worden onder de gezinsleden.

De groep 'armen' kan in dit model geoperationaliseerd worden als degenen die in een bepaalde periode *op of onder het niveau van de sociale bijstand* leven. In de periode 1993-95 was 11 à 12% van de bevolking ooit in deze toestand (9 à 10% van de bevolking op actieve leeftijd).

---

<sup>1</sup> Het bestaansminimum (thans leefloon) of de inkomensgarantie voor ouderen of de tegemoetkoming voor minder-validen.

In tweede instantie is de mobiliteit tussen deze statuten belangrijk. Die mobiliteit is schematisch weergegeven in tabel 1.1.<sup>2</sup>

**Tabel 1.1** Conceptueel kader voor de analyse van mobiliteit tussen statuten van sociale bescherming

Van/naar ⇒ ↓	Onderbescherming	Bijstand	Niet armoede
Onderbescherming	status-quo	integratie	integratie
Bijstand	uitsluiting	status-quo	integratie
Niet armoede	uitsluiting	uitsluiting	status-quo

Wanneer nu een individu of huishouden doorheen de tijd ‘opklimt’ van een lager naar een hoger gewaardeerd statuut, spreken we van integratie of inclusie. Omgekeerd, noemen we het afdalen naar een lager statuut ‘uitsluiting’. De mate van integratie resp. uitsluiting in een bepaald statuut kan dan cijfermatig uitgedrukt worden door de kans te meten dat een individu vanuit dat statuut binnen het jaar opklimt resp. afdalt. Deze kansen verschillen naargelang de kenmerken van het individu, maar ook naargelang de economische en institutionele omgeving. De mate van integratie en uitsluiting is immers mede afhankelijk van de algemene economische toestand (recessie versus groei) maar ook (groten)deels van maatschappelijke keuzen omtrent geïnstitutionaliseerde processen van integratie of uitsluiting in diverse statuten van sociale bescherming. Zo valt op dat de uitsluiting van werk naar bijstand of onderbescherming in België relatief laag ligt dankzij een goede sociale zekerheid (Nicaise et al., 2001). Voorts hoeft het geen betoog dat een egalitair onderwijssysteem heel wat uitsluiting kan voorkomen.

Noteer dat onze analyses enkel toegepast worden op de beroepsactieve bevolking, d.w.z. individuen in de leeftijdsgroep 18-65 die niet meer voltijds studeren en die nog niet met (brug)pensioen zijn.

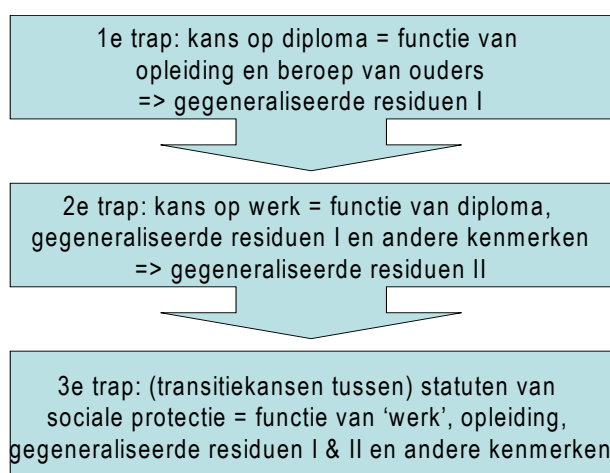
## 1.2 Drietraps-schatting

Een tweede verandering t.o.v. ons vroeger onderzoek is het verfijnen van de analyse van determinanten van mobiliteit. Niet alleen worden méér variabelen in het model opgenomen. Bovendien wordt gecorrigeerd voor de endogeniteit van de sleutelvariabelen tewerkstelling en opleiding door het hanteren van een drietraps-schattingprocedure. De mogelijke correlatie tussen de niet-geobserveerde

<sup>2</sup> Omdat kinderen en gepensioneerden slechts voor bepaalde statuten in aanmerking komen, laten we deze groepen tot nader order buiten beschouwing en beperken we de analyse voorlopig tot personen op actieve leeftijd.



determinanten van armoede en de sleutelvariabelen kan immers leiden tot over- of onderschatting van het effect van deze laatste op de inclusie- of uitsluitingskansen. Bijvoorbeeld kan verwacht worden dat het systematisch activeren van alle bijstandsccliënten niet hetzelfde effect heeft als het 'vinden van werk', zelfs voor personen die qua leeftijd, geslacht, opleidingsniveau e.d. hetzelfde profiel hebben. Bijstandsccliënten kunnen immers bijkomende (niet-geobserveerde) 'handicaps' hebben (bv. zwakkere sociale vaardigheden) die maken dat zij geen jobs van dezelfde kwaliteit en duurzaamheid zullen kunnen bemachtigen. Analoog kan het kwalificeren van de jongeren die (bij constant beleid) geen diploma van het hoger secundair onderwijs halen, minder of méér effect hebben op hun tewerkstellingskansen dan voor andere jongeren. Bv. kan de vraag gesteld worden of deze jongeren misschien in hun jeugdijaren thuis meer financiële stress hebben ervaren dan anderen, waardoor ze voortijdig de arbeidsmarkt hebben betreden. Die ervaring kan hun gedrag op de arbeidsmarkt zodanig beïnvloeden dat zij ook met een diploma sneller aan het werk gaan dan anderen. Tal van hypothesen kunnen gemaakt worden omtrent mogelijke vertekeningen van coëfficiënten - in beide richtingen.



**Figuur 1.1** Schematische voorstelling van de drietrappsschatting

Teneinde de effecten van deze verborgen variabelen te schatten gaan we als volgt te werk. In een eerste stap wordt de individuele kans op het bereiken van diverse onderwijsniveaus geschat aan de hand van opleidings- en beroepskenmerken van beide ouders. Deze procedure levert ook schattingen op van de gegeneraliseerde residu's (Gourieroux et al., 1987). Dit is de conditionele verwachte waarde van de foutentermen, gegeven de uitkomst en de covariaten. Opnemen van deze waarde als bijkomende variabele in een schatting van de kans op werk, verwijdert de mogelijke correlatie tussen onderwijsniveau en de foutenterm in de equatie die de kans op economische activiteit beschrijft, en levert bijgevolg onvertekende schatters op. In het voorbeeld van hierboven zal het effect van de verborgen variabele 'financiële stress' tot uiting komen in de gegeneraliseerde residu's van de

eerste-trapsschatting: jongeren uit gezinnen met meer financiële stress zullen - bij gelijke sociale afkomst - in werkelijkheid minder vaak een diploma hebben dan de regressie voorspelt. Deze residuen worden mee verrekend in de schattingen van de tweede en derde trap.

In een tweede stap wordt de kans op werk toestandsafhankelijk geschat door middel van twee logit-schattingen. De eerste voor werkenden uit de vorige periode, de tweede voor werklozen. Deze tweede stap levert eveneens gegeneraliseerde residu's op. Deze laatste worden op hun beurt (en om analoge redenen) samen met de gegeneraliseerde residu's uit de scholingsvergelijking, opgenomen in het verklarende model voor armoede.

De derde stap bestaat uit een dynamische schatting van de drie armoede-toestanden, d.w.z. afhankelijk van de toestand in de vorige periode. Voor de volledigheid vermelden we nog dat we voor beide toestandsafhankelijke schattingen (werk en armoede) op een gelijkaardige manier gecorrigeerd hebben voor de endogeniteit van de initiële verdeling. Bovendien moet opgemerkt worden dat de gegeneraliseerde residuen geen geobserveerde, maar geschatte 'variabelen' zijn. Opnemen van dergelijke gegeneerde regressoren in eender welk schattingsmodel noopt ons de gerapporteerde standaardfouten aan te passen. Voor verdere technische details verwijzen we echter naar de appendix.

Deze procedure laat ons toe het netto effect van scholingsniveau en het feit al dan niet te werken op de armoedetransities te identificeren. In sectie 2 hieronder worden de geschatte modellen en resultaten besproken.

Eigenlijk is het model nog iets gecompliceerder dan in figuur 1.1 is aangegeven: er worden nl. nog enkele equaties geschat (a) voor de initiële kans op werk en (b) voor de initiële kansen op elk van de drie statuten van sociale protectie. Ook hieruit worden veralgemeende residuen als correctietermen ingeplugd in de tweede en derde trap van ons model. Meer details hierover vindt men in de bijlage.

## 2. Hulp-schattingen

### 2.1 Scholing

De eerste vergelijking schat, zoals gezegd, de kans dat een individu bepaalde diploma's behaalt. Het diplomaniveau, ingedeeld in drie niveaus (hoogstens lager secundair, hoger secundair en hoger onderwijs) werd geschat door middel van een geordend logit model.

**Tabel 1.2** Resultaten van de schatting van het bereikte onderwijsniveau

	Coef.	Std. Err.	P>  z
Geslachtsdummy (1 vrouw/0 man)	0.0924	0.0542	0.088
Katholiek	0.1848	0.0743	0.013
Geboren in België	0.0445	0.0943	0.637
Geboren 1939-49	0.6921	0.1073	0.000
Geboren 1950-59	0.8175	0.1009	0.000
Geboren 1960-69	1.1071	0.1034	0.000
Geboren 1970-79	0.8418	0.1238	0.000
Vader zonder beroep	-0.0811	0.3049	0.790
Vader arbeider	-0.5581	0.0892	0.000
Vader bediende	0.4188	0.1094	0.000
Vader zelfstandige/boer	0.0410	0.1124	0.715
Vader kaderlid	0.4668	0.1193	0.000
Moeder zonder beroep	-0.1891	0.0929	0.042
Moeder arbeidster	-0.3895	0.1325	0.003
Moeder bediende	-0.2036	0.1337	0.128
Moeder zelfstandige/boerin	-0.3321	0.1292	0.010
Moeder kaderlid	-0.3941	0.2631	0.134
Vader geen scholing	-0.1508	0.1473	0.306
Vader lager secundair of minder	0.2329	0.1111	0.036
Vader hoger secundair	0.7412	0.1231	0.000
Vader hoger onderwijs	1.2373	0.1340	0.000
Moeder geen scholing	-0.6437	0.1414	0.000
Moeder lager secundair of minder	0.1195	0.1116	0.284
Moeder hoger secundair	0.6733	0.1278	0.000
Moeder hoger onderwijs	0.8638	0.1466	0.000
intercept 1	0.4262	0.1576	
intercept 2	2.0818	0.1608	
Aantal individuen	5380		
$\chi^2_{25}$	1348.53		0.000

Uit tabel 1.2 kunnen we de volgende vaststellingen maken: vrouwen, katholieken en personen uit jongere geboortecohorten<sup>3</sup> hebben een grotere kans op een hoger onderwijsniveau. Ook de sociale afkomst (gemeten a.h.v. beroepsstatus en onderwijsniveau van beide ouders) heeft het verwachte positieve effect op het bereikte onderwijsniveau van de kinderen. Het feit van in België geboren te zijn heeft - na inachtname van de andere determinanten - een statistisch verwaarloosbaar effect op het bereikte onderwijsniveau. Voor geboortedecennia en voor beroeps- en

<sup>3</sup> De coëfficiënt van de geboortecohorte 1970-79 is waarschijnlijk onderschat omdat een aantal jongeren tijdens de observatieperiode nog aan het studeren zijn.

onderwijscategorieën van de ouders werden “per groep dummy’s” waarschijnlijkheidsratio-testen uitgevoerd. Deze worden weergegeven in tabel 1.3.

**Tabel 1.3** Waarschijnlijkheidsratio testen “per groep dummy’s” in de equatie “scholingsniveau”

	$\chi^2$	df	p
Geboortedecennium	123.4462	4	0.000
Beroep vader	139.5040	5	0.000
Beroep moeder	12.1002	5	0.033
Onderwijs vader	136.5826	4	0.000
Onderwijs moeder	120.5392	4	0.000

De hypothese dat moeders beroep geen invloed heeft op het onderwijsniveau, kan wel verworpen worden wanneer we het 1% significantieniveau hanteren, maar niet op 5%. De andere factoren zijn significant op 1%.

## 2.2 Kans op werk

De zelfverklearde activiteitsgraad (voorgesteld door een dummy - werkend versus niet-werkend) werd ‘dynamisch’ geschat. Hierbij wordt de kans op werk apart geschat naargelang het individu in de vorige periode al dan niet werk had. Dit dynamische model zal gebruikt worden bij het simuleren van de effecten van activerings- en onderwijsmaatregelen op de armoede(transities). We vermoeden immers dat de effecten van deze maatregelen zowel persistent zullen zijn op de arbeidsmarkt alsook voor persistentie zorgen in de uitsluitings- resp. inclusie-dynamiek.

### 2.2.1 Kans op werk in de startperiode (statisch)

De kans op werk in de startmaand werd geschat met behulp van een logit model aan de hand van persoonlijke en huishoudkenmerken, geografische variabelen en macroeconomische indicatoren.

De effecten van de meeste regressoren zijn zoals verwacht. Hoe hoger de scholing, hoe groter de kans op werk. De kans op werk piekt in de middenste leeftijdscategorie (35-45); de oudste leeftijdscategorie (55+) heeft daarentegen de laagste kans op werk. Vrouwen en personen uit grotere gezinnen en/of met meerdere kinderen of in een slechtere gezondheid, hebben een lagere kans op werk. Samenwonenden daarentegen hebben een grotere kans op werk. Ook niet-Belgen en niet-Europeanen hebben een kleinere kans op werk. De overige variabelen hebben statistisch insignificante en/of tegenintuïtieve effecten.

**Tabel 1.4** Resultaten van de statische schatting van kans op tewerkstelling voor de initiële periode

	Coef.	Std. Err.	P>  z	Corr.Std.Err.	Corr. P>  z
Hoger secundair	0.7038	0.1296	0.000	0.1353	0.000
Hoger onderwijs	1.5684	0.2077	0.000	0.2296	0.000
Leeftijd <25	1.0906	0.1930	0.000	0.1931	0.000
Leeftijd 25-34	2.4733	0.1632	0.000	0.1634	0.000
Leeftijd 35-44	2.6221	0.1572	0.000	0.1573	0.000
Leeftijd 45-54	1.8162	0.1430	0.000	0.1431	0.000
Geslachtsdummy (1 vrouw/0 man)	-1.4808	0.0834	0.000	0.0834	0.000
Samenwonend	0.5382	0.1045	0.000	0.1045	0.000
Huishoudgrootte	-0.1776	0.0474	0.000	0.0474	0.000
Aantal kinderen <12 jaar	-0.1171	0.0614	0.056	0.0614	0.057
Aantal kinderen 12-16 jaar	-0.1187	0.1106	0.283	0.1107	0.283
Slechte gezondheidstoestand	-0.4198	0.0508	0.000	0.0508	0.000
Niet-Belgische EU burger	-0.5319	0.1673	0.001	0.1673	0.001
Geen EU burger	-1.1376	0.2350	0.000	0.2350	0.000
Woont in een stad	0.0093	0.0843	0.912	0.0843	0.912
Regio Brussel	0.1350	0.1465	0.357	0.1465	0.357
Regio Wallonië	-0.1274	0.0818	0.119	0.0818	0.119
Economische groei	-0.2400	0.0875	0.006	0.0875	0.006
Werkloosheid	0.2884	0.3784	0.446	0.3784	0.446
Correctie voor endogeniteit scholing	-0.0509	0.0550	0.355	0.0617	0.409
Constante term	-2.4930	3.3800	0.461	3.3805	0.461
Aantal observaties	4604				
$\chi^2_{20}$	813.39		0.000		

Het effect van de correctievariabele is negatief, maar niet significant. De niet-geobserveerde heterogeniteit in het scholingsniveau heeft m.a.w. geen effect op de kans op werk (in de startperiode) buiten de invloed van het scholingsniveau zelf. Deze correctie was dus eigenlijk niet nodig.

Merk op dat in kolom drie en vier, ter illustratie, de standaardfouten en p-waarden staan, zoals ze gerapporteerd werden door de statistische software. In kolommen vijf en zes staan deze waarden na correctie voor het opnemen van de geschatte correctievariabele. Een van de mogelijke kritieken op het getrap in plaats van simultaan schatten van een multivariaat model, is dat de standaardfouten zo groot worden dat geen enkele coëfficiënt nog significant is. Voor ons model is deze kritiek duidelijk niet van toepassing, ook niet op de volgende schattingen.

De niet-gecorrigeerde (en dus de facto incorrecte) parameters worden in wat volgt niet meer opgenomen in de tabellen.

### 2.2.2 Kans op werk na de startperiode

Hier werd de kans om werk te hebben geschat conditioneel op het feit of men vorige periode al dan niet werk had.

De belangrijkste verschillen met de statische schatting (voor de initiële periode) zijn de volgende. Een diploma van het hoger secundair onderwijs verhoogt zowel de kans om aan werk te geraken, als de kans om aan het werk te blijven ongeveer evenveel. Een diploma van het hoger onderwijs verhoogt de kans om weer aan het werk te geraken meer dan de kans om aan het werk te blijven. Jongeren hebben een grotere kans om weer aan het werk te geraken, maar ook een grotere kans om werkloos te worden. Met andere woorden: jeugdwerkloosheid is volatieler, terwijl inactiviteit op latere leeftijd meer persistent is. In de steden is de werkloosheid eveneens volatieler in vergelijking met het platteland.

Tabel 1.5 Resultaten van de dynamische schatting van de kans op tewerkstelling

Tewerkstelling vorige maand	Coef.		Inactief		P>  z		Werkend		P>  z	
			Coef.	Corr. Std. Err.			Coef.	Corr. Std. Err.		
Hoger secundair	0.5066	0.0992	0.4583	0.0987	0.000	0.000	0.4583	0.0987	0.000	0.000
Hoger onderwijs	1.3334	0.1573	0.7014	0.1500	0.000	0.000	0.7014	0.1500	0.000	0.000
Leeftijd <25	3.7765	0.2085	-0.3954	0.1461	0.000	0.007	-0.3954	0.1461	0.000	0.007
Leeftijd 25-34	3.8249	0.2005	1.0907	0.1403	0.000	0.000	1.0907	0.1403	0.000	0.000
Leeftijd 35-44	3.4096	0.2012	1.6700	0.1405	0.000	0.000	1.6700	0.1405	0.000	0.000
Leeftijd 45-54	2.2956	0.2076	1.4916	0.1431	0.000	0.000	1.4916	0.1431	0.000	0.000
Geslachtsdummy (1 vrouw/0 man)	-0.7343	0.0681	-0.9813	0.0573	0.000	0.000	-0.9813	0.0573	0.000	0.000
Samenwonend	0.2052	0.0749	0.4328	0.0621	0.006	0.000	0.4328	0.0621	0.000	0.000
Huishoudgrootte	-0.0373	0.0348	-0.1398	0.0281	0.285	0.000	-0.1398	0.0281	0.000	0.000
Aantal kinderen <12 jaar	-0.2113	0.0462	0.0095	0.0393	0.000	0.809	0.0095	0.0393	0.000	0.809
Aantal kinderen 12-16 jaar	-0.2814	0.0885	-0.1530	0.0754	0.001	0.042	-0.1530	0.0754	0.000	0.042
Slechte gezondheidstoestand	-0.2415	0.0367	-0.3118	0.0382	0.000	0.000	-0.3118	0.0382	0.000	0.000
Niet-Belgische EU burger	-0.2684	0.1416	-0.3493	0.1345	0.058	0.009	-0.3493	0.1345	0.000	0.009
Geen EU burger	-1.1684	0.2156	-0.4311	0.1867	0.000	0.021	-0.4311	0.1867	0.000	0.021
Woont in een stad	0.1481	0.0636	-0.1611	0.0564	0.020	0.004	-0.1611	0.0564	0.000	0.004
Regio Brussel	-0.2369	0.1114	-0.0880	0.0901	0.033	0.329	-0.0880	0.0901	0.000	0.329
Regio Wallonië	-0.2178	0.0625	-0.2538	0.0568	0.000	0.000	-0.2538	0.0568	0.000	0.000
Economische groei	-0.0590	0.0363	0.0258	0.0353	0.104	0.465	0.0258	0.0353	0.000	0.465
Werkloosheid	0.1548	0.1591	-0.1737	0.1390	0.330	0.211	-0.1737	0.1390	0.000	0.211
Correctie endogeniteit scholing	-0.0232	0.0398	-0.0305	0.0394	0.561	0.439	-0.0305	0.0394	0.000	0.439
Correctie endogeniteit werk init. per.	0.3870	0.0484	0.4910	0.0613	0.000	0.000	0.4910	0.0613	0.000	0.000
Constante term	-7.0087	1.4495	6.0135	1.2635	0.000	0.000	6.0135	1.2635	0.000	0.000
Aantal observaties	69442		152933				152933			
$\chi^2_{21}$	2225.46		2928.97		0.000	0.000	2928.97			0.000

De lagere kans op activiteit van niet-Belgische EU burgers (ten opzichte van Belgen) wordt vooral verklaard door hun iets kleinere kans om aan het werk te blijven. De lagere kans op activiteit van mensen van niet-Europese origine vloeit voornamelijk voort uit hun kleinere kans op werk eens ze in de werkloosheid zitten. Toch loont het de moeite om in het arbeidsmarktbeleid t.a.v. etnische minderheden evenzeer aandacht te besteden aan ongelijke kansen op job-retentie (het behoud van werk) als aan integratie (het vinden van werk).

