

# De impact van maatschappelijke keuzen op de armoededynamiek

Rembert De Blander<sup>1</sup> en Ides Nicaise<sup>1</sup>

## 1. INLEIDING

In deze paper 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). Hierbij volgen we twee gevestigde tradities binnen de econometrische studie van de armoede. Enerzijds modelleren we de armoededynamiek als een eerste orde Markov-model (zie Boskin en Nold (1975) en McCall (1971) voor vroege toepassingen, Cappellari en Jenkins (2002) voor een recenter voorbeeld). Anderzijds gebruiken we de microsimulatietechniek om de effecten van diverse overheidsmaatregelen te evalueren (zie Orcutt (1957) voor een eerste aanzet tot deze techniek, Merz (1991) voor een historisch overzicht en bijvoorbeeld Atkinson, e.a. (2002) voor een recentere toepassing).

Onder ‘structurele armoede’ verstaan we niet alleen persistente armoede, maar we verwijzen ook naar de *structurele processen* die armoede (op korte of lange termijn) beïnvloeden: onderwijs, beleid inzake sociale protectie en arbeidsintegratie. De ‘*maatschappelijke keuzen*’ bepalen dan in welk van deze processen primair ingegrepen wordt om armoede te bestrijden. De ‘*actieve welvaartsstaat*’ schrijft een centrale plaats toe aan arbeid als sleutel tot inkomensverwerving én sociale ontplooiing; de ‘*verzekeringsstaat*’ of ‘*verzorgingsstaat*’ stelt de sociale zekerheid als belangrijkste instrument voorop; de ‘*kennismaatschappij*’ vertaalt sociale integratie vooral in termen van onderwijs en levenslang leren.

We toetsen de impact van de drie genoemde basisstrategieën, door concrete voorbeelden van maatregelen, die aansluiten bij elk van de drie paradigma’s, te simuleren. We zullen

---

<sup>1</sup> Hoger Instituut voor de Arbeid

ons binnen het bestek van deze paper 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 wat betreft de effectiviteit van elke basisstrategie.

De rest van deze paper is opgedeeld in drie secties. In volgende sectie wordt een model geschat dat processen van mobiliteit in en uit armoede beschrijft. Met behulp van deze schattingen simuleren we in sectie drie het effect van diverse 'maatschappelijke keuzen' op de kans om zich beneden het bestaansminimum te bevinden. Sectie vier, tenslotte, concludeert.

## 2. ANALYSE VAN DE MOBILITEIT IN EN UIT DE ARMOEDE

### 2.1. Begrippenkader en schattingsmethode

#### 2.1.1. De mobiliteit in en uit armoede

In het kader van een recent onderzoek over minimuminkomens (Nicaise e.a., 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 bijgesteld tot het niveau van het gewaarborgd minimuminkomen;<sup>2</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.

---

<sup>2</sup> het bestaansminimum (thans leefloon) of de inkomensgarantie voor ouderen of de tegemoetkoming voor mindervaliden.

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).

We merken hierbij op dat we bij de afbakening van de armoedetoestanden 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 om twee redenen. Enerzijds heeft hij implicaties 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. Anderzijds verliest het onderscheid tussen onderbescherming en sociale bijstand zijn betekenis, wanneer we een hogere armoededrempel zouden beschouwen.

In tweede instantie is de mobiliteit tussen deze statuten belangrijk. Die mobiliteit is schematisch weergegeven in tabel 1.<sup>3</sup>

**Tabel 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. afdaalt. 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 e.a., 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.

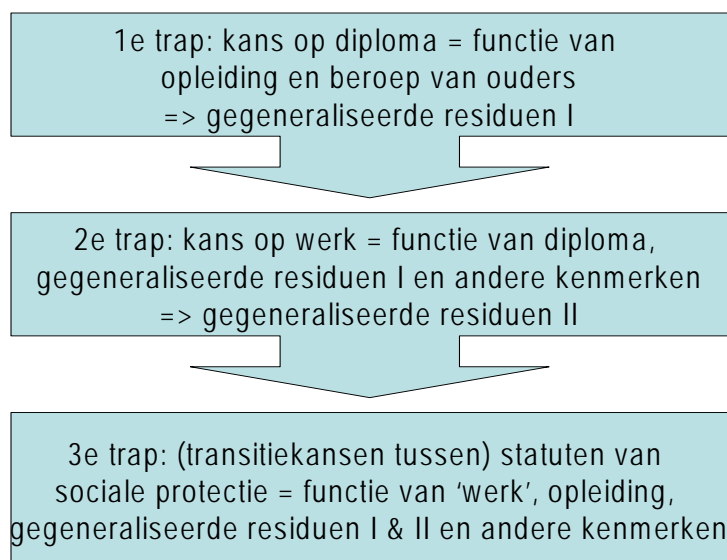
<sup>3</sup> Omdat kinderen en gepensioneerden slechts voor bepaalde statuten in aanmerking komen, laten we deze groepen tot nader order buiten beschouwing en beperken we de analyse voorlopig tot personen op actieve leeftijd.

Van deze beroepsactieve bevolking hebben we een sample van 5380 individuen waarvoor we maandelijkse observaties hebben wat betreft tewerkstellingsstatus en inkomen gedurende de periode 1993-'97.

### 2.1.2. 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-schattingsprocedure. De mogelijke correlatie tussen de niet-geobserveerde 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 jeugd jaren 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. Schematische voorstelling van de drietraps-schatting



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 beroepskarakteristieken van beide ouders. Deze procedure levert ook schattingen op van de gegeneraliseerde residu's (Gouriéroux e.a., 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 fouteterm in de equatie die de kans op economische activiteit beschrijft, en levert bijgevolg onvertekende schatters op (Ook wel Heckmans (1976, 1978) controle functie aanpak genoemd, zie eveneens Dubin en McFadden (1984)). 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 (niet weergegeven in figuur 1). 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 zie De Blander en Nicaise (2005)).

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.

## **2.2. Hulp-schattingen**

### **2.2.1. 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 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 2 kunnen we de volgende vaststellingen maken: vrouwen, katholieken en personen uit jongere geboortecohorten <sup>4</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

<sup>4</sup> De coëfficiënt van de geboortecohorte 1970-79 is waarschijnlijk onderschat omdat een aantal jongeren tijdens de observatieperiode nog aan het studeren zijn.

positieve effect op het bereikte onderwijsniveau van de kinderen. Het feit van in België geboren te zijn heeft – na inachtnaam van de andere determinanten - een statistisch verwaarloosbaar effect op het bereikte onderwijsniveau. Voor geboortedecennia en voor beroeps- en onderwijscategorieën van de ouders werden “per groep dummy’s” waarschijnlijkheidsratio-testen uitgevoerd. Deze worden weergegeven in tabel 3.

Tabel 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%.

### 2.2.2. Kans op werk

De zelfverklaarde 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.

We schatten de kans om werk te hebben conditioneel op het feit of men vorige periode al dan niet werk had, met behulp van een logit model aan de hand van persoonlijke en huishoudkenmerken, geografische variabelen en macroeconomische indicatoren.<sup>5</sup>

De effecten van de meeste regressoren zijn zoals verwacht. Hoe hoger de scholing, hoe groter de kans om werk aan het werk te geraken of te blijven. We dienen hierbij op te merken dat een diploma van het hoger onderwijs vooral de instroomkans in de arbeidsmarkt verhoogt. 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.

<sup>5</sup> De (statische) kans op werk in de startmaand werd eveneens geschat (zie De Blander en Nicaise (2005) voor resultaten en analyse).

Tabel 4. Resultaten van de dynamische schatting van de kans op tewerkstelling.

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

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. 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>6</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 verworpt de nulhypothese van een statisch model.

### **2.3. Schatting van de armoedetransitiekansen<sup>7</sup>**

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. 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 basis- of referentietoestand), 1 de toestand van onderbescherming en 2 het minimuminkomen.

#### **2.3.1. Instroomkansen in armoede (kansen op uitsluiting)**

Een eerste opvallende vaststelling uit tabel 6 is 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. 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.

---

<sup>6</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.

<sup>7</sup> Ook hier verwijzen we naar De Blander en Nicaise (2005) voor de resultaten van de statische schattingen in de beginperiode.

**Tabel 6.** 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
Woont 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			

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.

### 2.3.2. Transitiekansen vanuit onderbescherming

Tabel 7 geeft de invloed weer van de determinanten van de transitiekansen uit onderbescherming. 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 transitities. Wie onderbeschermd is heeft slechts 0.53% kans om de volgende maand in de bijstand terecht te komen.