Een laatste belangrijke vaststelling is dat de onderwijs-correctietermen geen effect hebben op de transitie. De initiële onverklaarde tewerkstellingskans heeft echter een positief effect op de latere conditionele kans op werk.<sup>4</sup> Er is dus sprake van een niet-verwaarloosbaar selectie effect. Bovenop deze selectie is er ook sprake van persistentie in de kansen op tewerkstelling: een waarschijnlijkheidsratio-test verwerpt de nulhypothese van een statisch model.

### 3. Schatting van de kans op armoede

De armoedetoestand (of toestand van sociale protectie) wordt weergegeven door een 3-waardige (niet-geordende) categorische variabele. De waarde 0 stelt de niet-armoede toestand voor (de basistoestand), 1 de toestand van onderbescherming en 2 het minimuminkomen.

#### 3.1 Initiële armoedekansen

Bij wijze van eerste kennismaking wordt de kans geschat om zich tijdens de initiële periode in een van de drie toestanden te bevinden. We gebruiken een multinomiaal logit-model, waarbij niet-armoede als referentietoestand geldt.

---

<sup>4</sup> Dit wijst eveneens op de aanwezigheid van een individu-specifieke component in de foutentermen. De efficiëntie van de schattingen zou eventueel verhoogd kunnen worden door panel-schatters te gebruiken, mits het maken van de nodige assumpties.



**Tabel 1.6** Resultaten van de statische schatting van de initiële kans op onderbescherming resp. minimuminkomen (relatief t.o.v. niet-armoede)

	Onderbescherming			Minimuminkomen		
	Coef.	Corr. Std. Err.	P> z	Coef.	Corr. Std. Err.	P> z
Sociale protectie						
Werk	-0.6322	1.0876	0.561	-2.7824	2.6448	0.293
Hoger secundair	-0.0235	0.3192	0.941	0.2260	0.6901	0.743
Hoger onderwijs	-0.6316	0.5984	0.291	0.6465	1.2970	0.618
Zelfstandige	2.2084	0.2648	0.000	0.6080	0.7758	0.433
Leeftijd <25	-0.3919	0.5273	0.457	-0.1229	1.1045	0.911
Leeftijd 25-34	-0.5266	0.6076	0.386	0.3686	1.4447	0.799
Leeftijd 35-44	-0.9344	0.6590	0.156	0.3144	1.4328	0.826
Leeftijd 45-54	0.0258	0.4400	0.953	0.5856	1.0248	0.568
Geslachtsdummy (1 vrouw/0 man)	0.3690	0.3111	0.236	-0.1069	0.7325	0.884
Samenwonend	-0.8538	0.2412	0.000	-1.7987	0.5189	0.001
Huishoudgrootte	-0.1574	0.1329	0.236	-0.1588	0.2342	0.498
Aantal kinderen <12 jaar	0.4148	0.1583	0.009	0.4971	0.2703	0.066
Aantal kinderen 12-16 jaar	-0.1047	0.3633	0.773	0.0977	0.4862	0.841
Slechte gezondheidstoestand	0.1001	0.1269	0.430	0.0095	0.2849	0.973
Niet-Belgische EU burger	0.5278	0.3772	0.162	0.1050	0.7138	0.883
geen EU burger	1.4720	0.3943	0.000	0.6957	0.8030	0.386
Woont in een stad	-0.3481	0.2063	0.092	0.0465	0.3536	0.895
Regio Brussel	-0.4236	0.2937	0.149	0.9555	0.5613	0.089
Regio Wallonië	0.1194	0.1947	0.540	1.0616	0.4342	0.014
Economische groei	-0.0803	0.2070	0.698	-0.7062	0.1986	0.000
Werkloosheid	0.5016	0.8291	0.545	0.5862	0.8840	0.507
Correctie endogeniteit scholing	0.0417	0.1257	0.740	-0.2146	0.2796	0.443
Correctie endogeniteit werk (init.)	-0.3542	0.3538	0.317	0.2691	0.8155	0.741
Constante term	-6.9984	7.3885	0.344	-9.4817	7.7262	0.220
Aantal observaties	4604					
$\chi^2_{46}$	329.92		0.000			

Een eerste merkwaardige vaststelling die we hier kunnen maken, is dat de coëfficiënten van de activiteitsdummy én van de onderwijsniveaus - ceteris paribus - statistisch insignificant zijn voor de kans op onderbescherming en de kans op minimum-inkomen in de startperiode. Zelfstandigen komen vaker in armoede voor, maar maken relatief minder gebruik van het OCMW, hetzij omdat ze hopen om op korte termijn op eigen kracht hun inkomen op te krikken, hetzij omdat ze het OCMW moeilijk kunnen overtuigen van hun onvermogen. Samenwonen verlaagt het risico van armoede, waarbij samenwonenden minder vaak beroep doen op het OCMW. De aanwezigheid van kinderen jonger dan twaalf jaar verhoogt beide kansen.

Merkwaardig zijn de regionale verschillen: Brusselaars en Walen zijn - ceteris paribus - niet vaker onderbeschermd dan Vlamingen, maar komen wel vaker in de bijstand terecht. M.a.w. het lijkt erop dat het leefloon als vangnet slechter werkt in Vlaanderen. Zijn Vlamingen meer terughoudend om naar het OCMW te stappen? Of zijn de Vlaamse OCMW's strenger?

Economische groei tenslotte vermindert de kans op minimuminkomen. De rest van de coëfficiënten, inclusief deze van de correctievariabelen, zijn insignificant.

## 3.2 Transitie tussen toestanden

In deze sectie bespreken we de kans om in een van de drie toestanden terecht te komen, conditioneel op de situatie in de vorige periode. In tegenstelling tot de (statische) schatting voor de initiële periode, komen hier meer significante verbanden naar voren.

### 3.2.1 Instroomkansen in armoede (kansen op uitsluiting)

**Tabel 1.7** Schatting van de risico's op onderbescherming resp. minimuminkomen, vertrekkend vanuit de toestand 'niet-arm'

Van niet-armoede...	Naar onderbescherming			Naar minimuminkomen		
	Coef.	Corr. Std. Err.	P>  z	Coef.	Corr. Std. Err.	P>  z
Werk	-1.1015	0.1796	0.000	-0.3233	0.3368	0.337
Hoger secundair	-0.2749	0.1815	0.130	-1.4547	0.4490	0.001
Hoger onderwijs	-0.6826	0.3094	0.027	-2.6427	0.7155	0.000
Zelfstandige	1.4407	0.1676	0.000	-1.4834	1.0328	0.151
Leeftijd <25	0.9936	0.2503	0.000	1.7335	0.6017	0.004
Leeftijd 25-34	0.7677	0.2239	0.001	0.9862	0.5460	0.071
Leeftijd 35-44	0.2994	0.2156	0.165	0.8589	0.5077	0.091
Leeftijd 45-54	0.3053	0.2008	0.128	1.1961	0.4683	0.011
Geslachtsdummy (1 vrouw/0 man)	0.1951	0.1118	0.081	0.3111	0.2314	0.179
Samenwonend	-0.5229	0.1172	0.000	-0.8804	0.2578	0.001
Huishoudgrootte	-0.4502	0.0759	0.000	-0.1549	0.1131	0.171
Aantal kinderen <12 jaar	0.2260	0.0924	0.014	0.2131	0.1431	0.137
Aantal kinderen 12-16 jaar	0.5921	0.1487	0.000	0.5276	0.2393	0.027
Slechte gezondheidstoestand	0.0751	0.0626	0.230	0.2953	0.1095	0.007
Niet-Belgische EU burger	0.1414	0.2298	0.538	0.3154	0.3937	0.423
Geen EU burger	0.2084	0.2712	0.442	0.5502	0.4136	0.183
Woonst in een stad	-0.1556	0.1044	0.136	0.6734	0.2233	0.003
Regio Brussel	-0.6159	0.1858	0.001	0.8051	0.3176	0.011
Regio Wallonië	0.0072	0.1055	0.945	0.5811	0.2535	0.022
Economische groei	0.0326	0.0433	0.452	0.1496	0.0945	0.113
Werkloosheid	0.4513	0.1760	0.010	0.4836	0.3708	0.192
Correctie endogeniteit scholing	0.0986	0.0813	0.225	0.1791	0.1865	0.337
Correctie endogeniteit werk (init)	-0.0869	0.0556	0.118	-0.0616	0.1100	0.576
Correctie endogeniteit werk	-0.4955	0.0419	0.000	-0.2617	0.1816	0.150
Correctie endogeniteit onderbescherming (init)	0.3944	0.0441	0.000	0.0441	0.1150	0.702
Correctie endogeniteit minimuminkomen (init)	0.2182	0.0760	0.004	0.5059	0.1490	0.001
Constante term	-9.1036	1.6233	0.000	-13.0496	3.4675	0.000
Aantal observaties	216076					
$\chi^2_{50}$	1273.18		0.000			

Een eerste opvallende vaststelling is alweer dat het feit al dan niet te werken - ceteris paribus - geen significante invloed heeft op de kans om in de bijstand terecht te komen. De kans op de overgang van niet-arm naar onderbescherming vermindert echter significant wanneer men werk heeft. Zelfstandigen hebben dan weer een grotere kans op onderbescherming (zie ook sectie 3.1). De kans op uitsluiting is omgekeerd evenredig met het scholingsniveau.

De kans op beide armoedetoestanden neemt af met de leeftijd, om weer toe te nemen bij de 45-54-jarigen. Merk op dat dit de relatieve kans is ten opzichte van de basiscategorie 55-64-jarigen en dat onze steekproef enkel niet-gepensioneerden omvat. Jongeren zijn echter duidelijk de grootste risicogroep: ze komen vaker bij het OCMW terecht, maar ook vaker in de onderbescherming. Specifieke beschermingsmaatregelen t.a.v. deze doelgroep zijn dus zeker aangewezen.

Vrouwen, en gezinnen met jonge kinderen lopen een groter risico op onderbescherming, terwijl toenemende gezinsgrootte dit risico verkleint. Samenwonen vermindert - en de aanwezigheid van oudere kinderen verhoogt de kans op armoede. Stedelingen, Brusselaars en Walen hebben dan weer meer kans op het minimuminkomen (zie ook sectie 3.1).

De parameters van de correctietermen voor endogeniteit van scholing en initiële tewerkstelling blijken niet significant te zijn. De niet-geobserveerde heterogeniteit in de kansen op huidige tewerkstelling heeft echter wel een gunstig effect op de armoedekansen. Indien men ondanks zijn geobserveerde karakteristieken toch werk vindt/blijft houden, heeft men ook minder kans op onderbescherming. Tenslotte zijn er nog de correctietermen voor endogeniteit van initiële armoedetoestanden: een verhoogd risico op initiële armoede verhoogt de kans op latere terugval in de armoede.

### 3.2.2 Transitiekansen vanuit onderbescherming

**Tabel 1.8** Schatting van de transitiekansen naar onderbescherming resp. minimuminkomen, vertrekkend vanuit onderbescherming

Van onderbescherming...	Coef.	Corr. Std. Err. Naar onderbescherming	P> z	Coef.	Corr. Std. Err. Naar minimuminkomen	P> z
Werk	-0.7817	0.1705	0.000	-1.8124	0.7628	0.018
Hoger secundair	-0.2540	0.2319	0.273	-0.2045	0.7349	0.781
Hoger onderwijs	-0.9230	0.4014	0.021	-1.5419	1.3996	0.271
Zelfstandige	1.5282	0.1749	0.000	0.3162	1.3140	0.810
Geslachtsdummy (1 vrouw/0 man)	0.0948	0.1111	0.393	0.6137	0.5714	0.283
Samenwonend	-0.2114	0.1271	0.096	-1.5415	0.6967	0.027
Huishoudgrootte	-0.1092	0.0540	0.043	-1.7022	0.5763	0.003
Aantal kinderen <12 jaar	0.0682	0.0819	0.405	2.0163	0.8038	0.012
Aantal kinderen 12-16 jaar	0.5725	0.1804	0.002	2.5879	0.5473	0.000
Slechte gezondheidstoestand	0.0083	0.0659	0.900	0.4244	0.2511	0.091
Geen EU burger	0.2135	0.2507	0.394	-1.2078	1.4321	0.399
Woonst in een stad	-0.2031	0.1230	0.099	0.3718	0.5684	0.513
Regio Brussel	0.3268	0.1998	0.102	-0.7844	0.9231	0.395
Regio Wallonië	0.1488	0.1187	0.210	-0.1937	0.4833	0.689
Economische groei	-0.1463	0.0531	0.006	-0.3802	0.4616	0.410
Werkloosheid	0.0187	0.2060	0.928	1.2859	1.8486	0.487
Correctie endogeniteit scholing	0.2062	0.1114	0.064	-0.2044	0.2718	0.452
Correctie endogeniteit werk (init.)	-0.0192	0.0471	0.683	0.0171	0.1971	0.931
Correctie endogeniteit werk	-0.4631	0.0906	0.000	-0.0258	0.2096	0.902
Correctie endogeniteit onderbescherming (init.)	0.0550	0.0329	0.094	0.0404	0.1525	0.791
Correctie endogeniteit minimuminkomen (init.)	0.0753	0.0685	0.272	-0.0146	0.2209	0.947
Constante term	2.6787	1.9033	0.159	-12.3578	17.0562	0.469
Aantal observaties	4596					
$\chi^2_{42}$	712.59		0.000			

Het feit actief te zijn vermindert zowel de kans op een verlengd verblijf in onderbescherming als de transitiekans naar het minimuminkomen. M.a.w. werk blijkt inderdaad een mogelijke springplan uit armoede te zijn. Ook voortgezet onderwijs vermindert significant de kans om in onderbescherming te blijven. Onderbescherming is daarentegen relatief persistenter voor zelfstandigen. Samen wonen en huishoudgrootte verhogen de kans op uitstroom uit de armoede, terwijl het aantal kinderen deze kans verlaagt. Een slechte gezondheid verhoogt de kans op een transitie uit onderbescherming naar minimuminkomen.

Indien men hoger geschoold is dan men zou kunnen verwachten op basis van de geobserveerde determinanten van het onderwijsniveau, dan heeft het onderwijsniveau minder invloed op de armoedekans: scholing en haar gegeneraliseerd residu hebben tegengestelde tekens. Het hebben van werk en zijn gegeneraliseerd residu hebben daarentegen hetzelfde teken: wie 'tegen de verwachtingen in' toch aan het werk is, heeft ook meer kans om aan de armoede te ontsnappen. Indien men tenslotte initieel onderbeschermd was, betekent dit een blijvende rem op de kans om uit onderbescherming te geraken.

De kolom die de invloed van de covariaten op de transitiekans uit onderbescherming naar minimuminkomen weergeeft, moet met de nodige argwaan bekeken worden aangezien zij gebaseerd is op duizenden observaties, doch met slechts 24 effectieve transitieën. Wie onderbeschermd is heeft slechts 0.53% kans om de volgende maand in de bijstand terecht te komen.

### 3.2.3 Transitiekansen vanuit minimuminkomen (verdere uitsluiting versus inclusie)

Net zoals in de vorige paragraaf, komt de overgang van bijstand naar onderbescherming bijna niet voor. Zij doet zich maar 12 maal voor, wat overeenkomt met een kans van 0.71%. Het is bijgevolg vooral de kans op persistentie in de bijstand (versus de kans op integratie) die aandacht verdient.

Tabel 1.9 Schatting van de transitiekansen vanuit bijstand

	Coef.	Std. Err.	P>  z	Coef.	Std. Err.	P>  z
Van minimuminkomen...		Naar onderbescherming		Naar minimuminkomen		
Werk	1.0342	1.3064	0.429	-0.8780	0.3679	0.017
Hoger secundair	0.3080	1.6194	0.849	-0.4266	0.4362	0.328
Hoger onderwijs	-2.0154	2.2135	0.363	-1.3658	0.7674	0.075
Geslachtsdummy (1 vrouw/0 man)	-0.1556	0.8118	0.848	-0.3913	0.2771	0.158
Samenwonend	-0.9151	1.5123	0.545	-0.9942	0.2515	0.000
Huishoudgrootte	-1.0780	0.9879	0.275	0.3051	0.1607	0.058
Aantal kinderen <12 jaar	0.7464	1.0758	0.488	-0.2281	0.2198	0.299
Aantal kinderen 12-16 jaar	1.4485	1.0238	0.157	0.7064	0.3480	0.042
Slechte gezondheidstoestand	0.1887	0.4186	0.652	0.1842	0.1425	0.196
Geen EU burger	0.5938	2.1755	0.785	0.7429	0.5487	0.176
Woont in een stad	0.4543	0.8566	0.596	-0.2625	0.2929	0.370
Regio Brussel	-0.2361	1.7224	0.891	0.1962	0.4855	0.686
Regio Wallonië	-0.9390	0.9126	0.303	0.1111	0.3030	0.714
Economische groei	0.2841	0.3467	0.413	0.1432	0.1226	0.243
Werkloosheid	-1.7234	1.2064	0.153	-0.9188	0.4832	0.057
Correctie endogeniteit scholing	0.1015	0.5449	0.852	0.1076	0.1887	0.568
Correctie endogeniteit werk (init.)	-0.7033	0.4855	0.147	-0.0946	0.1243	0.447
Correctie endogeniteit werk	-0.8030	0.2151	0.000	-0.5761	0.1133	0.000
Correctie endogeniteit onderbescherming (init.)	0.7683	0.4549	0.091	0.3826	0.2206	0.083
Correctie endogeniteit minimuminkomen (init.)	-0.3439	0.3288	0.296	0.1966	0.0847	0.020
Constante term	15.0182	11.1717	0.179	10.4613	4.4097	0.018
Aantal observaties	1703					
$\chi^2_{40}$	558.63		0.000			

Werk hebben, een hoger onderwijsdiploma, of samenwonen verlagen de kans op persistentie van het minimuminkomen. Deze kans neemt toe met de gezinsgrootte en het aantal jonge kinderen.

Ook hier hebben tewerkstelling en zijn gegeneraliseerd residu hetzelfde teken. Een initiële onderbescherming of minimuminkomen toestand verlaagt ook hier de kans om uit de armoede te geraken.

#### 4. Besluit

We beschikken nu over alle bouwstenen van ons simulatiemodel: equaties voor de bereikte scholing, de initiële tewerkstelling en de initiële status m.b.t. armoede; en equaties die per individu de transitiekansen beschrijven tussen werk en niet-werk, en tussen de drie toestanden van sociale protectie. De schattingen zijn van goede kwaliteit, wat in volgend hoofdstuk nog zal bevestigd worden. De correcties voor endogeniteit van scholing en tewerkstelling blijken niet altijd noodzakelijk te zijn, maar enkele keren bewijzen ze hun nut om onvertekende schatters te bekomen van de sleutelvariabelen.

Het model levert heel wat inzichten op over de directe en indirecte causale verbanden tussen risicofactoren en uitkomsten op het vlak van armoede:

- de *sociale afkomst* (uitgedrukt door het onderwijsniveau en beroep van de ouders) bepaalt sterk de *onderwijskansen* van individuen, en speelt op die manier een cruciale rol in de risico's op armoede. Een hoger onderwijsniveau impliceert zowel hogere tewerkstellingskansen als hogere inkomens na controle voor de tewerkstelling;
- *geslacht*: vrouwen halen weliswaar hogere onderwijsniveaus dan mannen, maar verliezen dat voordeel op de arbeidsmarkt door hun lagere tewerkstellingskansen;
- *leeftijd*: jongeren komen steeds beter geschoold op de arbeidsmarkt, maar ervaren daar meer turbulentie (zowel hogere in- als uitstroomkansen); en zelfs na controle voor tewerkstelling houdt de jonge leeftijd extra risico's op armoede in, waarschijnlijk vanwege de lagere lonen en uitkeringen die jongeren te beurt vallen. Eén en ander suggereert dat zelfs een betere scholing de jongeren niet volledig beschermt tegen armoede;
- *gezinssamenstelling*: alleenstaande volwassenen raken minder makkelijk aan werk, maar zijn ook op andere manieren kwetsbaarder voor armoede (bv. relatief hogere vaste uitgaven in verhouding met hun inkomen). De aanwezigheid van jonge kinderen in het gezin remt de tewerkstelling en weegt, los daarvan, ook extra op het gezinsbudget, waardoor een dubbel risico op armoede ontstaat;
- *nationaliteit*: een vreemde nationaliteit (vooral van buiten de EU) houdt een verminderde kans in om werk te vinden, én een verhoogde kans om zijn werk



te verliezen. Ook na controle voor tewerkstelling gaat een vreemde nationaliteit gepaard met een lager inkomen. Tenslotte worden vreemdelingen minder beschermd door het ultieme vangnet van het leefloon, waardoor het risico op onderbescherming voor deze groep extra hoog wordt.

- *gezondheid*: deze factor beïnvloedt voornamelijk de tewerkstellingskansen, maar heeft verder weinig rechtstreeks effect op het armoederisico. Alleen de instroomkans in het leefloon is (*ceteris paribus*) significant hoger bij personen met een slechte gezondheid;
- *woonplaats*: stedelingen stromen meer in en uit tewerkstelling, en belanden makkelijker bij het OCMW, maar overigens is het onduidelijk of zij méér risico's lopen op armoede dan huishoudens op het platteland. Anderzijds is er een opvallend regionaal verschil wat de bescherming door het leefloon betreft: Vlamingen blijken (na controle voor hun tewerkstellingskansen) makkelijker onder het leefloon terecht te komen dan Brusselaars en Walen, en minder makkelijk óp het leefloon. Dit doet de vraag rijzen of Vlamingen minder geneigd zijn zich tot het OCMW te wenden, dan wel of Vlaamse OCMW's strenger zijn in het toepassen van de wetgeving;

Uit het voorgaande mag men niet besluiten dat armoederisico's enkel bepaald worden door kenmerken van individuen of huishoudens. Het gaat meestal om kenmerken die de kwetsbaarheid van individuen voor armoede verhogen. In de volgende hoofdstukken zullen we de aandacht toespitsen op maatschappelijke instituties en beleidssporen die in meerdere of mindere mate kunnen bijdragen tot het voorkomen van uitsluiting of het bevorderen van sociale inclusie: het gewaarborgd minimuminkomen, het arbeidsmarktbeleid, het onderwijs enz. In het model hielden we ook rekening met twee *macro-economische omgevingsfactoren*, nl. economische groei en werkloosheid. De effecten van deze factoren zijn op zijn minst dubbelzinnig te noemen. Een hogere werkloosheidsgraad op macroniveau verhoogt wel de kans om in onderbescherming terecht te komen, en verlaagt de kans om eruit te raken. De insignificantie van de effecten op het gebruik van het leefloon laat vermoeden dat heel wat potentieel gerechtigden bij het verlies van hun arbeidsinkomen nog een tijdlang wachten alvorens zich tot het OCMW te wenden, of m.a.w. dat het vangnet van het leefloon nog onvoldoende snel inspeelt op de getijden van de economische conjunctuur.



---

## ***HOOFDSTUK 2***

### ***SIMULATIE VAN DRIE BASISSTRATEGIEËN VAN ARMOEDEBESTRIJDING***

#### **1. Scenario's**

Elke maatschappelijke keuze of gehanteerde strategie ter bestrijding van structurele armoede zal een verschillend effect hebben op de processen van inclusie en uitsluiting, m.a.w. op de transitiekansen tussen de verschillende statuten van sociale protectie (onderbescherming, minimuminkomen en niet-armoede). Die effecten worden in dit hoofdstuk gesimuleerd voor drie mogelijke basisstrategieën ter bestrijding van structurele armoede:

- een optimalisatie van de minimumbescherming, d.w.z. een bijpassing van het inkomen tot het niveau van het bestaansminimum voor al wie zich in een toestand van onderbescherming bevindt;
- activering (zowel van de onderbeschermden als van de leefloon-cliënten): men krijgt een tijdelijke vorm van werk aangeboden;
- het terugdringen van het aantal ongekwalificeerden: d.w.z. ervoor zorgen dat zoveel mogelijk mensen een diploma van het hoger secundair onderwijs behalen.

In wat volgt omschrijven we eerst kort hoe elke strategie operationeel wordt toegepast op onze gegevens.

##### **1.1 Sluitende minimumbescherming**

Het eerste scenario voorziet in een financiële bijpassing voor de individuen die tot de categorie 'onderbeschermden' behoren en op arbeidsactieve leeftijd zijn. In een vorig onderzoek (Groenez & Nicaise, 2002) werd vastgesteld dat heel wat potentiële gerechtigden op het minimuminkomen in feite geen leefloon ontvingen. We veronderstellen nu dat al deze huishoudens door een gecoördineerd overheidsingrijpen wel gedekt zouden worden door het leefloon. De Verklaring van Nice, waar de doelstellingen werden vastgelegd van de Europese open methode van coördinatie op het vlak van sociale inclusie, verwijst uitdrukkelijk naar de 'garantie dat elkeen de nodige middelen heeft om te leven in overeenstemming met de

menselijke waardigheid' (doelstelling 1.2a). In het Belgische Nationaal Actieplan voor Sociale Inclusie (2003-2005) is niet expliciet verwezen naar een meer sluitende dekking door het leefloon. Weliswaar heeft de federale regering reeds in het Lenteprogramma van 2000 een aantal maatregelen genomen om de laagste uitkeringen uit de sociale zekerheid op te tillen tot boven het niveau van het leefloon. In het NAP 2003-2005 gaan een aantal geprogrammeerde maatregelen in dezelfde richting. Bijvoorbeeld voorziet het Brusselse Gewest de verspreiding van een informatiefolder met het oog op een betere voorlichting van potentiële rechthebbers. Op federaal niveau wordt voor leefloongerechtigden de aanvraag van de gewaarborgde kinderbijslag automatisch geregeld; daklozen wier inkomen rond of beneden het leefloon ligt krijgen verhoogde hulp voor (her)huisvesting. Inmiddels heeft de POD Maatschappelijke Integratie een pilootonderzoek besteld om enkele OCMW's te helpen actief op zoek te gaan naar potentiële gerechtigden.

## 1.2 Activering

Een tweede strategie bestaat erin de kansarmoede aan te pakken via het activeren van de doelgroep. Deze aanpak vormt ongetwijfeld een hoofdaccent van het recente Europese en Belgische armoedebeleid. In de 'doelstellingen van Nice' staat de toegang tot werk op de eerste plaats, vóór het recht op een menswaardig inkomen. In het reeds vermelde Lenteprogramma van de Belgische regering was de ambitie om de jaarlijkse doorstroom van het minimuminkomen naar tewerkstelling met de helft te doen toenemen. Tussen januari 1999 en januari 2004 is het aantal geactiveerde leefloon-gerechtigden zelfs bijna verdrievoudigd. Vooral de situatie van jongeren is met de invoering van de Leefloonwet grondig veranderd: driekwart van de jonge leefloon-gerechtigden heeft thans een individueel integratietraject (wat uiteraard nog niet gelijkstaat met een baan).

Het door ons gesimuleerde scenario voorziet dat iedereen die in januari 1993 in het statuut van onderbescherming of bestaansminimum verkeert en werkloos is, een vorm van werk krijgt gedurende 1 jaar. Men zou kunnen verwachten dat via het verwerven van een arbeidsinkomen, kansarmoede op korte termijn kan gekeerd worden. Bovendien functioneert de opgedane beroepservaring als een hefboom voor betere kansen op de arbeidsmarkt na afloop van de activering. Dit effect op langere termijn wordt gesimuleerd d.m.v. de dynamische versie van de equatie 'kans op werk' (waarbij de kans in maand  $t+1$  mee bepaald wordt door de tewerkstelling in maand  $t$ ).

## 1.3 Terugdringen van het aantal ongekwalificeerden

Een derde basisstrategie omvat verdere investeringen in onderwijsparticipatie. Het doel is het verminderen van de ongekwalificeerde uitstroom uit het secundair onderwijs, of het bijscholen van mensen die in armoede terechtkomen. Hieraan

ligt de redenering ten grondslag dat een diploma leidt tot betere kansen op de arbeidsmarkt en minder risico om (opnieuw) terecht te komen in de armoede. In het kader van de Europese Open Methode van Coördinatie, zowel op het vlak van werkgelegenheid als op dat van sociale inclusie en onderwijs, hebben de lidstaten zich ertoe verbonden om de ongekwalficeerde uitstroom uit het onderwijs met de helft terug te dringen tegen 2010. Anders uitgedrukt, men wil zoveel mogelijk jongeren een startkwalificatie bezorgen op het niveau van het hoger secundair onderwijs. Toegegeven moet worden dat het Belgische NAP weinig krachtige instrumenten voorziet om deze doelstelling te halen: reductie van de schoolkosten, experimenten voor de modularisering van het technisch en beroepsonderwijs en een beperkt aantal projecten ter bestrijding van spijbelen en uitval.

We zullen in onze simulaties nagaan wat de potentiële impact is (zowel preventief als curatief) van verhoogde (start)kwalificaties van risicogroepen. In eerste instantie kan deze strategie (preventief) toegepast worden op jongeren; in tweede instantie is het denkbaar dat men (curatief) de toekenning van de bijstand koppelt aan een terugkeer naar het onderwijs voor wie nog geen secundair eindexamen heeft (het fameuze 'learnfare'-principe, dat reeds her en der in Scandinavische landen wordt toegepast).

## 2. Methode van simulatie van de effecten

Met behulp van de schattingen uit vorig hoofdstuk kan nu voor elk individu, op elk moment, de transitie matrix  $M_{it}$ , die symbolisch voorgesteld werd in tabel 1.1, opgesteld worden. Wanneer we nu de toestandsvector  $T_{it}$  definiëren als de vector kansen waarmee individu  $i$  zich op moment  $t$  in een van de drie toestanden bevindt, kunnen we de volgende recursierelatie schrijven tussen de toestandsvectoren van individu  $i$ :

$$T_{i,t+1} = M_{it} \times T_{it}. \quad (2.1)$$

Met behulp van deze recursie kunnen we, vertrekkend van een gegeven startvector  $T_{i1}$ , een tijdspad van toestandsvectoren  $(T_{i1}, T_{i2}, \dots, T_{it})$  berekenen. Een maatregel in de strijd tegen armoede zal aanleiding geven tot een andere transitie matrix  $M'_{it}$  en tot een ander tijdspad van toestandsvectoren  $(T'_{i1}, T'_{i2}, \dots, T'_{it})$ .

Teneinde het effect van de verschillende armoedebestrijdingsopties te evalueren gaan we telkens als volgt te werk.

1. De verzameling  $D_1$  wordt geïdentificeerd, waarbij  $D_1$  bestaat uit alle individuen uit onze steekproef die op 1 januari 1993 aan de voorwaarden om van deze maatregel te genieten voldoen.

2. Voor elk van deze individuen worden zowel het tijdspad zonder, als dat met de maatregel berekend, voor zolang ze in de steekproef voorkomen.
3. Op elk tijdstip  $s$  worden de gemiddelde toestandsvectoren  $\bar{T}_s$  (zonder maatregel) en  $T'_s$  (met maatregel) berekend over alle individuen die op dat moment nog in de steekproef aanwezig zijn ( $D_s$ ).
4. Het netto-effect van de maatregel wordt bekomen door het tijdspad van de gemiddelde (gesimuleerde) toestandsvector zonder maatregel  $(T_{i1}, T_{i2}, \mathbf{K}, T_{iu})$ , te vergelijken met het tijdspad van de gemiddelde toestandsvector met maatregel  $(T'_{i1}, T'_{i2}, \mathbf{K}, T'_{iu})$ .

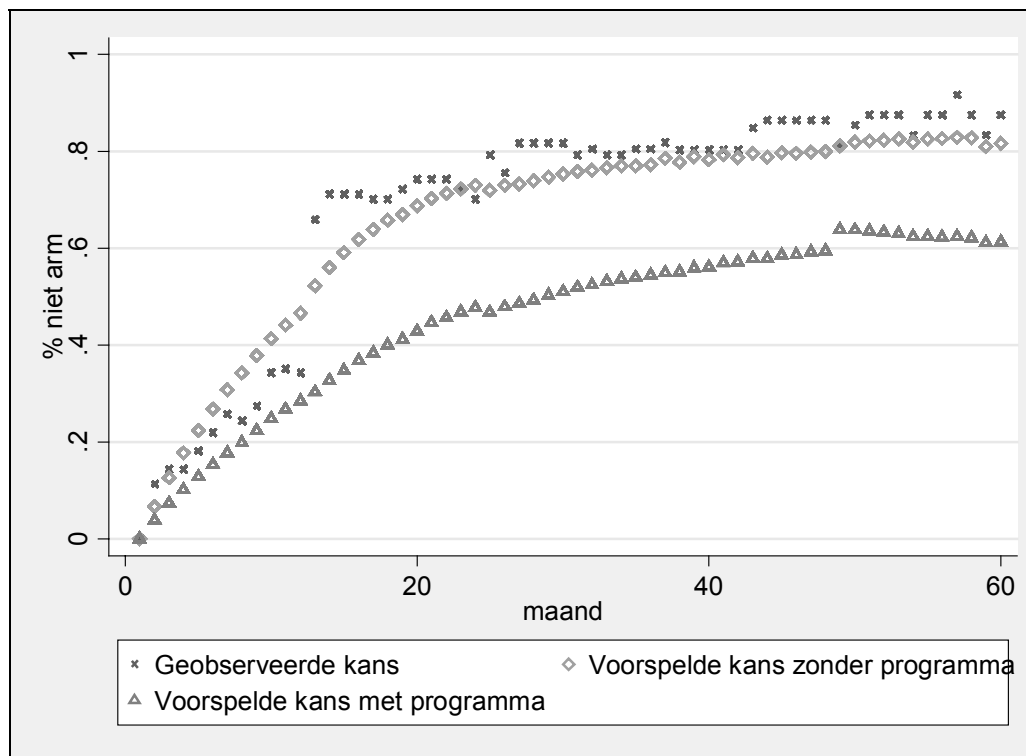
Bovenvermelde methode heeft volgende voordelen:

1. Door het tijdspad van de gemiddelde gesimuleerde toestandsvector zonder maatregel  $(T_{i1}, T_{i2}, \mathbf{K}, T_{iu})$  te vergelijken met de feitelijk waargenomen proporties individuen in elk van de drie toestanden, verkrijgen we in een oogopslag een idee over de accuraatheid van de geschatte overgangsmatrices.
2. Door het verleden te 'hersimuleren' moeten we geen fictieve tijdreeks van covariaten genereren voor een 'gemiddeld' individu dat onder de maatregel zou vallen.
3. Indien onze steekproef representatief is, geeft bovenvermelde methode het gemiddeld effect van een maatregel weer, indien deze op 1 januari 1993 van kracht geweest zou zijn. Dit heeft als nadeel dat de conclusies conditioneel zijn t.o.v. de conjunctuur gedurende de periode 1993-1997.
4. Indien we veronderstellen dat de individuele karakteristieken van de doelgroep van een bepaalde maatregel stabiel blijven in de tijd, kunnen we  $D_1$  gebruiken om toekomstige tijdspaden met en zonder maatregel te simuleren, waarbij we gebruik maken van projecties voor de macro-economische variabelen.

### 3. Eerste strategie: sluitende minimumbescherming

Een eerste strategie waar we het effect van nagaan is de grotere dekkingsgraad van het bestaansminimum (of leefloon). Hier gaan we na wat er zou gebeuren indien het stelsel van leefloon sluitend zou worden, of m.a.w. indien de dekkingsgraad wordt opgetrokken tot 100%. Iedereen die in januari 1993 onderbeschermd bleek, zou in onze simulatie het minimuminkomen krijgen. In onze steekproef gaat het over 170 personen die in januari 1993 onderbeschermd zijn. Door opname in het leefloonstelsel zullen waarschijnlijk ook de overgangskansen voor de betrokkenen wijzigen: we veronderstellen dat de uitstroomkans uit armoede voor

de groep ‘onderbeschermden’ dezelfde wordt als de uitstroomkans uit het leefloon.



**Figuur 2.1** Strategie ‘sluitende minimumbescherming’: vergelijking geobserveerde kans op niet-armoede met geschatte kans met en zonder maatregel

Bij wijze van validering van het simulatiemodel vergelijken we eerst voor deze substeekproef in figuur 2.1 het feitelijke tijdspad met het gesimuleerde tijdspad ‘zonder programma’ op basis van het model dat in vorig hoofdstuk geschat werd. Het tijdspad voorgesteld met kruisjes geeft de geobserveerde kans weer om zich boven de armoedegrens te bevinden, terwijl het pad met de ruitjes voor dezelfde groep de geschatte kans weergeeft, op basis van het simulatiemodel zonder overheidsingrijpen. ‘Per definitie’ start de kans op niet-armoede in januari 1993 op 0 (omdat het gaat over onderbeschermden). We zien vooreerst dat de voorspelde waarden goed de geobserveerde benaderen, wat de validiteit van het gehanteerde model bevestigt. Tegelijk valt op dat de ‘spontane uitstroom’ uit armoede vrij hoog is: normaliter zijn na 5 jaar ongeveer vier vijfden van de ‘onderbeschermden’ uit hun toestand ontsnapt (ook al weten we niet hoever boven de armoedegrens zij uiteindelijk beland zijn). De doelstelling van het overheidsbeleid moet er dan in bestaan (a) de uitstroom van deze groep te *versnellen*, (b) de resterende 20% ook boven de armoedegrens te tillen, en (c) te voorkomen dat nieuwe mensen instromen in armoede.

Wat gebeurt er nu indien alle personen (huishoudens) uit onze substeekproef gedekt worden door het leefloon? Deze aanpak is uiteraard louter curatief: ze voorkomt niet dat mensen instromen in armoede, maar verlicht wel de ernst van de armoede bij wie wel instroomt. De invloed op de uitstroomkans wordt verder onder de loep genomen in wat volgt.

A priori kan er geen uitspraak gedaan worden of de transitiekans uit de armoede voor leefloners hoger of lager is dan deze van de onderbeschermden. Genieten van een minimuminkomen zou zowel kansverhogend als 'remmend' kunnen werken. Enerzijds krijgen leefloongerechtigden immers begeleiding, zowel op persoonlijk vlak als naar arbeidsintegratie toe. Anderzijds zit in het leefloon een mogelijk 'armoedeval-effect' dat mensen ontmoedigt om deeltijds of laagbetaald werk aan te nemen. Op figuur 2.1 wordt het tijdspad van de kans op niet-armoede 'na sluitende minimumbescherming' voorgesteld door de curve die geplot is met driehoekjes. We zien dat het tweede effect dominant is. I.p.v. 80% is door de maatregel slechts 60% van de doelgroep na vijf jaar uit de armoede uitgestroomd. De toekenning van het minimuminkomen verhoogt m.a.w. de kans dat men zich na vijf jaar nog in de armoede bevindt met ongeveer 20%.

In tabel 2.1 wordt de armoede-impact van de bestudeerde maatregel op een andere manier in kaart gebracht. Als we de impact op de in- en uitstroomkansen kennen, kunnen we vrij eenvoudig 'steady state' parameters berekenen.<sup>5</sup> De steady state is het 'langetermijn-evenwicht' in de armoedecijfers, waarbij in- en uitstroom elkaar in absolute termen opheffen. Individuen stromen dan nog wel in en uit de armoede, maar de kansen op geaggregeerd niveau blijven constant. Ook al wordt deze steady state wellicht nooit bereikt, ze geeft minstens tendentieel aan wat de impact van het beleid kan zijn op lange termijn.

Uit de eerste kolom van tabel 2.1 leren we dat in de steady state, zonder nieuwe maatregel, elke maand 3.15% van de beroepsactieve bevolking in België op of onder de leefloongrens leeft. De meerderheid daarvan (2.2%) leeft zelfs in onderbescherming. De gemiddelde duur van een periode in armoede bedraagt zowat 8 maanden (iets meer met leefloon, iets minder zonder leefloon). Deze gemiddelde duercijfers zijn echter verraderlijk omdat de personen die in armoede terechtkomen slechts een fractie van de totale bevolking uitmaken. Bekijken we enkel de substeekproef die in de startmaand onderbeschermd was (nog steeds zonder nieuwe maatregel - zie kolom 2), dan zien we dat bijna 80% daarvan onder de 'steady state' niet-arm is. De verwachte gemiddelde duur van een periode van onderbescherming bedraagt voor deze groep 13,3 maanden; onder het leefloon is

---

<sup>5</sup> Bijvoorbeeld is het welbekend dat, in de steady state, de gemiddelde kans  $p_k$  op een toestand  $k$  gelijk is aan  $i_k / (u_k - i_k)$



dat driemaal langer, nl. 37 maanden, wat opnieuw laat vermoeden dat in het leefloon een armoedeval-effect ingebouwd zit.