**Tabel 7.** Schatting van de transitiekansen naar onderbescherming resp. minimuminkomen, vertrekkend vanuit onderbescherming

	Coef.	Corr. Std. Err.	P> z	Coef.	Corr. Std. Err.	P> z
Van onderbescherming...	naar onderbescherming			naar minimuminkomen		
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
Woont 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			

### 2.3.3. Transitiekansen vanuit minimuminkomen (verdere uitsluiting versus inclusie)

Net zoals in de vorige paragraaf, komt de overgang van bijstand naar onderbescherming bijna niet voor in tabel 8. 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. 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.

Tabel 8. 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			

## 2.4. 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;
- *gezinsamenstelling*: 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 op 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 sectie 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.

### **3. SIMULATIE VAN DRIE BASISSTRATEGIEËN VAN ARMOEDEBESTRIJDING**

#### **3.1. 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.

### 3.1.1. 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 en 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 rechthebbenden. 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.

### 3.1.2. 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  $t$ ).



### 3.1.3. 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 ongekwalificeerde 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).

### 3.2. 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, 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.

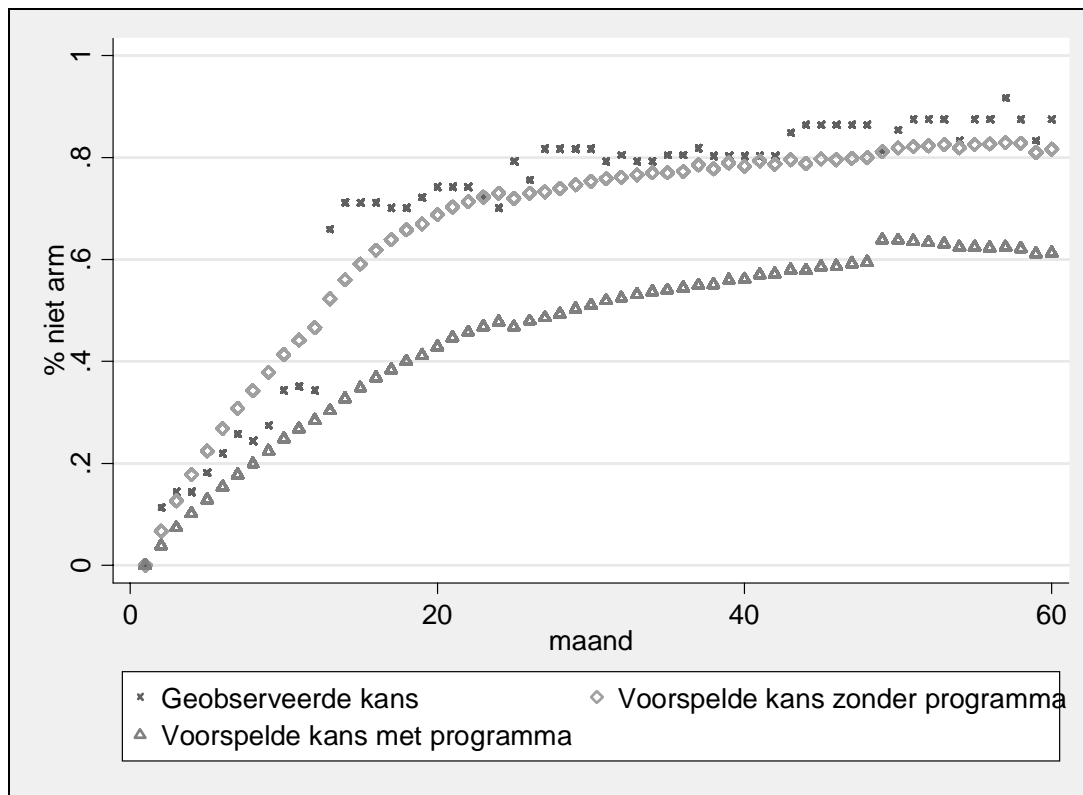
- 2) Voor elk van deze individuen worden zowel het tijdspad zonder, als dat met de maatregel berekend, voor zolang ze in de steekproef voorkomen.
- 3) Op elk tijdstip  $s$  worden de gemiddelde toestandsvectoren  $\bar{T}_s$  (zonder maatregel) en  $\bar{T}'_s$  (met maatregel) berekend over alle individuen 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  $(\bar{T}_{i1}, \bar{T}_{i2}, \dots, \bar{T}_{it})$ , te vergelijken met het tijdspad van de gemiddelde toestandsvector met maatregel  $(\bar{T}'_{i1}, \bar{T}'_{i2}, \dots, \bar{T}'_{it})$ .