**Tabel 2.1** Impact van sluitende minimumbescherming in de 'steady state'

	Totale steekproef	Substeekproef onderbeschermd in januari 1993	Substeekproef na maatregel
Kans op niet-armoede in steady state (%)	96.85	79.34	63.44
Kans op onderbescherming	2.22	15.75	0.0
Kans op minimuminkomen	0.93	4.91	36.56
Gemidd. duur niet-armoede (maanden)	1117	116.9	116.9
Gemidd. duur onderbescherming	7.43	13.31	0.0
Gemidd. duur minimuminkomen	8.42	37.35	77.81
Mediaan duur niet-armoede	774.6	81.74	81.74
Mediaan duur onderbescherming	6.18	10.11	0.0
Mediaan duur minimuminkomen	7.90	27.18	54.80

De invoering van de sluitende minimumbescherming versterkt de afhankelijkheid van de doelgroep duidelijk, zoals blijkt uit kolom 3 van tabel 2.1. In de steady state is 37% van de substeekproef arm, d.i. 16% méér dan zonder de maatregel. Weliswaar zijn deze 37% gemiddeld minder gedeprimeerd dan zonder ingrijpen, maar hun gemiddelde armoededuur is toegenomen (tot meer dan 6 jaar).

Deze bevinding klinkt erg paradoxaal: een betere minimumbescherming zou de kans op armoede (en/of de duur ervan) verhogen! We bedoelen uiteraard niet dat deze strategie een omgekeerd effect zou hebben, want men kan niet ontkennen dat de maatregel de armoede verlicht. Bovendien is de meer sluitende minimumbescherming, alleen al om sociale en ethische redenen, meer dan wenselijk. De simulatie waarschuwt echter wél voor het feit dat deze aanpak louter curatief is, en niet noodzakelijk een springplank uit de armoede inhoudt. Anders uitgedrukt, het armoede-verlichtend effect blijft beperkt tot de korte termijn, en houdt zelfs een zeker gevaar in dat op langere termijn meer mensen terechtkomen in de 'armoedeval' van het leefloon.

Zelfs deze conclusie is relatief, omdat ze gebaseerd is op gegevens uit de jaren '90, toen de link tussen minimumbescherming en activering nog niet zo sterk was. Het is mogelijk dat de perverse effecten van de armoedeval anno 2005 minder sterk zijn, in het licht van wat we schreven in sectie 1.2 van dit hoofdstuk. Verder evaluatieonderzoek zal dit moeten uitwijzen.

#### 4. Tweede strategie: activering

De ‘actieve welvaartsstaat’ schrijft een centrale plaats toe aan arbeid als sleutel tot inkomensverwerving en sociale ontplooiing. Dit operationaliseren we door te veronderstellen dat iedereen die onderbeschermd is of die in de bijstand zit in januari 1993, gedurende een jaar een job krijgt aangeboden. Door de variabele ‘tewerkstelling’ om te schakelen van 0 naar 1 nemen we impliciet aan dat alle betrokkenen de aangeboden baan accepteren, of daartoe verplicht worden. In onze steekproef gaat het om 160 personen.

Bemerk dat de toestandsvectoren hier lichtjes anders berekend werden dan aangegeven door de recursierelatie 2.1. De effecten na de activeringsperiode werden zo realistisch mogelijk gemodelleerd door de kans op werk ook m.b.v. een dynamisch model te schatten. Analoog aan de toestandsvectoren kunnen we de vector  $W_{it}$ , die de kans op werk  $W_{it,1}$  en de kans op werkloosheid  $W_{it,0}$  van individu  $i$  op tijd  $t$  bevat, berekenen als:

$$W_{i,t+1} = N_{it} \times W_{it}.$$

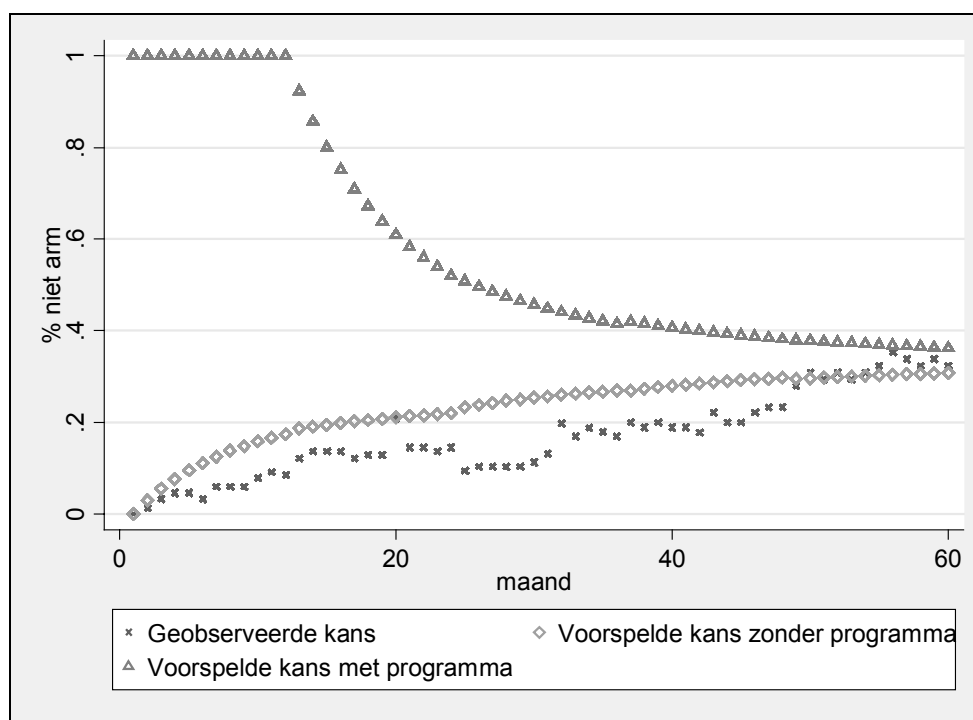
Deze kansen zijn weergegeven in figuur 2.2. De toestandsvectoren worden nu berekend als

$$T_{i,t+1}'' = P_{it} \times T_{it}'' ,$$

waarbij de transitie matrix  $P_{it}$  berekend wordt als

$$P_{it} = M_{it}(w=1) \cdot W_{it,1} + M_{it}(w=0) \cdot W_{it,0}.$$

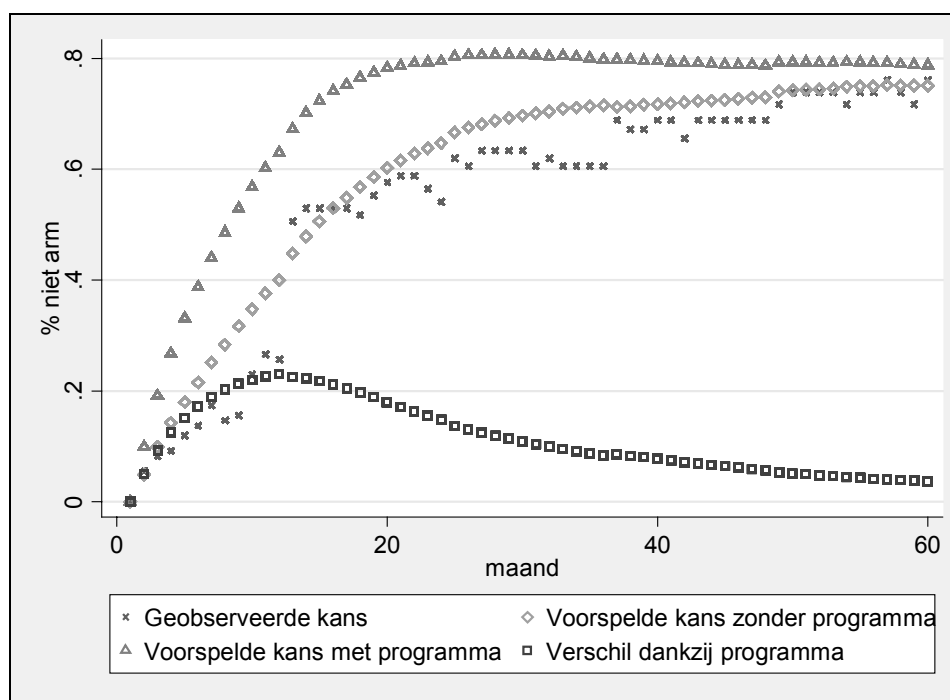
We berekenen de transitie matrix  $M_{it}$  (zie hierboven) tweemaal: eenmaal gegeven dat individu  $i$  werk heeft ( $M_{it}(w=1)$ ) en eenmaal conditioneel op het feit dat hij/zij werkloos is ( $M_{it}(w=0)$ ). De eigenlijke transitie matrix wordt dan verkregen als gemiddelde van beide, gewogen met hun respectievelijke kansen



**Figuur 2.2** Kans op werk met en zonder activering (voor personen die in januari 1993 arm en niet-werkend zijn - dynamisch model)

De kans op werk wordt weergegeven in figuur 2.2. Vier jaar na het beëindigen van het activeringsprogramma blijft er nog 5,5% hogere kans op werk, in vergelijking met een situatie zonder activeringsprogramma. Van degenen die een werkervaring hebben doorlopen, valt op termijn meer dan 60% opnieuw zonder werk, wat aannemelijk is gezien de kwetsbaarheid van de doelgroep.

Wat is nu de impact op *armoede*? Omdat die sterk afhangt van de kwaliteit en aangepastheid van de aangeboden werkervaring, is het moeilijk een objectief kwaliteitsgehalte voorop te stellen in de simulaties. Door het gebruik van de dummy-variabele 'tewerkgesteld' nemen we impliciet aan dat de aangeboden tewerkstelling overeenkomt met de gemiddelde baan die ingevuld wordt door een persoon met dezelfde karakteristieken (alleen de duur is nu vastgepind op 12 maanden). Het effect op de socio-economische positie van het individu wordt m.a.w., ongeacht de aard van de aangeboden job, gelijkgesteld met het gemiddeld effect van een doorsnee job (deeltijds of voltijds, hoog of laag betaald) die door deze persoon (vrijwillig) zou worden opgenomen. Het voordeel van deze handwijze is, dat een realistisch beeld gehanteerd wordt van een 'haalbare' job.



**Figuur 2.3** Strategie 'activering': vergelijking van de geobserveerde kans op niet-armoede met de voorspelde kans met en zonder activeringsmaatregel

In figuur 2.3 merken we allereerst dat ons model opnieuw de geschatte kans op niet-armoede zeer goed benadert (vergelijk het verloop van de kruisjes en de ruitjes).

Het directe effect van activering (weergegeven door de curve met driehoekjes) is enorm: tewerkstelling verhoogt onmiddellijk en substantieel de kans om uit de armoede te geraken. Na twaalf maanden is het verschil tussen de kans op niet-armoede met en zonder activeringsmaatregel maximaal: ongeveer 23% van de betrokkenen zijn, in netto-termen, uit de armoede ontsnapt dankzij het activeringsprogramma. Vanaf de dertiende maand neemt dit effect echter af om twee redenen:

- het effect van de maatregel heeft bijna zijn plafond bereikt, terwijl de transitiekans uit de armoede ook zonder activering zachtjes blijft stijgen (dit laatste wordt in de literatuur het deadweight-effect genoemd);
- de activeringsperiode is ten einde. In figuur 2.2 zagen we dat op langere termijn meer dan 60% van de doelgroep opnieuw in de werkloosheid verzeilt (tenminste, in de veronderstelling dat de kwaliteit van het activeringsaanbod overeenstemt met de gemiddelde kwaliteit van de jobs die doorgaans door deze doelgroep worden uitgeoefend).

Het netto-effect van de activering halveert ongeveer elke twintig maanden, tot er 4 jaar na het beëindigen van de activeringsperiode nog 3,7% verschil (in kans op

niet-armoede) overblijft. De effecten van een tijdelijk activeringsprogramma blijken dus helaas ook grotendeels tijdelijk te zijn.

**Tabel 2.2** Impact van activering in de 'steady state'

	Totale steekproef	Substeekproef onderbeschermd in januari 1993	Substeekproef na maatregel
Kans op niet-armoede in steady state (%)	96.85	73.47	77.90
Kans op onderbescherming	2.22	14.25	11.38
Kans op minimuminkomen	0.93	12.28	10.73
Gemidd. duur niet-armoede (maanden)	1117	107.4	134.8
Gemidd. duur onderbescherming	7.43	12.30	9.48
Gemidd. duur minimuminkomen	8.42	45.87	38.04
Mediaan duur niet-armoede	774.6	75.09	94.08
Mediaan duur onderbescherming	6.18	9.42	7.50
Mediaan duur minimuminkomen	7.90	34.22	28.36

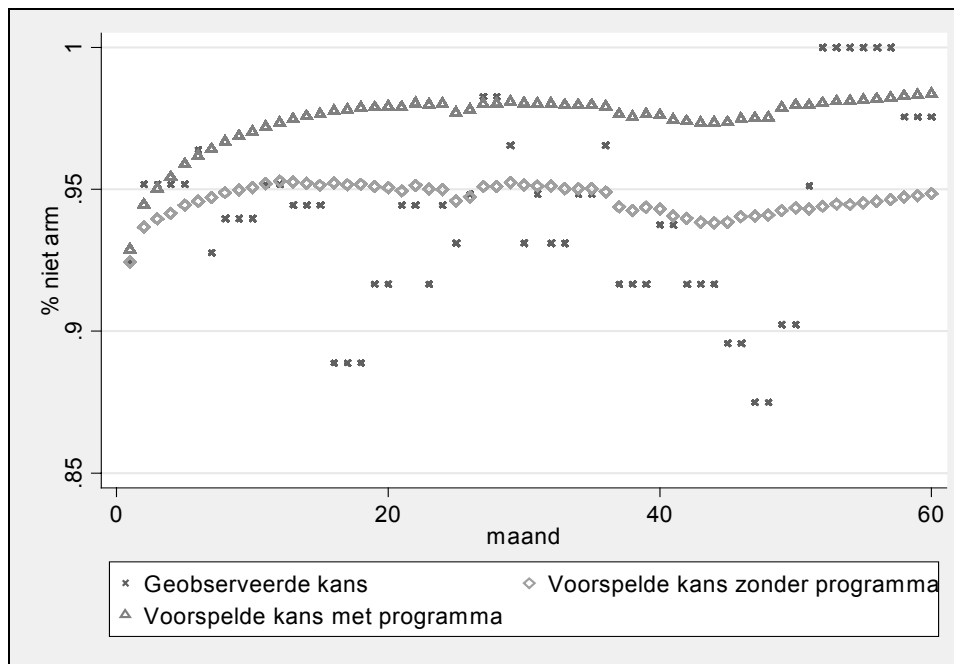
De beperkte impact van het activeringsbeleid op de steady state armoede valt op in tabel 2.2: bij de doelgroep valt de armoedegraad terug van 26,5 tot 22,1%. Positief is vooral dat de gemiddelde duur van armoedespells korter wordt.

## 5. Derde strategie: minimum-kwalificaties

Het nieuwste paradigma in de armoedebestrijding is dat van de 'kennismaatschappij' waarin sociale integratie vooral vertaald wordt in termen van onderwijs en levenslang leren. We vertalen dit paradigma praktisch naar een programma waar iedereen die geen diploma hoger secundair onderwijs heeft, aangemoedigd wordt dit alsnog te halen. Hierbij onderscheiden we twee varianten: (a) de jeugd-variant, toegepast op alle -25-jarigen, en (b) de 'learnfare-variant', toegepast op alle ongekwalificeerde armen tot 50 jaar.

In de eerste variant bestaat de doelgroep enkel uit jongeren (arm of niet-arm) en veronderstellen we dat iedereen die jonger is dan 25 jaar en volgens de informatie uit de PSBH nog geen diploma hoger secundair heeft, er op 1 januari 1993 alsnog een behaalt. Het gaat hier om 192 individuen uit onze steekproef. Hiervan zitten er 179 (93,23%) boven de armoedegrens, 4 (2,08%) zijn onderbeschermd en 9 (4,69%) krijgen het leefloon. Het feit dat zo weinig ongekwalificeerde jongeren in armoede leven klinkt verrassend, maar kan vermoedelijk verklaard worden doordat velen onder hen nog bij hun ouders inwonen. De stelling dat ongekwalificeerde schoolverlaters voorbestemd zijn om in armoede terecht te komen, moet m.a.w. met een grove korrel zout genomen worden. Veel hangt blijkbaar af van hun

'sociaal kapitaal', beginnend bij de bescherming die hun familie kan bieden. Maar aangezien we een periode van vijf jaar overschouwen, houdt het model impliciet toch rekening met de periode na het verlaten van het ouderlijk huishouden. Toch draagt een diploma van het hoger secundair onderwijs nog bij tot een verdere verlaging van de armoedekans. Bovendien blijven de curven 'met' en 'zonder' de maatregel ook na vijf jaar uiteenlopen, wat wijst op duurzame effecten.



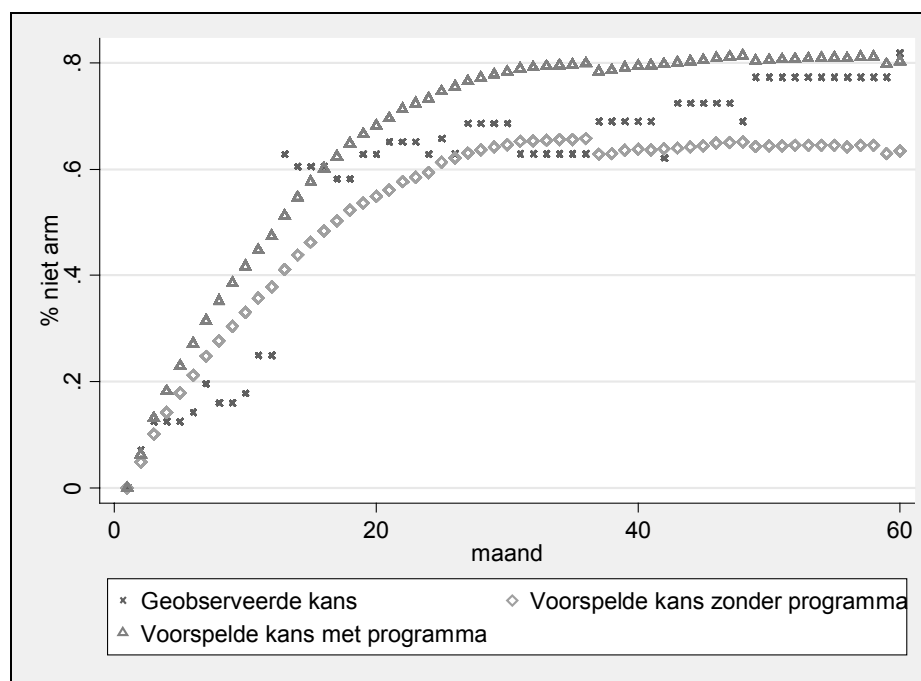
**Figuur 2.4** Strategie 'terugdringing ongekwalificeerde uitstroom' voor de doelgroep -25 jarigen: vergelijking van de geobserveerde kans op niet-armoede met de voorspelde kans met en zonder scholingsmaatregel

In tabel 2.3 wordt de impact van dit scenario op de steady-state armoede becijferd. Nogmaals valt op dat, a priori, de armoedekans onder de ongekwalificeerde jongeren beperkt is (8,1%). Dankzij het bijkomende diploma vermindert die armoedekans verder van 8,1 tot 3,2%. Bovendien weten we dat de investering in scholing een levenslange (preventieve) bescherming inhoudt, wat niet gold voor de twee vorige scenario's.

**Tabel 2.3** Impact van terugdringing ongekwalificeerd schoolverlaten (doelgroep -25 jaar) in de 'steady state'

	Totale steek- proef	Substeekproef onderbeschermd in januari 1993	Substeekproef na maatregel
Kans op niet-armoede in steady state (%)	96.85	91.88	96.80
Kans op onderbescherming	2.22	3.28	2.07
Kans op minimuminkomen	0.93	4.84	1.13
Gemidd. duur niet-armoede (maanden)	1117	348	725
Gemidd. duur onderbescherming	7.43	6.90	5.23
Gemidd. duur minimuminkomen	8.42	17.99	10.69
Mediaan duur niet-armoede	775	242	503
Mediaan duur onderbescherming	6.18	5.8	4.80
Mediaan duur minimuminkomen	7.90	13.67	9.37

De *tweede variant* van het scenario 'minimum-kwalificatie' viseert een ruimere leeftijdsgroep, maar is anderzijds toegespitst op personen die leven op of onder het leefloon. De effecten van deze variant worden gesimuleerd door aan alle personen beneden 50 jaar die onderbeschermd zijn of in de bijstand zitten en geen diploma hoger secundair onderwijs hebben er (artificieel) een toe te kennen. Het gaat om 67 respondenten uit de steekproef.



**Figuur 2.5** Strategie 'minimum-kwalificatie' (learnfare) - doelgroep -50 jarige armen)

In figuur 2.5 zien we opnieuw dat de effecten van scholing langdurig zijn. De kans op niet-armoede stijgt met ongeveer 17%. Hetzelfde geldt voor de steady state. Vooral de gemiddelde duur van afhankelijkheid van het leefloon vermindert drastisch: zonder kwalificatie is men gemiddeld véél langer aangewezen op het gewaarborgd minimuminkomen (meer dan vijf jaar). Een diploma secundair onderwijs reduceert die duur met zowat 28 maanden.