Bovenvermelde methode heeft volgende voordelen:

- 1) Door het tijdspad van de gemiddelde gesimuleerde toestandsvector zonder maatregel  $(\bar{T}_{i1}, \bar{T}_{i2}, \dots, \bar{T}_{it})$  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.

### 3.3. 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. 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 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 wordt het tijdspad van de kans op niet-armoede 'na sluitende minimumbescherming' voorgesteld door de curve die geplott 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 9 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>8</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 9 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 dat driemaal langer, nl. 37 maanden, wat opnieuw laat vermoeden dat in het leefloon een armoedeval-effect ingebouwd zit.

Tabel 9. 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

<sup>8</sup> Bijvoorbeeld is het welbekend dat, in de steady state, de gemiddelde kans  $p_k$  op een toestand  $k$  gelijk is aan  $i_k/(u_k - i_k)$

De invoering van de sluitende minimumbescherming versterkt de afhankelijkheid van de doelgroep duidelijk, zoals blijkt uit kolom 3 van tabel 9. In de steady state is 37% van de substeekproef arm, d.i. 16% méér dan zonder de maatregel. Weliswaar zijn deze 37% gemiddeld minder gedepriveerd 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. Verder evaluatieonderzoek zal dit moeten uitwijzen.

### 3.4. 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. Analooq 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 3. De toestandsvectoren worden nu berekend als

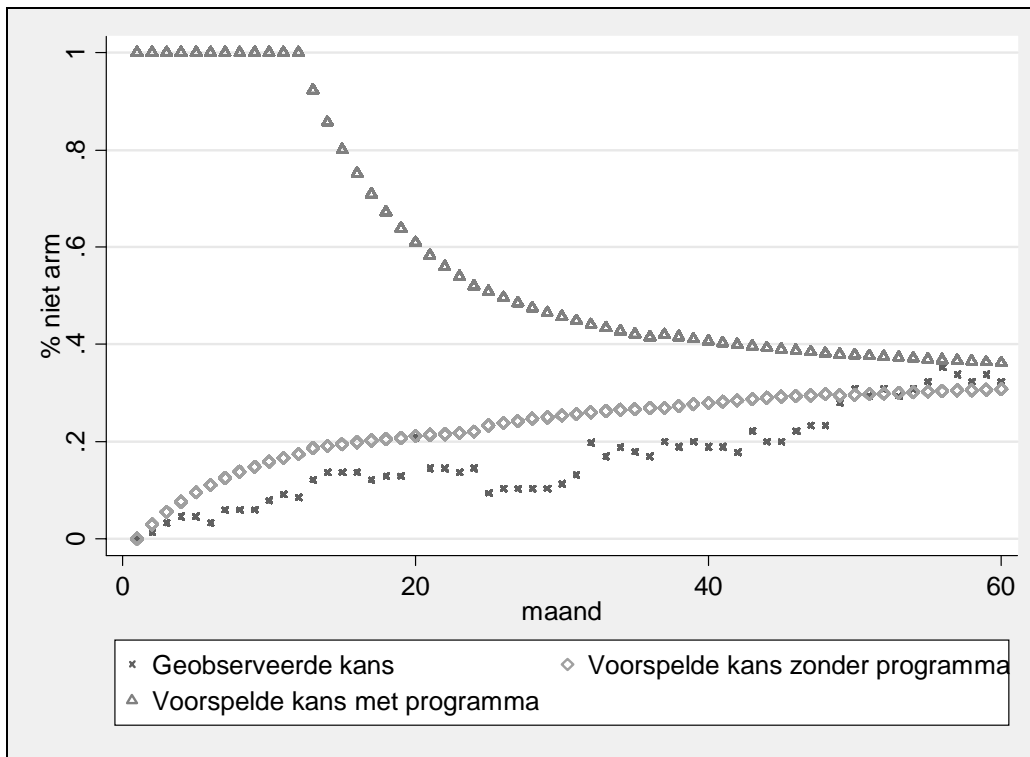
$$T_{i,t+1}'' = P_{it} \times T_{it}'',$$