**Tabel 2.4** Impact van minimum-kwalificatie (learnfare) (doelgroep -50 jarige armen) in de 'steady state'

	Totale steekproef	Substeekproef onderbeschermd in januari 1993	Substeekproef na maatregel
Kans op niet-armoede in steady state (%)	96.85	63.90	80.89
Kans op onderbescherming	2.22	14.41	10.80
Kans op minimuminkomen	0.93	21.70	8.31
Gemidd. duur niet-armoede (maanden)	1117	67	123
Gemidd. duur onderbescherming	7.43	12.85	9.96
Gemidd. duur minimuminkomen	8.42	64.77	38
Mediaan duur niet-armoede	775	48	86
Mediaan duur onderbescherming	6.18	9.75	7.80
Mediaan duur minimuminkomen	7.90	46.18	28.40

De lezer zal wellicht een nog groter effect verwacht hebben. We moeten inderdaad toegeven dat zelfs scholing blijkbaar ook geen panacee tegen de armoede is. We mogen niet vergeten dat armoede vaak het gevolg is van een cumulatie van factoren op het vlak van scholing, arbeid, gezondheid, cultuur, gezinsrelaties enz. Het verzekeren van een kwalificatie zal m.a.w. niet als bij toverslag de andere hinderpalen wegnemen om uit de armoede te raken. Bovendien is de haalbaarheid van deze strategie op zich ook niet evident: ze zal grote inspanningen vergen om het onderwijs effectiever en aantrekkelijker te maken voor een doelgroep die thans een erg negatieve ervaring aan de school overhoudt.

## 6. Besluit

De simulaties in dit hoofdstuk hadden niet tot doel om exacte voorspellingen te maken, noch om zeer gedetailleerde maatregelen te simuleren. Bij de definiëring van strategieën en maatregelen moet rekening gehouden worden met de beperkingen van de PSBH-gegevens. Toch menen we te kunnen besluiten dat ons model nuttige en zinvolle inschattingen oplevert van mogelijke scenario's om de armoede te bestrijden.



Zo kunnen we uit de simulaties besluiten:

- dat een meer sluitende minimumbescherming weliswaar de armoedekloof kan dichten, maar op termijn het aantal armen dreigt te verhogen, vanwege het armoedevaleffect dat in de bijstand ingebakken zit. Het is bijgevolg geraadzaam om deze aanpak te combineren met andere maatregelen om de uitstroom uit de bijstand te verhogen;
- dat activering zeer gunstige netto-effecten heeft op korte termijn; maar dat deze na 5 jaar tot hoogstens 1/4 van hun oorspronkelijk niveau terugvallen. De duurzaamheid van de effecten hangt natuurlijk sterk af van de kwaliteit van het activeringsprogramma en de mate waarin men doorstroming kan realiseren na afloop;
- dat het verzekeren van minimum-kwalificaties de meest duurzame effecten oplevert. Vooral wanneer men deze strategie zou concentreren op individuen die in armoede leven zal de impact substantieel en duurzaam zijn.<sup>6</sup>

Bij de onderlinge vergelijking van de drie basisstrategieën moet men voorzichtig met de cijfers omspringen: telkens is de doelgroep immers anders gedefinieerd. In de strategie 'sluitende minimumbescherming' gaat het enkel om de subgroep van 'onderbeschermden'; in de strategie 'activering' om alle niet-werkende armen; en in de derde strategie hetzij om (ongekwalificeerde) jongeren, hetzij om (ongekwalificeerde) armen beneden de 50 jaar. Om de relatieve impact van de drie strategieën toch onderling te kunnen vergelijken, worden in tabel 2.5 de netto-effecten herwogen en teruggebracht op eenzelfde noemer, nl. de initiële substeekproef armen (in januari 1993). Elk cijfer in tabel 2.5 geeft weer welke verschuivingen zich in de steady state voordoen in de armoede, in verhouding tot deze initiële groep. Bijvoorbeeld kunnen we uit de tabel afleiden dat op lange termijn, onder strategie 1 (sluitende minimumbescherming) het aantal armen netto met 3,94% zal toenemen; dit is de resultante van een daling van het aantal onderbeschermden (-3,90% van de initieel armen) en een stijging van het aantal leefloontrekkers (+7,84%).

**Tabel 2.5** Netto-impact van de drie gesimuleerde strategieën op armoede in de steady state, in verhouding tot het initieel aantal armen

	Armoede	Onder-bescherming	Leefloon
Strategie 1: sluitende minimumbescherming	+3.94%	-3.90%	+7.84%
Strategie 2: activering	-3.14%	-2.03%	-1.10%
Strategie 3a: minimumkwalificatie jongeren	-1.22%	-0.14%	-1.08%
Strategie 3b: minimumkwalificatie armen	-5.11%	-1.09%	-4.03%

<sup>6</sup> Daarmee is weliswaar nog niets gezegd over de haalbaarheid en kostenefficiëntie van deze aanpak.

De vergelijking tussen de strategieën onderling leert dat strategie 1 (bijna per definitie) het grootste effect heeft op de extreme armoede (onderbescherming), terwijl strategie 3b het meest effectief is in het reduceren van de armoede in het algemeen. Deze laatste bevinding is merkwaardig: scholing reduceert de langetermijn-armoede méér dan activering.

Hoe dan ook; lijkt de netto-impact van de drie strategieën op het eerste gezicht erg beperkt te zijn. Dit heeft te maken met de gehanteerde maatstaf (verschil in langetermijn-armoedekans in verhouding tot het totaal aantal initieel armen). Er is inderdaad een beduidend 'deadweight-effect': heel wat personen ontsnappen (gelukkig!) op lange termijn ook zonder bijkomende maatregelen uit de armoede. Als men dit deadweighteffect buiten beschouwing zou laten, zou het netto-effect van de drie strategieën veel groter lijken, maar de verhouding in relatieve effectiviteit tussen de strategieën zou niet veranderen. Overigens is de term 'deadweight' een beetje misleidend: de uitstroom uit armoede gebeurt uiteraard niet 'zomaar', ze is tenminste gedeeltelijk te danken aan een hele batterij bestaande maatregelen ter voorkoming en bestrijding van armoede.

---

## ***HOOFDSTUK 3***

### ***SOCIALE KOSTEN EN BATEN VAN DE DRIE BASISSTRATEGIEËN***

#### **1. Methodologische inleiding**

Elke maatschappelijke keuze of gehanteerde strategie ter bestrijding van structurele armoede impliceert specifieke kosten en baten, die ongelijk gespreid zijn over verschillende publieke en private stakeholders, en ook ongelijk gespreid doorheen de tijd. Het is daarom nuttig de kosten en baten voor de gemeenschap in haar geheel en de diverse actoren voor elke strategie afzonderlijk in kaart te brengen. Dit hoofdstuk wil een aanzet geven tot een dergelijke analyse voor de drie strategieën die in het vorige hoofdstuk werden gesimuleerd:

- een meer sluitende minimumbescherming, d.w.z. een 100% bereik van alle potentieel gerechtigden op het leefloon;
- het activeren van de onderbeschermden en de leefloon-cliënten;
- het verzekeren van een minimum-kwalificatie aan jongeren resp. armen.

Sociale kosten-baten analyse is een techniek die nagaat of een bepaalde investering rendabel is vanuit het standpunt van de volledige gemeenschap. Deze analyse houdt dus ook rekening met de maatschappelijke doelstellingen die de verschillende keuzen beogen. De techniek bestaat erin:

- om een zo nauwkeurig mogelijk overzicht te maken van alle kosten en baten verbonden aan elke strategie;
- dit te doen voor alle betrokken partijen (de referentiepersoon, het OCMW, de federale, regionale en lokale overheid, de RSZ, derden...);
- telkenmale met of zonder overheidsinterventie, om uiteindelijk de netto-baten te kunnen ramen.

De kosten respectievelijk baten worden idealiter uitgedrukt in geldbedragen, zodat onderlinge vergelijkbaarheid mogelijk is. Zowel actuele als toekomstige kosten en baten moeten in de analyse worden opgenomen. De toekomstige kosten en baten dienen, om vergelijkbaar te zijn, te worden verdisconteerd naar het startjaar (in casu 1993).

Wat de behandeling van herverdelingseffecten betreft, zijn er meerdere veronderstellingen mogelijk. Wij hanteren in wat volgt de eenvoudigste veronderstelling, dat kosten en baten over verschillende stakeholders heen kunnen opgeteld worden. Dit impliceert weliswaar dat eenzelfde herverdeling van rijk naar arm of van arm naar rijk geen effect heeft op de globale kosten-batenbalans.

Wegens het beperkte tijdsbestek van dit onderzoek bleek het onhaalbaar om een uitvoerige kosten-batenanalyse te maken van elk van de drie bestudeerde scenario's. Daarom wordt dit hoofdstuk beperkt tot een samenvatting van enkele resultaten uit bestaand Belgisch onderzoek, voor scenario 1 aangevuld met een paar eenvoudige bijkomende berekeningen.

Een eerste stap is het opmaken van een inventaris van alle verwachte items die kosten en baten kunnen inhouden. Dit gebeurt in de volgende bladzijden voor de drie verschillende strategieën en voor alle betrokken partijen afzonderlijk. De tabellen 3.1 tot 3.3 geven een overzicht van deze kosten en baten.

Tabel 3.1 Kosten en baten van het scenario 'sluitende minimumprotectie'

	Kosten	Baten
Individueen	<ul style="list-style-type: none"> <li>▪ Bijkomende (indirecte) belastingen op verhoogde consumptie</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>▪ Verhoogd inkomen</li> </ul>
OCMW	<ul style="list-style-type: none"> <li>▪ Directe kosten van bijkomende uitkeringen</li> <li>▪ Dossierkosten en omkadering</li> <li>▪ Verhoogde caseload op lange termijn door armoede- devaleffect</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>▪ Welzijnseffecten (toename in één of meerdere resources: menselijk, socio-cultureel en materieel kapitaal)</li> </ul>
Overheid	<ul style="list-style-type: none"> <li>▪ Tussenkomst in verhoogde caseload op lange termijn</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>▪ Indirecte belastingen op gestegen consumptie</li> </ul>
Derden		<ul style="list-style-type: none"> <li>▪ Daling van sociale kosten van armoede (criminaliteit, gezondheidszorg, sociale hulpverlening, ...)</li> <li>▪ Positieve spill-over effecten op bv. gezinsleden van de begunstigde</li> </ul>

Tabel 3.2 Kosten en baten van activering

	Kosten	Baten
Individuele/ deelnemers	<ul style="list-style-type: none"> <li>▪ Verlies aan vrije tijd tijdens deelname aan project</li> <li>▪ Verminderde thuisarbeid en informele arbeid</li> <li>▪ Bijkomende indirecte belastingen op het verwachte toegenomen netto-inkomen bij deelname</li> <li>▪ Bijkomende directe kosten verbonden aan tewerkstelling tijdens en na activering (bv. vervoer, kinderopvang)</li> <li>▪ Bruto-loonkosten tijdens en na activering</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>▪ Verhoogde verwachte netto-inkomensstroom bij deelname:               <ul style="list-style-type: none"> <li>– Hogere loonsverwachting tijdens en na deelname</li> <li>– Stijging van de tewerkstellingskans na deelname door o.a. een toename van de beroepskwalificaties</li> <li>– Welzijnseffecten: toename in één of meerdere resources (=menselijk, socio-cultureel en materieel kapitaal)</li> </ul> </li> <li>▪ Opbrengsten uit de bedrijfsactiviteit</li> </ul>
Project/Promotoren/Derde werkgevers	<ul style="list-style-type: none"> <li>▪ Alternatieve opbrengst gerealiseerd door niet-deelnemers</li> <li>▪ Omkaderingskost= loonkost van de omkadering</li> <li>▪ Werkingskost/ productiekost= andere kosten</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>▪ Overheidssubsidies (van de Europese, Federale, de Regionale en de lokale overheden)</li> <li>▪ Verhoogd arbeidsrendement na activering:               <ul style="list-style-type: none"> <li>– Beter geschoolde arbeidskrachten</li> <li>– Beter aansluiting bij gevraagde kwalificaties</li> <li>– Daling aanwervingskost (omwille van signaaleffect)</li> </ul> </li> </ul>

Tabel 3.2 Kosten en baten van activering (vervolg)

	Kosten	Baten
Europa		
Federale Overheid	<ul style="list-style-type: none"> <li>▪ Subsidies van Europa (bv. ESF-subsidies)</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>▪ Toename van directe en indirecte belastingontvangsten</li> </ul>
RSZ	<ul style="list-style-type: none"> <li>▪ Trekkingsrechten</li> <li>▪ Geactiveerde uitkeringen die worden uitbetaald aan werknemers</li> <li>▪ Bruto-vervangingsinkomen (ter vervanging van OCMW-uitkeringen) betaald aan degenen die werkloos werden van de deelnemersgroep</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>▪ Bespaarde bruto-vervangingsinkomens door verhoogde tewerkstellingskansen</li> <li>▪ Toename van werkgevers- en werknemersbijdragen aan RSZ bij deelname</li> <li>▪ Toename van werkgevers- en werknemersbijdragen aan RSZ door verhoogde tewerkstellingskans na activering</li> </ul>
Regionale en lokale overheid	<ul style="list-style-type: none"> <li>▪ Subsidies</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>▪ (eventueel) Indirecte baten: bv. milieu-baten of bepaalde werken die door de tewerkstellingsprojecten worden uitgevoerd die anders nooit zouden gebeuren</li> <li>▪ Subsidies van hogere overheden (= komt overeen met subsidiekosten van RSZ via trekkingsrechten)</li> </ul>
OCMW	<ul style="list-style-type: none"> <li>▪ Indien OCMW als werkgever optreedt: cf. infra</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>▪ Bespaard leefloon tijdens/ na activering</li> </ul>
Derden	<ul style="list-style-type: none"> <li>▪ Gratis of onder de marktwaarde geleverde goederen en diensten aan het tewerkstellingsproject (bv. gratis ter beschikking gestelde gebouwen, vrijwilligerswerk, ...)</li> <li>▪ Substitutie-effect</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>▪ Door activeringsprojecten gratis of onder de marktwaarde geleverde goederen en diensten</li> </ul>
	<ul style="list-style-type: none"> <li>▪ Verdringingseffect</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>▪ Daling van sociale kosten van armoede (criminaliteit, gezondheidszorg, sociale hulpverlening, ...)</li> <li>▪ Positieve spill-over effecten op bv. gezinsleden van de deelnemer</li> <li>▪ Multiplicator-effect</li> </ul>

Tabel 3.3 Scholing (waarborgen van een minimum-kwalificatie aan jongeren resp. armen)

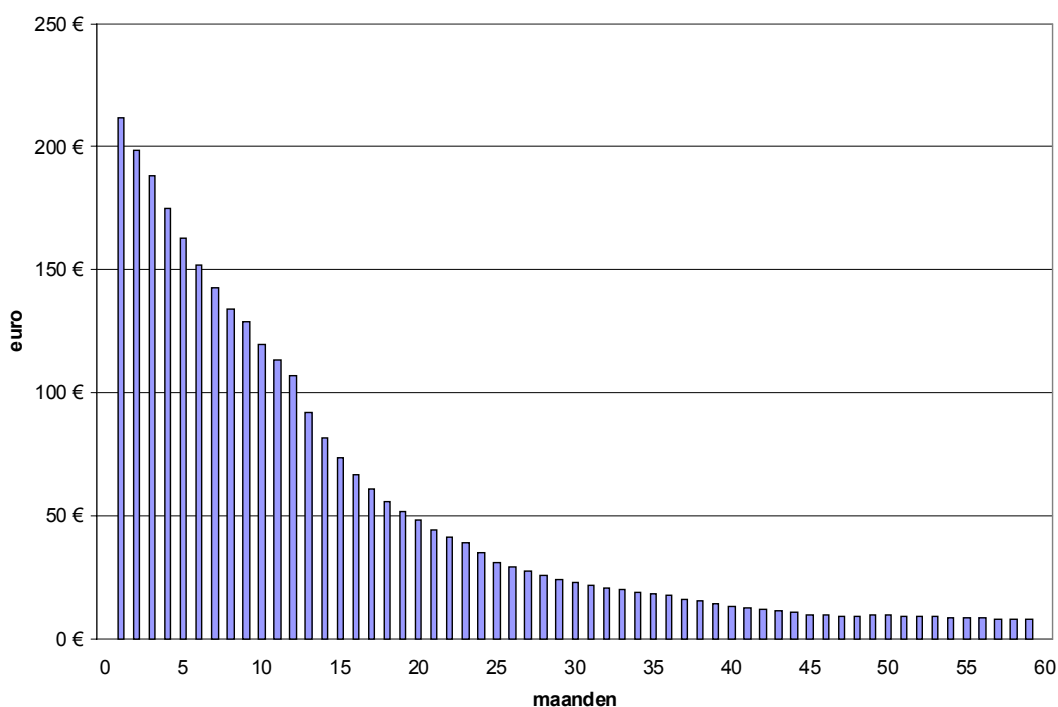
	Kosten	Baten
Individueel	<ul style="list-style-type: none"> <li>▪ Directe private kosten van onderwijs (schooluitrusting, vervoer van/ naar school enz.)</li> <li>▪ Indirecte kosten: gedeelde verwachte netto-inkomens bij verdere scholing</li> <li>▪ Verhoogde indirecte belastingen op verhoogde netto-inkomensstroom</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>▪ Verhoogde verwachte netto-inkomensstroom na scholing</li> <li>– Hogere loonsverwachting na scholing</li> <li>– Stijging van de tewerkstellingskans na scholing door o.a. een toename van de beroepskwalificaties</li> <li>▪ Welzijn op en buiten het werk (gezondheid, welbevinden, ...)</li> </ul>
OCMW	<ul style="list-style-type: none"> <li>▪ Verhoogde steun aan studenten</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>▪ Bespaard leefloon op langere termijn</li> </ul>
Federale overheid	<ul style="list-style-type: none"> <li>▪ Gedeelde belastingen op (gedeerde) inkomens tijdens verlengde schoolloopbaan</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>▪ Verhoogde opbrengsten uit belastingen op langere termijn (directe, indirecte)</li> </ul>
Gemeenschaps-overheid	<ul style="list-style-type: none"> <li>▪ Investering in onderwijs op secundair niveau (salarissen, werking, investeringen)</li> </ul>	
RSZ	<ul style="list-style-type: none"> <li>▪ Gedeelde werknemersbijdragen bij langere scholing</li> <li>▪ Gedeelde werkgeversbijdragen bij langere scholing</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>▪ Bespaarde werkloosheidsuitkeringen</li> <li>▪ Verhoogde werkgevers- en werknemersbijdragen op langere termijn</li> </ul>
Derden		<ul style="list-style-type: none"> <li>▪ Positieve spillovereffecten op bv. familieleden</li> </ul>



## 2. Strategie 1: sluitende minimumprotectie

In het basisscenario wordt het inkomen bijgesteld tot het niveau van het bestaansminimum (leefloon), voor de personen die tot de categorie 'onderbeschermden' behoren. We maken voor onze schattingen abstractie van de kosten van begeleiding naar integratie of werk. In eerste instantie worden hun kansen om uit te stromen van de toestand 'onderbescherming' naar de toestand van 'niet-armoede' ongewijzigd verondersteld.

Figuur 3.1 toont de gemiddelde kost van bijpassing tot het leefloon voor alle individuen uit de steekproef die zich in januari 1993 in het statuut 'onderbescherming' bevonden. Deze geschatte waarden worden bekomen door rekening houden met de uitstroombekans uit de toestand van armoede of onderbescherming en zijn het resultaat van een projectie met het iteratieve model uit vorig hoofdstuk. De maanden duiden op de 60 maanden of perioden van waarneming van de steekproef, startend in januari 1993 en eindigend in december 1997.