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

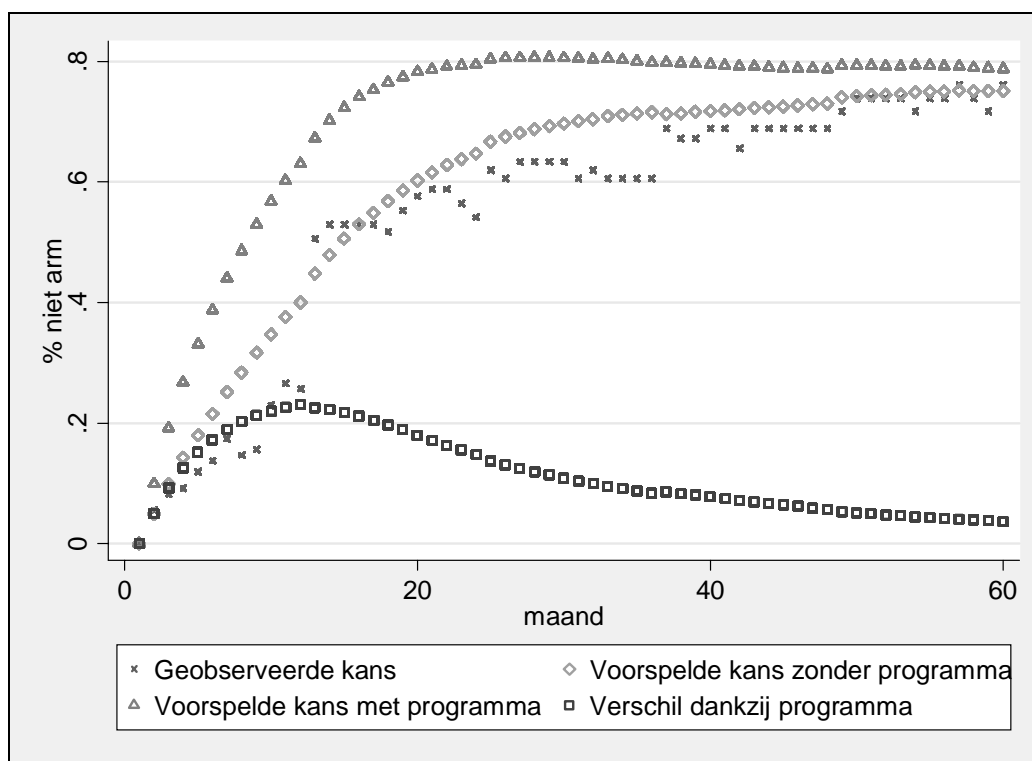
eigenlijke transitie-matrix wordt dan verkregen als gemiddelde van beide, gewogen met hun respectievelijke kansen



**Figuur 3.** 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 3. 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 handelswijze is, dat een realistisch beeld gehanteerd wordt van een 'haalbare' job.



**Figuur 4.** Strategie 'activering': vergelijking van de geobserveerde kans op niet-armoede met de voorspelde kans met en zonder activeringsmaatregel

In figuur 4 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 3 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 10. 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