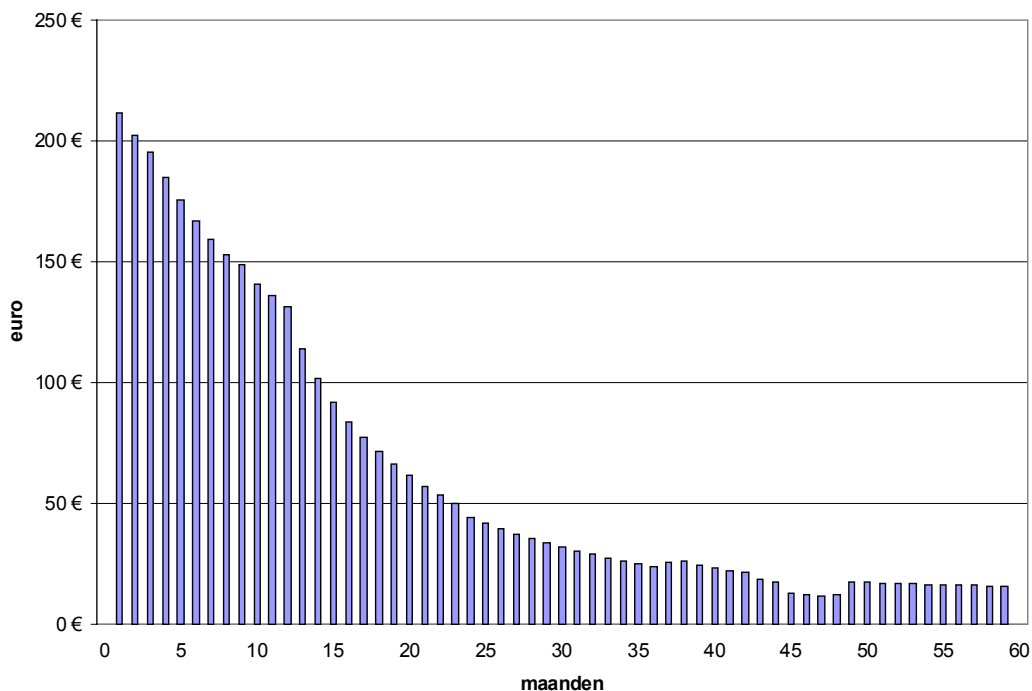


**Figuur 3.1** Verdisconteerde maandelijks gemiddelde kost van geldelijke bijpassing

De figuur toont aan dat de gemiddelde bijpassing start met een bedrag van ca. 200 € per maand, om vervolgens stelselmatig te verminderen tot ongeveer 8 € in de laatste maand. De daling is te verklaren door de cumulatieve uitstroom uit het statuut 'onderbescherming'. De totale verwachte kost per individu, na verdiscon-

tering (berekend aan 2%) over de volledige periode van 60 maanden, bedraagt 2 980 €.

Figuur 3.2 weerspiegelt dezelfde operatie, maar rekening houdend met de resulterende gewijzigde overgangskansen tussen de statuten van sociale protectie. Meer bepaald veronderstellen we dat de uitstroomkans uit armoede voor de groep 'onderbeschermden' dezelfde wordt als de uitstroomkans uit het leefloon. We zagen in hoofdstuk 2 dat het effect van de begeleiding door het OCMW overgecompenseerd wordt door het armoedevaleffect dat inherent is (was?) aan het bestaansminimum, zodat de uitstroomkansen per saldo dalen. Dit impliceert een hogere verwachte kost van het gesimuleerde scenario. De totale kost na verdiscontering over de volledige periode van 60 maanden bedraagt 3 570 €, wat bijna 20% hoger ligt dan in het basisscenario.



**Figuur 3.2** Verdisconteerde maandelijks gemiddelde kost van bijpassing en begeleiding

Naast deze louter budgettaire kost voor de *overheid* in de vorm van directe kosten van bijkomende uitkeringen en indirecte kosten zoals dossierkosten en omkaderingskosten, zijn er uiteraard voor de betrokken partijen een aantal baten. De overheid kan wellicht gedeeltelijke terugverdieneffecten verwachten via indirecte belastingen op de consumptie die voortvloeit uit het verhoogde inkomen van armen.

Voor de betrokken *individuen* zelf gaat het naast een verhoogd inkomen, om niet-financieel meetbare effecten zoals een verhoogde sociale integratie.

Tot slot zijn mogelijk ook een aantal derde partijen begunstigde van een aantal baten. Zo zullen de sociale kosten van armoede wellicht dalen (minder uitgaven in de gezondheidszorg, de sociale hulpverlening, criminaliteit). Ook kunnen positieve spill-over effecten verwacht worden, onder andere door gunstige invloed op de gezinsleden. Dit alles kan leiden tot een zichzelf versterkend positief effect.

Eén en ander laat toe om te vermoeden dat de sociale *kosten-batenbalans op korte termijn* positief uitvalt. Zelfs als we abstractie maken van de moeilijk meetbare (gunstige) effecten, wordt de budgettaire kost voor de overheid gecompenseerd door de overeenstemmende baat (verhoogd inkomen) voor het individu en zijn gezin. In termen van de totale sociale kosten en baten gaat het om een broekzak-vestzak operatie.

De balans is echter minder duidelijk op lange termijn. Als de afhankelijkheid van de bijstand toeneemt (armoedevaleffect), impliceert dit immers een verlies aan tewerkstelling en welvaart.

### 3. Strategie 2: activering

Deze strategie voorziet dat iedereen die zich in januari 1993 in het statuut 'onderbescherming' bevindt en werkloos is, een vorm van werkervaring krijgt aangeboden gedurende 1 jaar. Om de impact van deze strategie te simuleren kan verwezen worden naar eerdere onderzoeken naar de sociale doelmatigheid van herinschakelingsprojecten voor achtergestelde groepen.

De cijfers in deze sectie gelden slechts ter illustratie. Ze zijn volledig gebaseerd op een eerder onderzoek omtrent de kosten en baten van een garantieplan voor langdurig werklozen (Vleugels et al., 1998). We zetten uiteen wat een tijdelijke job en/of een beroepsopleiding voor de overheid kost aan subsidies. Onder overheid verstaan we hier het geheel van de federale overheid, de regionale overheden, en de sociale zekerheid. Uit de studie van Vleugels et al. kiezen we de geraamde kost van activering voor de groep van meest kansarmen op de arbeidsmarkt, nl. diegenen die meer dan vijf jaar werkloos zijn. Waarschijnlijk beantwoordt deze aanname inzake arbeidsverleden het best aan het profiel van de 'onderbeschermden' in onze data. In het gesimuleerde programma heeft een individu dan het recht op een tijdelijke job om werkervaring op te doen in combinatie met een beroepsopleiding. Deze kosten worden nader geschat in elk circuit per jaar, waarna een gemiddelde kostprijs per individu kan berekend worden.

### 3.1 Kosten en baten van de aangeboden werkervaring voor de overheid

Dergelijke werkervaringsjobs kunnen in verschillende circuits gegenereerd worden: in de private profit sfeer (mits voldoende subsidies vanwege de overheid), in de non-profit en in de publieke sector. *Private (for-profit) werkgevers* dienen gecompenseerd te worden voor de lagere productiviteit en opleidingskosten van doelgroepwerknemers. Het productiviteitsverlies wordt gelijkgesteld aan 50% van de globale loonkost en we gaan ervan uit dat de overheid dit volledig wenst te compenseren. Ten dele gebeurt deze compensatie via de 100% vrijstelling van patronale RSZ-bijdragen. Het resterend bedrag noemen we de productiviteitspremie, het bedrag dat aan de werkgever door de overheid (RVA) wordt bijgepast.

De globale gemiddelde opleidingskost (anno 1996) wordt geschat op 3 421 € per persoon per jaar, of 400 uren aan een kostprijs per cursusuur van 8,5 €. Deze kosten bekomen we door ons te baseren op de totale uitgaven van de VDAB aan beroepsopleidingen, en te delen door het aantal gerealiseerde uren aan beroepsopleiding. De gemiddelde duur van een opleiding werd geschat aan de hand van de opleidingsduur in het kader van ESF-doelstelling 3 en de VDAB-opleiding.

Tabel 3.4 toont de kosten voor de overheid van een tijdelijke job in de private profit sector (cijfers jaar 1998). Gesteld dat de opleidingskost volledig tijdens dit ene jaar van activering in rekening wordt gebracht, bedraagt de totale kost voor de overheid 6 959 € per jaar.

**Tabel 3.4** Kosten voor de overheid van een tijdelijke job in de private sector gedurende één volledig jaar

	Kosten
Productiviteitspremie	3 539 €
Opleidingspremie	3 420 €
Totaal	6 959 €

Bij tewerkstelling in de *publieke sector* worden de volledige loonkost en de opleidingskost door de overheid als werkgever zelf gedragen. Wel kan zij daarvan een deel recupereren via belastingsopbrengsten en RSZ-bijdragen. Wat overblijft is een kost ten belope van 14 309 € per jaar (cijfers jaar 1998). Dit bedrag is de som van het nettoloon van de doelgroepwerknemer en de opleidingskost.

**Tabel 3.5** Kosten van een tijdelijke activering bij de overheid

	Kosten
Brutolonen	10 889 €
Opleidingspremie	3 420 €
Totaal	14 309 €

Bij tewerkstelling in de *private non-profit sector* moet bovenop de loonkost en de opleidingskost ook een compensatie voorzien worden voor omkadering. We veronderstellen immers dat het hier gaat om nieuwe initiatieven waarvoor nog geen omkadering voorhanden is (in tegenstelling tot het reguliere private en publieke circuit). Deze omkaderingspremie wordt gelijkgesteld aan 20% van het brutoloon. Voor de projecten blijft een 100% vrijstelling van de werkgeversbijdragen gelden. Vooral de omkaderingspremie maakt dat de totale kost van deze vorm van tijdelijke activering hoog uitvalt.

**Tabel 3.6** Kosten voor de overheid van een tijdelijke job gedurende één volledig jaar in de private non-profit sector

	Kosten
Brutolonen	10 889 €
Opleidingskost	3 420 €
Omkaderingspremie	2 178 €
Totaal	16 487 €

Uit het voorgaande blijkt dat de kost voor de overheid het grootst is voor de tewerkstelling in de *private non-profit sector*, gevolgd door de publieke sector en de *private profit-sector*.

Elke vorm van tijdelijke tewerkstelling komt overeen met een welbepaalde kostensamenstelling en kostengrootte. Indien we willen komen tot een gemiddelde kost per jaar per persoon is het nodig een verdeelsleutel te hanteren. Op basis van buitenlandse vergelijkingen, komen we tot volgende verdeling: *private profit* (30%), *private non-profit* (50%), *publieke sector* (20%). Het grote gewicht van de *private non-profit* is daarbij gerechtvaardigd door de noodzakelijke begeleidingsinspanningen van de werklozen.

Tabel 3.7 geeft dan de gemiddelde gewogen kost per jaar per persoon voor de overheid voor een tijdelijke job van één jaar.

**Tabel 3.7** Gemiddelde jaarlijkse kost voor de overheid van een tijdelijke job

	% totaal	Kosten
Privaat	0.30	6 959 €
Publiek	0.20	14 309 €
Non-profit	0.50	16 487 €
Gewogen gemiddelde	1	<b>13 191 €</b>

Na weging voor de verschillende tewerkstellingsvormen kost een jaar werkervaring, gecombineerd met beroepsopleiding, aan de overheid 13 191 € per persoon ofwel 1 099 € per maand (in prijzen van 1998) - tenminste, op basis van de veronderstellingen van Vleugels et al. (1998). Zonder beroepsopleiding wordt de kost beperkt tot 9 771 € per jaar.

Men zou kunnen aannemen dat niet alle gerechtigden een volledig jaar activering behoeven, omdat sommigen voortijdig ander werk vinden. Uit de PSBH blijkt echter dat dit 'spontane' uitstroompercentage naar werk zeer klein is: voor onze substeekproef uit 1993 blijkt dat gemiddeld slechts 5% van de doelgroepwerknemers op eigen kracht een (voldoende lonende) job vinden in het reguliere arbeids-circuit.

Tegenover de kosten van het activeringsprogramma staan er ook baten. De tewerkgestelden in de publieke en non-profit sector leveren immers diensten aan de gemeenschap, die een maatschappelijke waarde hebben. Weliswaar moeten we rekening houden met het lagere rendement van de werknemers in werkervaringsjobs, al is het maar omdat een deel van de arbeidstijd aan opleiding besteed wordt. Vleugels et al. nemen aan dat, zoals voor private werkgevers, het arbeidsrendement in de publieke en social-profit banen 50% van de bruto-loonkost bedraagt.

### 3.2 Overige kosten en baten van activering

Voor de *individuen* of deelnemers zijn er eveneens kosten verbonden aan de tijdelijke activering. Zo kan deelname aan een activeringsproject leiden tot een verlies aan vrije tijd en minder mogelijkheden tot het verrichten van thuisarbeid en informele arbeid. Voor werklozen wordt vaak aangenomen dat deze opportu-niteitskost beperkt is, omdat werkloosheid eerder gepaard gaat met verveling en depressie dan met alternatieve activiteiten.

Daarnaast worden er indirecte belastingen betaald op de consumptie die voortvloeit uit het toegenomen inkomen. Ook zijn er een aantal directe kosten verbonden aan de tewerkstelling zoals vervoerskosten en kinderopvang. Anderzijds zijn er ook baten voor het individu, waarvan sommigen zich slechts op langere termijn manifesteren. Tijdens de deelname aan het tewerkstellingsproject zal de loons-

verwachting hoger liggen, na deelname zal de tewerkstellingskans stijgen door een toename van de beroepskwalificaties. Ook spelen er een aantal welzijnseffecten mee zoals een toename in menselijk, socio-cultureel en materieel kapitaal. Waarschijnlijk ervaren deze mensen ook een hogere tevredenheid en zelfwaardering.

Wat de *private werkgevers* betreft, kunnen we eenvoudigheidshalve veronderstellen dat (hun aandeel in) de kosten van de werkervaring gecompenseerd worden door de opbrengst van het geleverde werk. Ook na doorstroming, op langere termijn, nemen we aan dat de kosten en baten van tewerkstelling voor de werkgever elkaar opheffen. Doch in de mate dat er een netto-tewerkstellingscreatie heeft plaatsgevonden (door de verhoogde inzetbaarheid van de doelgroep) impliceert de opbrengst van deze bijkomende tewerkstelling ook een macro-economische welvaartsverhoging.

De eventuele kosten van het activeringsprogramma voor derden, hebben voornamelijk betrekking op het verdringingseffect. Wanneer de aanwerving van een (ex-)doelgroepwerknemer aanleiding geeft tot jobverlies voor andere werknemers in hetzelfde of in een ander bedrijf, is er sprake van verdringing.

De baten aan derden omvatten o.a. goederen en diensten die door het werkervaringsproject onder de marktwaarde geleverd worden (zoals onderhoud van groenperken of renovatie van openbaar erfgoed). Bijkomend denken we ook aan de daling van de sociale kosten van armoede (criminaliteit, gezondheidszorg, hulpverlening).

De veelheid van kosten en baten voor verschillende partijen maakt het moeilijk om een *globale balans* op te maken op het niveau van de gemeenschap. Vleugels et al. (1998) komen echter tot een ondubbelzinnig positief eindoordeel. Zij pleiten zelfs voor de invoering van een garantieplan, dat aan elke werkzoekende na een gegeven werkloosheidsduur een opleiding en werkervaring waarborgt. Zowel voor de overheid als voor de gemeenschap als geheel voorspellen de auteurs een positief rendement op langere termijn (weliswaar op basis van simulaties, eerder dan een ex-post evaluatie).

Nochtans zijn er ook ex-post evaluaties beschikbaar die deze stelling staven. Nicaise (1996b; 2002) schatte de kosten en baten van de TOK-projecten van OCMW's, voortbouwend op twee eerdere follow-up studies waarin de netto-tewerkstellingseffecten van deze projecten op lange termijn werden gemeten. De analyse wees in de richting van beduidende terugwinningseffecten, zowel voor de overheid als voor de gemeenschap. Rubbrecht et al. (2005) evalueerden in detail de langetermijneffecten van diverse voorzieningen voor sociale tewerkstelling (leerwerkcentra, sociale werkplaatsen en invoegbedrijven). Het sociale netto-rendement van leerwerkcentra bedraagt volgens deze studie, binnen een tijdshorizon van 5 jaar, ca. 25 € per gesubsidieerd uur werkervaring. Bij invoegbedrijven bleek het netto-rendement lager te zijn, en in sociale werkplaatsen zelfs negatief (omdat de subsidie aan sociale werkplaatsen onbeperkt is in duur).

Samenvattend kunnen we redelijkerwijze aannemen dat activering loont, niet alleen in termen van integratie, maar ook in termen van overheidsbudget én van sociale kosten-batenbalans.

#### **4. Strategie 3: minimum kwalificaties**

De derde gesimuleerde strategie wil zoveel mogelijk jongeren resp. armen een startkwalificatie bezorgen op het niveau van het hoger secundair onderwijs.

##### **4.1 Kosten en baten van scholing voor de overheid**

De kosten voor de *overheid* situeren zich vooral op het niveau van investering in onderwijs op secundair niveau. Salarissen van onderwijzend personeel, werkingskosten van scholen, investering in infrastructuur, e.d. Uit cijfers van het departement onderwijs van de Vlaamse Gemeenschap blijkt dat de kostprijs per leerling in het gewoon secundair onderwijs in 2004 gemiddeld 7 051 € bedraagt. In 1993 bedroeg de kostprijs 4 791 € per jaar per leerling. Een belangrijke onbekende is echter de gemiddelde tijd die nodig is om voortijdige schoolverlaters alsnog aan een kwalificatie te helpen. Enerzijds hebben heel wat jongeren vermoedelijk reeds een deel van hun HSO-studiecyclus doorlopen. Anderzijds liggen de slaagkansen voor deze doelgroep eerder laag, waardoor het doorlopen van de cyclus tot een diploma vertraging kan oplopen.

Naast de directe kosten voor de inrichting van het secundair onderwijs, zijn er ook indirecte kosten voor de overheid in rekening te brengen. Door het verminderen van de ongekwalificeerde uitstroom, worden de schoolloopbanen verlengd. Dit zorgt ervoor de individuen later de arbeidsmarkt betreden en dus ook tijdens de jaren van scholing geen inkomstenbelasting betalen aan de overheid. De SZ zal analoog ook minder opbrengsten ontvangen van patronale bijdragen en werknemersbijdragen als gevolg van de langere scholing. Anderzijds kunnen deze gedeelde opbrengsten op langere termijn gecompenseerd worden door bespaarde werkloosheidsuitkeringen en verhoogde werkgevers- en werknemersbijdragen. Voor de federale overheid kan dit een verhoogde opbrengst uit directe en indirecte belastingen betekenen.

##### **4.2 Overige kosten en baten van scholing**

Vanuit het standpunt van het *individu*, kunnen vele bestedingen aan opleidingsactiviteiten beschouwd worden als een investering in menselijk kapitaal. De deelname aan de opleidingsactiviteit impliceert een directe en indirecte kost (in termen van geld en/of tijd), maar eenmaal de activiteit succesvol afgerond, zal deze eenmalige kost gepaard gaan met een potentieel levenslange stroom van baten of



opbrengsten. Hierbij moet men ook rekening houden met niet-financiële of zelfs niet-kwantificeerbare kosten en baten.

Bij de directe kosten denken we aan de kost van bepaalde leermiddelen (boeken, didactisch materiaal), de vervoerskosten van een naar de plek van opleiding. Daarnaast zijn er ook indirecte kosten verbonden aan opleiding. Zo is er de opportuiniteitskost van de aan onderwijs gespendeerde tijd. Immers, indien men niet studeert, kan men deze tijd benutten om een inkomen te verwerven, huishoudelijke activiteiten uit te voeren of kinderen op voeden. Die indirecte kost van onderwijs en vorming kan uitgedrukt worden als het gederfde (schaduw)loon tijdens de studieperiode. Zeker in het scenario 'learnfare' (gericht op armen) is het belangrijk dat de overheid het individu volledig compenseert voor de opgelopen kosten (zowel directe als indirecte). Een vormingsplicht zonder volledige dekking van de (directe en indirecte) kosten zou mensen die leven onder de armoedegrens nog meer belasten.

Naast private kosten zijn er weliswaar ook een aantal private baten die typisch verbonden zijn aan diverse vormen van opleiding. Bij de private baten op individueel niveau kan naar verschillende elementen verwezen worden (Bollens, 2004). Er zijn de positieve effecten op de inzetbaarheid, wat zich vertaalt in een verhoging van het verwacht inkomen. Er zijn ook de consumptieve baten, zoals het bekomen van een hogere sociale status, het nut dat men haalt uit het onderwijs zelf, een verhoogde efficiëntie van de huishoudelijke productie, een betere gezondheid en een langere levensverwachting. Men haalt waarschijnlijk meer voldoening uit het werk en uit de vrijetijdsbesteding. Ook op andere domeinen haalt men nut uit het loutere feit dan men meer kent of grotere vaardigheden heeft. Tot slot is er de baat die voortvloeit uit het feit dat additionele kennisverwerving en bijkomende opleidingen gemakkelijker worden, dit speelt overigens niet alleen direct, maar ook indirect, in de zin dat men bv. zijn kinderen beter kan bijstaan in hun leerproces. Voorts voorziet de overheid ook in bepaalde compensatiemechanismen die er voor zorgen dat de financiële en tijdsdrempel voor toegang tot opleiding verlaagd worden. Denken we hierbij aan de studietoelagen, kinderbijlagen, opleidingscheques, het betaald educatief verlof en het opleidingskrediet. Aangezien het hier gaat om transfers van de overheid naar het studerend individu, zullen deze stromen de totale sociale netto-kost niet beïnvloeden (tenzij ze aanleiding geven tot een verhoogde belastingdruk).

Naast de baten en kosten voor het individu en voor de overheid zijn er ook *spill-over effecten voor derden*. Dit deel van het sociaal rendement kan zich op meerdere wijzen manifesteren. De werking van de arbeidsmarkt zal hoogstwaarschijnlijk verbeteren. Met een beter opgeleide beroepsbevolking kunnen problemen van "skill matching" worden voorkomen, kan de werkloosheid dalen en kan de werkzaamheidsgraad stijgen. Een hogere werkzaamheidsgraad verbreedt het draagvlak van de sociale zekerheid, leidt andermaal tot minder uitgaven in de werkloosheidsverzekering en hogere directe en indirecte belastingsontvangsten. Als gevolg van de progressieve belastingsschijven leidt een verhoging van het gemid-

deld arbeidsinkomen ook tot meer belastingsontvangsten. Voorts zijn er ook de positieve effecten op het innovatie- en aanpassingsvermogen van de beroepsbevolking, op de volksgezondheid en de gemiddelde levensverwachting.

Er bestaat vooralsnog geen raming van het sociaal netto-rendement van onderwijs voor België. Nicaise (1996a) heeft private opbrengstvoeten van onderwijs geschat, en kwam voor het hoger secundair onderwijs tot een gemiddeld rendement boven de 10%. De opbrengstvoet bleek echter ook gecorreleerd te zijn met de sociale afkomst: kinderen uit lagere sociale milieus hebben om diverse redenen (discriminatie op de arbeidsmarkt, andere intergenerationele transmissiemechanismen) minder baat bij voortgezet onderwijs dan kinderen uit hogere sociale milieus. Voorts blijkt uit internationaal onderzoek (Psacharopoulos & Patrinos, 2002) dat de sociale opbrengstvoeten van onderwijs typisch lager liggen dan de private. Men mag dus ook niet blind geloven in de effectiviteit van onderwijs als hefboom van armoedebestrijding. Bovendien liggen de slaagkansen voor deze groep eerder laag en behoeven zij meer omkadering om resultaten te halen. Uit het tweede hoofdstuk bleek overigens dat scholing niet het wondermiddel is tegen armoede. Het effect van het diploma is minder groot dan verwacht o.a. omdat armoede vaak het gevolg is van een cumulatie van factoren op het vlak van scholing, arbeid, gezondheid, cultuur, gezinsrelaties enz. Het rendement is dus niet spectaculair waardoor de sociale kosten-batenanalyse minder positief uitvalt. Verder onderzoek hierover is aangewezen.

## 5. Besluit

In dit hoofdstuk werden de economische implicaties van de drie geselecteerde strategieën van armoedebestrijding onderzocht: het sluitend maken van de sociale minimumbescherming, activering en het waarborgen van minimumkwalificaties. Hierbij werd vooral gefocust op de kosten voor de overheid van de diverse strategieën, met daarnaast een kwalitatieve analyse van de overige sociale kosten en baten.

De *sluitende minimumprotectie* leidt (in lopende prijzen van 1993-97) tot een directe budgettaire meerkost van 2 980 € per persoon over een periode van 5 jaar indien het enkel gaat over een geldelijke bijpassing tot het leefloon. Als door de verhoogde transfers ook de transitiekansen van de betrokken doelgroep gelijkgeschakeld worden met die van bijstandsccliënten, loopt de directe kost voor de overheid op tot 3 570 € per individu over 5 jaren. Het feit dat de kost voor de overheid toeneemt is vermoedelijk te wijten aan de armoedeval die inherent is aan klassieke bijstandssystemen. De globale kosten-batenbalans voor de gemeenschap als geheel zal, om dezelfde reden, op lange termijn vermoedelijk licht negatief uitvallen.

De tweede strategie, een *activeringsaanbod* gedurende een periode van 1 jaar, kost de overheid naar schatting gemiddeld 9 800 à 13 200 € per jaar aan directe meeruitgaven. Deze hoge kost is deels verklaarbaar door de intensieve begeleiding en de toegekende productiviteits- en opleidingspremies door de overheid aan de voorzieningen. Uit diverse onderzoeken kunnen we echter afleiden dat kwaliteitsvolle activeringsprogramma's op termijn een sociale netto-baat opleveren.

De derde strategie is het bevorderen van *minimum-kwalificaties* voor alle jongeren resp. armen. Dit kan beschouwd worden als een investering in menselijk kapitaal, die gewoonlijk eveneens een netto-baat oplevert aan de gemeenschap - alhoewel we geen precieze cijfers kunnen vooropstellen.



---

## ALGEMEEN BESLUIT

In dit onderzoek werd voor de eerste maal een *dynamisch simulatiemodel* uitgewerkt dat de korte- en langetermijneffecten van beleidskeuzen op de armoede evalueert. Het model is een gezamenlijk Markov-model voor arbeidsmarktparticipatie en armoede, waarbij rekening werd gehouden met endogeniteit van de initiele condities. Er wordt eveneens gecorrigeerd voor de endogeniteit van bereikte onderwijsniveaus. Die correcties zijn noodzakelijk om zuivere schattingen te verkrijgen. Armoede wordt multidimensionaal gemodelleerd (d.w.z. rekening houdend met de samenhang tussen levensdomeinen zoals leren - werken - inkomen enz.) waarbij we 3 armoedetoestanden beschouwen: niet-arm, minimum inkomen en onderbescherming (d.i. inkomen beneden de wettelijke minimumdrempel).

Ons simulatiemodel laat toe de *korte- en langetermijneffecten* van maatregelen prospectief te evalueren in plaats van aangewezen te zijn op louter retrospectieve beoordeling van maatregelen uit het verleden (vaak met veel vertraging).

Bij wijze van test werden drie concrete armoedebestrijdingsstrategieën geëvalueerd: een meer sluitende minimumbescherming door het leefloon, een activeringsprogramma en tenslotte het bevorderen van minimumkwalificaties bij bepaalde doelgroepen. Deze strategieën vertegenwoordigen opeenvolgende beleidsparadigma's van de na-oorlogse welvaartsstaat: de verzorgingsstaat (die inkomens en diensten verzekert), de actieve welvaartsstaat (die de arbeidsparticipatie centraal stelt) en de kennissamenleving (waar het levenslang leren de motor van welvaart is). Uit de eerste simulaties blijkt meteen het belang van het onderscheid tussen korte- en langetermijneffecten:

- een meer *sluitende minimumbescherming* reduceert op korte termijn het probleem van de onderprotectie, maar verhoogt op langere termijn de afhankelijkheid van het leefloon. Deze aanpak blijft daarom niet minder wenselijk, maar kan best gepaard gaan met een intensieve begeleiding om verdere integratie (op de arbeidsmarkt en in de samenleving) te stimuleren;
- *activering* van leefloongerechtigden heeft een sterke positieve impact op korte termijn, maar dit effect dooft geleidelijk uit, deels omdat de doelgroep zich met tijdelijke steun niet volledig kan integreren op de arbeidsmarkt, en deels

- omwille van deadweighteffecten (dit laatste geldt voor elke strategie van armoedebestrijding);
- het waarborgen van *minimumkwalificaties* heeft potentieel de sterkste impact op langere termijn, vooral indien men deze strategie toespitst op individuen die in armoede leven (eerder dan op schoolverlaters).

Hiermee is meteen bevestigd dat de verschuiving in beleidsparadigma's (m.n. van de 'actieve welvaartsstaat' naar de 'kennissamenleving') haar merites heeft. Uiteraard is er geen tegenstelling tussen de vermelde paradigma's: ze vullen elkaar eerder aan, maar toch kan het ene meer effectief zijn dan het andere in het bestrijden of voorkomen van armoede.

Naast het simuleren van strategieën hebben we ook een aanzet willen geven tot *sociale kosten-batenanalyse*. De belangrijkste (nog steeds tentatieve) bevindingen van deze benadering zijn dat strategie 1 (sluitende minimumbescherming) op langere termijn meerkosten met zich meebrengt, terwijl de twee andere strategieën vermoedelijk netto-baten zullen genereren. Daarbij is het van belang om ook rekening te houden met de verdeling van kosten en baten over verschillende betrokken partijen. Er moet vooral vermeden worden dat degenen die met armoede bedreigd worden met bijkomende kosten opgezadeld worden. Dit risico bestaat bv. in het scenario 'minimumkwalificaties', waarvan de indirecte kosten op korte termijn (gederfd inkomen) normaliter ten laste vallen van de persoon die studeert. De overheid moet desgevallend voorzien in een passend stelsel van studietoelagen resp. uitkeringen ter compensatie van die indirecte kost.

Voorts zijn nog andere *uitbreidingen* van het onderzoek mogelijk::

- Vooreerst kan het *gegevensbestand uitgebreid* worden tot alle golven van de PSBH. Die aanvulling is wenselijk om verschillende redenen: meer observaties laten meer verfijnde analyses toe, en meer actuele gegevens verhogen de beleidsrelevantie van het model.
- Het model zou kunnen uitgebreid worden om nog meer rekening te houden met de *multidimensionaliteit van armoede*. Naast de standaard definitie van armoede in financiële termen (inkomensarmoede) kan men een multidimensionale definitie hanteren, voortbouwend op concepten uit de moderne welvaartstheorie (we denken met name aan de 'vermogensbronnen' van Dworkin en de capaciteitenbenadering van Sen).
- Ten derde kan het *schattingsmodel* verder verfijnd worden door gebruik te maken van een 'mixed GEV' model. Een gegeneraliseerd extreme-waarden model (GEV) laat toe eventuele correlaties tussen de armoedetoestanden te modelleren zonder een beroep te moeten doen op numerieke integratie of simulatie. Gemengde modellen laten toe gebruik te maken van de panel-dimensie van de data.

- 
- Een vierde uitbreiding betreft de *waaier van armoedebestrijdingsmaatregelen* die onder de loupe genomen kan worden. meerdere vormen van arbeidsmarktbeleid (activeringsmaatregelen, het wegwerken van werkloosheidsvallen, anti-discriminatiemaatregelen, enzovoort.); ingrepen in de werkloosheidsverzekering en het leefloon; het gezinsbeleid (voornamelijk maatregelen ten gunste van éé noudergezinnen en preventie van kinder-armoede). Wat scholing betreft, zouden we naast het initiële onderwijsniveau ook de invloed van levenslang leren op de armoedetransities willen kwantificeren. Voorts zijn ook simulaties denkbaar m.b.t. het huisvestingsbeleid, gezondheidsbeleid enz.
  - Tenslotte moet het luik '*kosten-batenanalyse*', waarvoor in dit onderzoek slechts een voorzet werd gegeven, verder uitgediept worden. Vaak wordt bij beleidsvoorbereiding te eenzijdig de nadruk gelegd op de directe kosten op korte termijn voor het overheidsbudget. Voor een goed sociaal beleid moet men niet alleen verder kijken dan de overheid (de gevolgen voor alle belanghebbenden moeten mee in aanmerking genomen worden) maar moeten ook de baten verrekend worden, zowel op korte als op lange termijn.





---

## REFERENTIES

- Bollens J. (2004), *De kosten & baten van deelname aan arbeidsmarktgerelateerde opleiding vanuit het perspectief van de deelnemer*, HIVA, Leuven.
- Gourieroux C., Monfort A., Renault E. & Trognon A. (1987), 'Generalised Residuals', *Journal of Econometrics*, 34(1-2), p. 5-32.
- Groenez S., Nicaise I. (2002), *Traps and springboards in European minimum income systems: the Belgian case*, Leuven: HIVA, 138p.
- Nicaise I. (1996a), *Poverty and human capital*, PhD dissertation, Departement Economische Wetenschappen, Leuven.
- Nicaise I. (1996b), 'Vis geven of leren vissen? Sociale kosten-baten analyse van de TOK-projecten van OCMW's', *Belgisch Tijdschrift voor Sociale Zekerheid*, 38(4), p. 923-937.
- Nicaise I. (ed.), *Traps and springboards in European minimum income systems: a comparison between Belgium, Denmark, Greece and the UK*, HIVA, Leuven, 27p.
- Nicaise I. (2002), 'Giving fish or teaching to fish? A cost-benefit analysis of Belgian employment-training projects for minimum income recipients', *Public Finance and Management*, 2(2), 22p.
- Nicaise I., Groenez S., Adelman L., Roberts S. & Middleton S. (2004), *Gaps, traps and springboards in European minimum income systems (2 vol.)*, HIVA/CRSP, Leuven/Loughborough.
- Psacharopoulos G. & Patrinos H. A. (2002), *Returns to investment in education: A further update*, World Bank Policy Research, Working Paper 2881, 28p.
- Rubbrecht I., Matheus N., D'Addio A. & Nicaise I. (2005), *Sociale tewerkstelling in Vlaanderen: effecten en maatschappelijk rendement op lange termijn*, HIVA, Leuven.

- Vleugels I., Ergo T., Bollens J., Heylen F. & Nicaise I. (1998), *Leven na de dop, een onderzoek naar de haalbaarheid en effectiviteit van opleidings- en werkervaringsgaranties voor langdurig werklozen in Vlaanderen*, HIVA, Leuven, 224p.
- Vos S., Struyven L. & Bollens J. (2000), *Werk, werkloos, werk: effectiviteit en kosten-batenanalyse van reïntegratieprojecten voor werkzoekenden, Eindrapport van de ex post-evaluatie van het Vlaamse ESF-programma 1997-1999*, HIVA, Leuven, 192p.

# BIJLAGE A

## ECONOMETRISCH MODEL

Om de armoede-transities en de invloed van de diverse basis-strategieën van armoedebestrijding te beschrijven, gebruiken we een econometrisch model waarbij onderwijs, werk en armoede gezamenlijk bepaald worden. We schatten dit model vervolgens in drie stappen.

### 1. Onderwijs

We veronderstellen dat het discreet geobserveerde onderwijsniveau van individu  $i$  bepaald wordt door een niet-geobserveerde 'smaak' voor onderwijs

$$s_i^* = \alpha'x_i + u_i, \quad (\text{A.1})$$

waarbij  $s_i^*$  bestaat uit een deterministisch deel ( $\alpha'x_i$ ) en een stochastisch deel ( $u_i$ ). We observeren nu één van de drie mogelijke onderwijsniveaus, afhankelijk van waar  $s_i^*$  zich bevindt ten opzichte van twee grenswaarden:

$$\begin{aligned} s_i &= 1, & \text{if } s_i^* \leq \mu_1 \\ &= 2, & \text{if } \mu_1 < s_i^* \leq \mu_2 \\ &= 3, & \text{if } \mu_2 < s_i^*. \end{aligned}$$

In de veronderstelling dat  $u_i$  identiek en onafhankelijk verdeeld is met CDF  $F$ , wordt de probabiliteit waarmee we  $s_i = 1, 2, 3$  observeren gegeven door

$$\begin{aligned} \Pr[s_i = 1 \mid x_i] &= F(\mu_1 - \alpha'x_i) \\ \Pr[s_i = 2 \mid x_i] &= F(\mu_2 - \alpha'x_i) - F(\mu_1 - \alpha'x_i) \\ \Pr[s_i = 3 \mid x_i] &= 1 - F(\mu_2 - \alpha'x_i). \end{aligned} \quad (\text{A.2})$$

Hierbij kan  $F$  eender welke distributiefunctie zijn, maar in de literatuur komen vooral de normaalverdeling (geordend probit model) en de Gumbel verdeling (geordend logit model) voor. Met de situatie  $s_i = j$  stemt de dummy  $d_{s_j;i} = 1$  overeen.

## 2. Werk

Individu  $i$  raakt aan werk als haar inzetbaarheid<sup>1</sup>

$$w_{it}^* = [\beta'_{1;0}y_{it} + \beta_{2;0}d_{s_2;i} + \beta_{3;0}d_{s_3;i}] (w_{i,t-1} = 0) + [\beta'_{1;1}y_{it} + \beta_{2;1}d_{s_2;i} + \beta_{3;1}d_{s_3;i}] (w_{i,t-1} = 1) + v_{it}, \quad (\text{A.3})$$

groter is dan de grenswaarde 0. In dit geval observeren we  $w_i = 1$ . Merk op dat de kans op werk hier toestandsafhankelijk verondersteld wordt: de kans op werk verschilt ceteris paribus naargelang men in de vorige periode al dan niet aan de slag was. De kans dat individu  $i$  aan het werk is, is gelijk aan de kans dat  $w_{it}^*$  groter dan 0 is, and vice versa:

$$\begin{aligned} & \Pr [w_{it} = 1 \mid y_{it}, d_{s_2}, d_{s_3}, w_{i,t-1}] \\ &= \Pr [w_{it}^* > 0 \mid y_{it}, d_{s_2}, d_{s_3}, w_{i,t-1}] \\ &= \begin{cases} G(-\beta'_{1;0}y_{it} - \beta_{2;0}d_{s_2;i} - \beta_{3;0}d_{s_3;i}) & \text{als } w_{i,t-1} = 0 \\ G(-\beta'_{1;1}y_{it} - \beta_{2;1}d_{s_2;i} - \beta_{3;1}d_{s_3;i}) & \text{als } w_{i,t-1} = 1 \end{cases}, \end{aligned} \quad (\text{A.4})$$

waarbij  $G$  de CDF van  $v_{it}$  voorstelt. Indien  $G$  de normaalverdeling is, spreken we van een probit model; indien het een type I extreme waardenverdeling is noemen we het een logit model.

## 3. Armoede

De armoedetoestanden  $IP(1)$ ,  $MI(2)$  en  $NP(0)$  worden beschreven door latente variabelen die de 'aanleg' van het individu weergeven om zich in de betreffende toestand te bevinden, gegeven dat de vorige toestand  $j$  was:

$$p_{k;it|j}^* = \gamma_{1;j;k}w_{it} + \gamma_{2;j;k}d_{s_2;i} + \gamma_{3;j;k}d_{s_3;i} + \gamma'_{4;j;k}z_{it} + \varepsilon_{j;k;it}, \quad (\text{A.5})$$

waarbij  $p_{0;it|j}^* = 0$ , de 'aanleg' om zich van toestand  $j$  tot boven de armoedegrens te bewegen als basis toestand genomen wordt. We observeren  $p_{it} = k$  indien  $p_{k;it|j}^* =$

<sup>1</sup>In de economische literatuur verkiest men werk boven werkloosheid, wanneer het nut van werk groter is dan 0.

$\max_l (p_{l;it}^*)$ ). Wanneer de foutentermen  $\varepsilon_{it}$  verdeeld zijn volgens een type I extreme waardenverdeling, dan wordt de kans dat we  $p_{it} = k$  observeren gegeven door

$$\begin{aligned} & \Pr [p_{it} = k \mid s_i, w_{it}, z_{it}, p_{i,t-1} = j] \\ &= \frac{e^{\gamma_{1;j;k}w_{it} + \gamma_{2;j;k}d_{s_2;i} + \gamma_{3;j;k}d_{s_3;i} + \gamma_{4;j;k}z_{it}}}{1 + e^{\gamma_{1;j;1}w_{it} + \gamma_{2;j;1}d_{s_2;i} + \gamma_{3;j;1}d_{s_3;i} + \gamma_{4;j;1}z_{it}} + e^{\gamma_{1;j;2}w_{it} + \gamma_{2;j;2}d_{s_2;i} + \gamma_{3;j;2}d_{s_3;i} + \gamma_{4;j;2}z_{it}}} \end{aligned} \quad (\text{A.6})$$

Merk op dat ook hier de kansen op armoede toestandsafhankelijk geschat worden: de parameters in model (A.5)-(A.6) verschillen al naargelang  $p_{i,t-1} = 0, 1, 2$ .

## 4. Initiële condities bij werk en armoede

De toestandsafhankelijke modellen in secties 2. en 3. maken geen gebruik van de data in de eerst geobserveerde periode. We gebruiken deze gegevens om de initiële condities te schatten met behulp van modellen analoog aan (A.3)-(A.4) en (A.5)-(A.4), maar dan niet toestandsafhankelijk. De kans dat individu  $i$  initieel aan het werk is, is gelijk aan

$$\Pr [w_{i1} = 1 \mid y_{i1}, d_{s_2}, d_{s_3}] = G(-\beta'_{1S}y_{i1} - \beta_{02S}d_{s_2;i} - \beta_{3S}d_{s_3;i}), \quad (\text{A.7})$$

en de kans dat we  $p_{i1} = k$  observeren gegeven door

$$\begin{aligned} & \Pr [p_{i1} = k \mid s_i, w_{i1}, z_{i1}] \\ &= \frac{e^{\gamma_{1;k}w_{i1} + \gamma_{2;k}d_{s_2;i} + \gamma_{3;k}d_{s_3;i} + \gamma_{4;k}z_{i1}}}{1 + e^{\gamma_{1;1}w_{i1} + \gamma_{2;1}d_{s_2;i} + \gamma_{3;1}d_{s_3;i} + \gamma_{4;1}z_{i1}} + e^{\gamma_{1;2}w_{i1} + \gamma_{2;2}d_{s_2;i} + \gamma_{3;2}d_{s_3;i} + \gamma_{4;2}z_{i1}}}. \end{aligned} \quad (\text{A.8})$$

## 5. Gezamenlijk model voor scholing, werk en armoede

We maken nu de volgende veronderstelling over de relatie tussen de foutentermen  $u_i, v_{it}, \varepsilon_{1;it}$  en  $\varepsilon_{2;it}$

$$v_{i1} = \beta_{4S;j}u_i + \eta_{i1} \quad (\text{A.9})$$

$$v_{it} = \beta_{4;j}u_i + \beta_{5;j}\eta_{i1} + \eta_{it} \quad (\text{A.10})$$

$$\varepsilon_{k;i1} = \gamma_{5S;k}u_i + \gamma_{6S;k}\eta_{i1} + \zeta_{k;i1}, \quad (\text{A.11})$$

$$\varepsilon_{j;k;it} = \gamma_{5;j;k}u_i + \gamma_{6;j;k}\eta_{i1} + \gamma_{7;j;k}\eta_{it} + \gamma_{8;j;k}\zeta_{1;i1} + \gamma_{9;j;k}\zeta_{2;i1} + \zeta_{j;k;it}, \quad (\text{A.12})$$

met  $E[\eta_{i1} \mid u_i] = 0$ ,  $E[\eta_{it} \mid u_i, \eta_{i1}] = 0$ ,  $E[\zeta_{k;i1} \mid u_i, \eta_{i1}] = 0$  en  $E[\zeta_{j;k;it} \mid u_i, \eta_{i1}, \zeta_{k;i1}, \eta_{it}] = 0$ .

Uitdrukking (A.9), laat ons toe de verwachte inzetbaarheid, gegeven  $x_i, s_i$  en  $y_{it}$

te schrijven als

$$E[w_{it}^* | x_i, s_i, y_{i1}] = \beta_{1S}y_{it} + \beta_{2S}d_{s_2;i} + \beta_{3S}d_{s_3;i} + \beta_{4S}\tilde{u}_i$$

in periode 1, en als

$$E[w_{it}^* | x_i, s_i, y_{it}, w_{i,t-1} = j] = \beta_{1;j}y_{it} + \beta_{2;j}d_{s_2;i} + \beta_{3;j}d_{s_3;i} + \beta_{4;j}\tilde{u}_i + \beta_{5;j}\tilde{\eta}_{i1}$$

in periode  $t$ , waarbij  $j$  de waarden 0 en 1 kan aannemen. De grootheden  $\tilde{u}_i \equiv E[u_i | x_i, s_i]$  en  $\tilde{\eta}_{i1} \equiv E[\eta_{i1} | x_i, s_i, y_{i1}, w_{i,1}]$  worden gegeneraliseerde residus genoemd (Cox and Snell (1968), Gouriéroux et al. (1987)). In de veronderstelling dat  $G$  de Gumbelverdeling is, kan de probabiliteit van werk geschreven worden als

$$\Pr[w_{it} = 1 | x_i, s_i, y_{it}, w_{i,t-1} = j] = \frac{e^{m_{it;j}}}{1 + e^{m_{it;j}}},$$

met

$$m_{it;j} = \beta'_{1;j}y_{it} + \beta_{2;j}d_{s_2;i} + \beta_{3;j}d_{s_3;i} + \beta_{4;j}\tilde{u}_i + \beta_{5;j}\tilde{\eta}_{i1}.$$

Op dezelfde wijze kan de aanleg om zich in de toestand  $IP$  te bevinden, conditioneel op  $x_i, s_i, y_{it}, w_{it}, z_{it}$  en  $p_{i,t-1}$ , geschreven worden als

$$\begin{aligned} E[p_{1;it}^* | x_i, s_i, y_{it}, w_{it}, z_{it}, p_{i,t-1}] &= \gamma_{1;1}w_{it} + \gamma_{2;1}d_{s_2;i} + \gamma_{3;1}d_{s_3;i} + \gamma'_{4;1}z_{it} \\ &+ \gamma_{5;j;k}\tilde{u}_i + \gamma_{6;j;k}\tilde{\eta}_{i1} + \gamma'_{7;j;k}\tilde{\eta}_{it} \\ &+ \gamma_{8;j;k}\tilde{\zeta}_{1;i1} + \gamma_{9;j;k}\tilde{\zeta}_{2;i1}, \end{aligned}$$

waarbij  $\tilde{\eta}_{it} = E[\eta_{it} | s_i, y_{it}, w_{it}]$  en  $\tilde{\zeta}_{l;i1} = E[\zeta_{l;i1} | x_i, s_i, y_{i1}, w_{i,1}, z_{i1}, p_{l;i1}]$ . De waarschijnlijkheid die met deze gebeurtenis geassocieerd is, wordt gegeven door

$$\Pr[p_{it} = k | x_i, s_i, y_{it}, w_{it}, z_{it}, p_{i,t-1} = j] = \frac{e^{n_{j;k;it}}}{\sum_{l=1}^3 e^{n_{j;l;it}}},$$

waarbij

$$\begin{aligned} n_{j;k;it} &= \gamma_{1;j;k}w_{it} + \gamma_{2;j;k}d_{s_2;i} + \gamma_{3;j;k}d_{s_3;i} + \gamma_{4;j;k}z_{it} + \gamma_{5;j;k}\tilde{u}_i \\ &+ \gamma_{6;j;k}\tilde{\eta}_{i1} + \gamma'_{7;j;k}\tilde{\eta}_{it} + \gamma_{8;j;k}\tilde{\zeta}_{1;i1} + \gamma_{9;j;k}\tilde{\zeta}_{2;i1} \\ n_{j;0;it} &= 0. \end{aligned}$$

## 6. Correctietermen

### 6.1 Scholing

Definiëren we  $\Theta(q) = \frac{e^q}{1+e^q}$ , dan kan het gegeneraliseerde residu van de scholingsvergelijking ( $\tilde{u}_i$ ), geschreven worden als

$$E[u_i | x_i, s_i = 1] = (\mu_1 - \alpha'x_i) - \frac{\ln(1 + e^{\mu_1 - \alpha'x_i})}{\Theta(\mu_1 - \alpha'x_i)},$$

$$E[u_i | x_i, s_i = 2] = \frac{\ln\left(\frac{1+e^{\mu_1 - \alpha'x_i}}{1+e^{\mu_2 - \alpha'x_i}}\right) + (\mu_2 - \alpha'x_i)\Theta(\mu_2 - \alpha'x_i) - (\mu_1 - \alpha'x_i)\Theta(\mu_1 - \alpha'x_i)}{\Theta(\mu_2 - \alpha'x_i) - \Theta(\mu_1 - \alpha'x_i)},$$

en

$$E[u_i | x_i, s_i = 3] = \frac{\ln(1 + e^{\mu_2 - \alpha'x_i}) - (\mu_2 - \alpha'x_i)\Theta(\mu_2 - \alpha'x_i)}{1 - \Theta(\mu_2 - \alpha'x_i)}.$$

### 6.2 Werk

Voor het model voor tewerkstelling kan men uitrekenen dat de gegeneraliseerde residus gegeven worden door

$$E[\eta_{it} | y_{it}, s_i, w_{it} = 0] = -\frac{(m_{it})\Theta(-m_{it}) + \ln(1 + e^{-m_{it}})}{\Theta(-m_{it})}$$

en

$$E[\eta_{it} | y_{it}, s_i, w_{it} = 1] = \frac{(m_{it})\Theta(-m_{it}) + \ln(1 + e^{-m_{it}})}{1 - \Theta(-m_{it})},$$

met

$$\begin{aligned} m_{i1} &= \beta'_{1S}y_{it} + \beta_{2S}d_{s_2;i} + \beta_{3S}d_{s_3;i} + \beta_{4S}\tilde{u}_i, \\ m_{it} &= \beta_{1;j}y_{it} + \beta_{2;j}d_{s_2;i} + \beta_{3;j}d_{s_3;i} + \beta_{4;j}\tilde{u}_i + \beta_{5;j}\tilde{\eta}_{i1} \text{ als } t \geq 2. \end{aligned}$$

### 6.3 Initiële armoedetoestand

De gegeneraliseerde residus voor een multinomiaal logit model kunnen geschreven worden als (Dubin en McFadden (1984))

$$E[\zeta_{l;i1} \mid x_i, s_i, y_{i1}, w_{i,1}, z_{i1}, p_{l;i1} = k] = \begin{cases} -\ln P_k \frac{\lambda\sqrt{3}}{\pi} & \text{als } k = l, \\ \frac{P_l}{1-P_l} \ln P_l \frac{\lambda\sqrt{3}}{\pi} & \text{als } k \neq l, \end{cases}$$

met

$$\begin{aligned} P_k &= \Pr[p_{i1} = k \mid x_i, s_i, y_{i1}, w_{i,1}, z_{i1}], \\ &= \frac{e^{n_{k;i1}}}{2 + \sum_{l=0} e^{n_{l;i1}}}, \end{aligned}$$

met

$$\begin{aligned} n_{k;i1} &= \gamma_{1;k} w_{i1} + \gamma_{2;k} d_{s2;i} + \gamma_{3;k} d_{s3;i} + \gamma_{4;k} z_{i1} \\ &\quad + \gamma_{5;k} \tilde{u}_i + \gamma_{6;k} \tilde{\eta}_{i1}, \\ n_{0;i1} &= 0. \end{aligned}$$

## 7. Misgespecificeerde modellen

Definieer de volgende grootheden

$$\begin{aligned} A(\theta) &= E \left[ \frac{\partial^2 LL}{\partial \theta \partial \theta'} \right] \\ B(\theta) &= E \left[ \frac{\partial LL}{\partial \theta} \cdot \frac{\partial LL}{\partial \theta'} \right] \\ C(\theta) &= A(\theta)^{-1} B(\theta) A(\theta)^{-1}, \end{aligned}$$

Deze kunnen consistent geschat worden door  $A_N$ ,  $B_N$  and  $C_N$ , waarbij verwachte waarden vervangen werden door steekproefgemiddelden. Hierbij is  $\theta$  de parameter die we wensen te schatten in het werkelijke model dat de log-waarschijnlijkheidsfunctie  $LL^*$  heeft. We schatten  $\theta$  met behulp van  $\hat{\theta}_{PML}$ , de maximand van de pseudo-log-waarschijnlijkheidsfunctie  $LL$ , die een benadering is van de werkelijke log-waarschijnlijkheidsfunctie  $LL^*$ . Indien  $\hat{\theta}_{PML}$  een consistente schatter van  $\theta$  is, dan geldt er eveneens dat (White (1982))

$$\sqrt{N} \left( \hat{\theta}_{PML} - \theta \right) \sim N(0; C(\theta))$$



en

$$C_N \xrightarrow{a.s.} C(\theta).$$

We maken gebruik van  $C_N$  als schatter van de covariantiematrix, aangezien observaties binnen hetzelfde gezin<sup>2</sup> foutentermen hebben die met mekaar gecorreleerd zullen zijn.

## 8. Correctie van de asymptotische covariantiematrix voor geschatte regressoren<sup>3</sup>

Beschouw een multivariaat model met log-waarschijnlijkheid  $f(y_i, z_i | x_i; \alpha, \beta) = g(y_i | z_i, x_i; \alpha, \beta) h(z_i | x_i; \beta)$ . Maximizeer nu eerst  $\sum_i \ln h(z_i | x_i; \beta)$  naar  $\beta$ , en daarna  $\sum_i \ln g(y_i | z_i, x_i; \alpha, \hat{\beta})$  naar  $\alpha$ . Definieer nu volgende matrices

$$H_{11} = E \left[ -\frac{\partial^2 \ln g}{\partial \alpha \partial \alpha'} \right]$$

$$\begin{aligned} H_{12} &= E \left[ -\frac{\partial^2 \ln g}{\partial \alpha \partial \beta'} \right] \\ &= E \left[ -\frac{\partial^2 \ln g}{\partial \alpha \partial \lambda'} \frac{\partial \lambda}{\partial \beta'} \right], \end{aligned}$$

met  $\lambda$  het gegeneraliseerd residu uit de schatting van  $\beta$  door maximisatie van  $\sum_i \ln h(z_i | x_i; \beta)$ . Ontwikkelen van  $\partial \ln g(\hat{\alpha}, \hat{\beta}) / \partial \alpha$  rond  $(\alpha, \beta)$  resulteert in

$$\begin{aligned} N^{-1} \sum_{i=1}^N \frac{\partial \ln g(\hat{\alpha}, \hat{\beta})}{\partial \alpha} &= N^{-1} \sum_{i=1}^N \frac{\partial \ln g(\alpha, \beta)}{\partial \alpha} + N^{-1} \sum_{i=1}^N \frac{\partial^2 \ln g(\alpha, \beta)}{\partial \alpha \partial \alpha'} (\hat{\alpha} - \alpha) \\ &\quad + N^{-1} \sum_{i=1}^N \frac{\partial^2 \ln g(\alpha, \beta)}{\partial \alpha \partial \beta'} (\hat{\beta} - \beta) + o_p(1). \end{aligned}$$

In het optimum,  $\hat{\alpha}$ , is de linkerzijde gelijk aan nul, en zo bekomen we

$$\sqrt{N}(\hat{\alpha} - \alpha) = H_{11}^{-1} \left\{ \frac{1}{\sqrt{N}} \sum_{i=1}^N \frac{\partial \ln g}{\partial \alpha} + H_{12} \sqrt{N}(\hat{\beta} - \beta) \right\} + o_p(1).$$

<sup>2</sup>En dus a fortiori de verschillende observaties van hetzelfde individu.

<sup>3</sup>Zie onder andere Gong and Samaniego (1981), Murphy and Topel (1985), Parke (1986), Pierce (1982), Randles (1982) and Vella and Verbeek (1999).

Asymptotische onafhankelijkheid van beide termen aan de rechterzijde van deze gelijkheid impliceert

$$\sqrt{N}(\hat{\alpha} - \alpha) \sim N(0; H_{11}^{-1} \{H_{11} + H_{12}\Sigma_{\beta}H'_{12}\} H_{11}^{-1}). \quad (\text{A.13})$$

Indien we  $\alpha$  echter schatten door middel van pseudo-grootste waarschijnlijkheid, dan moeten we (A.13) als volgt aanpassen

$$\sqrt{N}(\hat{\alpha} - \alpha) \sim N(0; H_{11}^{-1}Q_{11}H_{11}^{-1} + H_{11}^{-1}H_{12}\Sigma_{\beta}H'_{12}H_{11}^{-1}), \quad (\text{A.14})$$

met  $Q_{11} = E\left[\frac{\partial \ln g}{\partial \alpha} \cdot \frac{\partial \ln g}{\partial \alpha'}\right]$ . Zoals hierboven kunnen de grootheden  $H_{11}$ ,  $H_{12}$  en  $Q_{11}$  consistent geschat worden door verwachte waarden te vervangen door steekproefgemiddelden.

Aangezien de correctievariabelen  $\tilde{u}_i$ ,  $\tilde{\eta}_{i1}$ ,  $\tilde{\eta}_{it}$ ,  $\tilde{\zeta}_{1;i1}$  en  $\tilde{\zeta}_{2;i1}$  niet geobserveerd zijn, maar geschat dienen te worden, is bovenstaande correctie van toepassing. We gaan dus als volgt tewerk:

1. De scholingsvergelijking wordt geschat
2. De initiële werkvergelijking (inclusief  $\tilde{u}_i$ ) wordt geschat en de covariantiematrix van  $\hat{\beta}_S$  wordt aangepast aan de hand van (A.14).
3. De werktransities worden geschat (inclusief  $\tilde{u}_i$  en  $\tilde{\eta}_{i1}$ ). De covariantiematrix van  $\hat{\beta}$  wordt aangepast aan de hand van (A.14). Er zijn nu echter twee correctietermen nodig.
4. De initiële armoedevergelijking wordt geschat (inclusief  $\tilde{u}_i$  en  $\tilde{\eta}_{i1}$ ). De covariantiematrix van  $\hat{\gamma}_S$  wordt tweemaal aangepast aan de hand van (A.14).
5. De armoedetransities worden geschat (inclusief  $\tilde{u}_i$ ,  $\tilde{\eta}_{i1}$ ,  $\tilde{\eta}_{it}$ ,  $\tilde{\zeta}_{1;i1}$  en  $\tilde{\zeta}_{2;i1}$ ). De aanpassing van de covariantiematrix vereist nu vier correctietermen.

## 9. Berekening van kengetallen

Markov Modellen laten toe om op een eenvoudige manier enige betekenisvolle grootheden te berekenen.

## 9.1 Evenwichtsfracties

In steady-state, is de onconditionele waarschijnlijkheid om zich in toestand  $j$  te bevinden gegeven door de oplossing van

$$\pi = M\pi.$$

De componenten hiervan worden gegeven door

$$\begin{aligned}\pi_j &= P_j(\infty) \\ &= \frac{N_j}{\sum_{k=0}^2 N_k},\end{aligned}$$

waarbij

$$\begin{aligned}N_0 &= (\theta_{1;0} + \theta_{1;2})(\theta_{2;0} + \theta_{2;1}) - \theta_{1;2}\theta_{2;1} \\ N_1 &= (\theta_{0;1} + \theta_{0;2})(\theta_{2;0} + \theta_{2;1}) - \theta_{0;2}\theta_{2;2} \\ N_2 &= (\theta_{0;1} + \theta_{0;2})(\theta_{1;0} + \theta_{1;2}) - \theta_{0;1}\theta_{1;0}.\end{aligned}$$

## 9.2 Verwachte duur

De lengte of duur  $d_j$  van een verblijf in toestand  $j$  is een stochastische variabele met geometrische distributie

$$P[d_j] = \left(1 - \sum_{k \neq j} \theta_{j;k}\right)^d \left(\sum_{k \neq j} \theta_{j;k}\right),$$

waarvan de eerste twee centrale momenten gegeven worden door

$$\begin{aligned}E[d_j] &= \frac{1}{\sum_{k \neq j} \theta_{j;k}} \\ \text{Var}[d_j] &= \frac{1 - \sum_{k \neq j} \theta_{j;k}}{\left(\sum_{k \neq j} \theta_{j;k}\right)^2}.\end{aligned}$$

### 9.3 Mediaan duur

De CDF van  $d_j$  is gelijk aan

$$\sum_{c=1}^d \left(1 - \sum_{k \neq j} \theta_{j;k}\right)^c \left(\sum_{k \neq j} \theta_{j;k}\right) = \left(1 - \sum_{k \neq j} \theta_{j;k}\right) \left(1 - \left(1 - \sum_{k \neq j} \theta_{j;k}\right)^d\right),$$

waaruit volgt dat de mediaan gegeven wordt door

$$\mathbf{M}[d] = \frac{\ln\left(0.5 - \sum_{k \neq j} \theta_{j;k}\right)}{\ln\left(1 - \sum_{k \neq j} \theta_{j;k}\right)} - 1.$$

---

## **BIBLIOGRAFIE**

- [1] Cox, D.R., Snell, E.J. (1968), "A General Definition of Residuals", *Journal of the Royal Statistical Society B*, **30**(2), p.248-275.
- [2] Dubin, J.A., McFadden, D.L. (1984), "An Econometric Analysis of Residential Electric Appliance Holdings and Consumption", *Econometrica*, **52**(2), p.345-362.
- [3] Gong, G., Samaniego, F.J. (1981), "Pseudo Maximum Likelihood Estimation: Theory and Applications", *Annals of Statistics*, **9**(4), p.861-869.
- [4] Gourieroux, C., Monfort, A., Renault, E., Trognon, A. (1987), "Generalized Residuals", *Journal of Econometrics*, **34**(1-2), p.5-32.
- [5] Murphy, K.M., Topel, R.H. (1985), "Estimation and Inference in Two-Step Econometric Models", *Journal of Business and Economic Statistics*, **3**(4), p.370-379.
- [6] Parke, W.R. (1986), "Pseudo Maximum Likelihood Estimation: The Asymptotic Distribution", *Annals of Statistics*, **14**(1), p.355-357.
- [7] Pierce, D.A. (1982), "The Asymptotic Effect of Substituting Estimators for Parameters in Certain Types of Statistics", *Annals of Statistics*, **10**(2), p.475-478.
- [8] Randles, R.H. (1982), "On the Asymptotic Normality of Statistics with Estimated Parameters", *Annals of Statistics*, **10**(2), p.462-474.
- [9] Vella, F., Verbeek, M. (1999), "Two-Step Estimation of Simultaneous Equation Panel Data Models with Censored Endogenous Variables", *Journal of Econometrics*, **90**(2), p.239-263.
- [10] White, H. (1982), "Maximum Likelihood Estimation of Misspecified Models.", *Econometrica*, **50**(1), p.1-25.