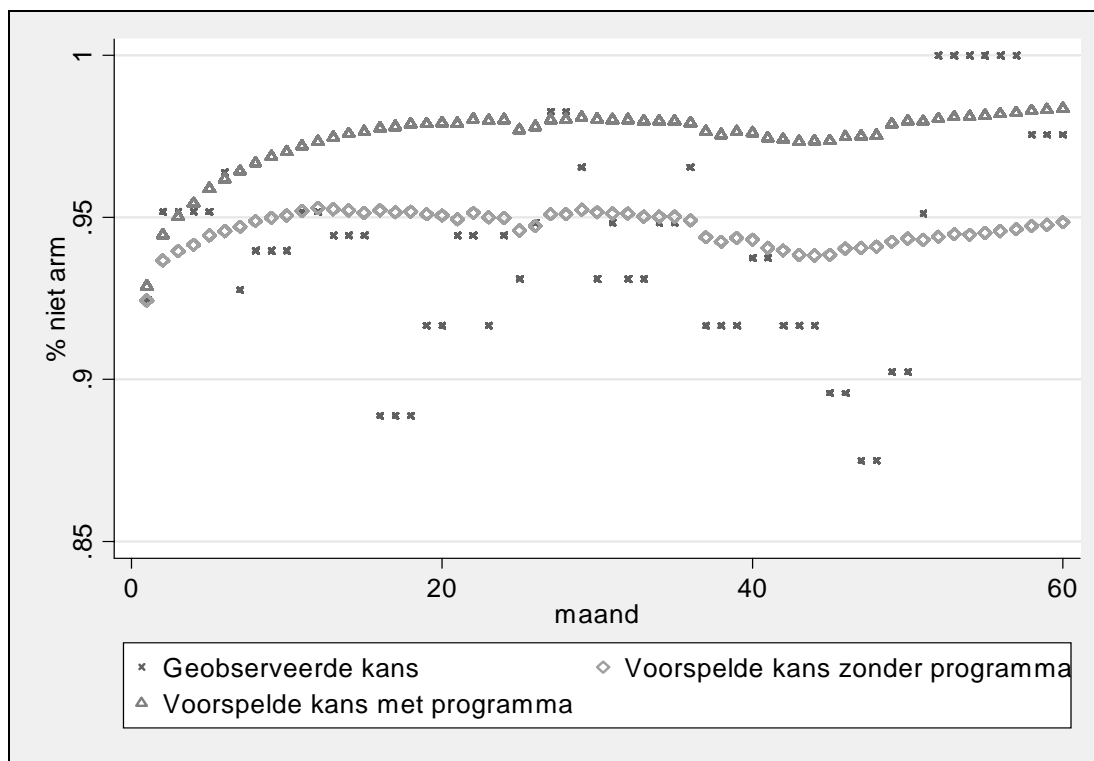
De beperkte impact van het activeringsbeleid op de steady state armoede valt op in tabel 10: bij de doelgroep valt de armoedegraad terug van 26,5 tot 22,1%. Positief is vooral dat de gemiddelde duur van armoedespells korter wordt.

### 3.5. Derde strategie: minimum-kwalificatie

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.





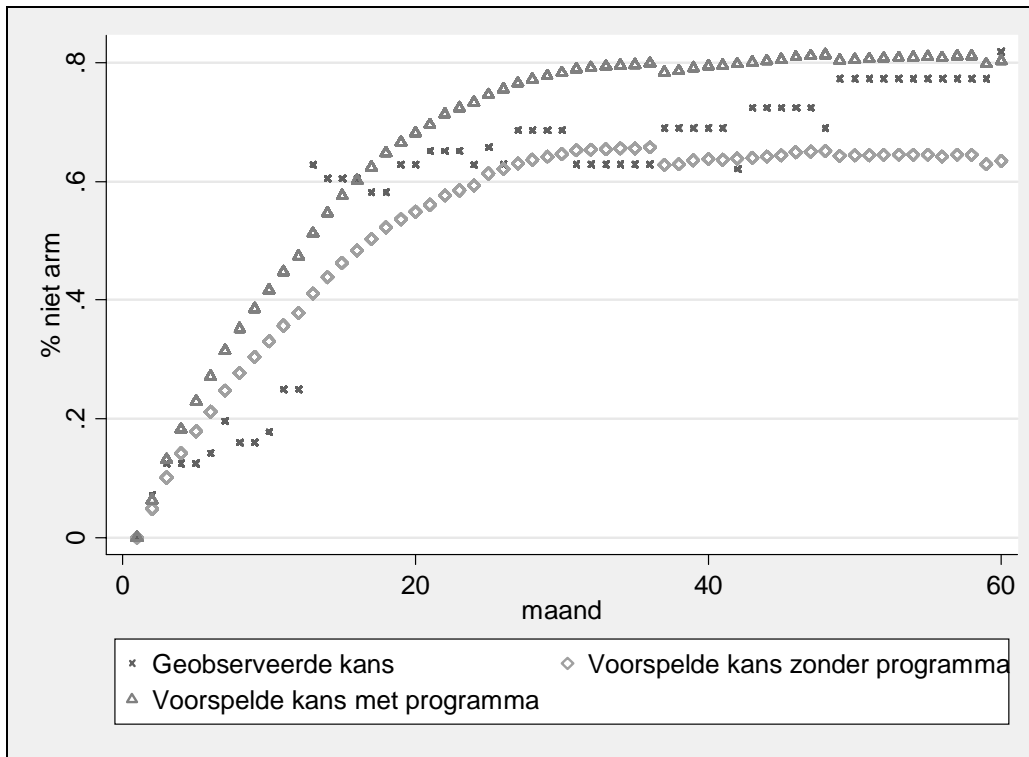
**Figuur 5.** Strategie 'terugdringing ongekwalificeerde uitstroom' voor de doelgroep -25 jarigen: vergelijking van de geobserveerde kans op niet-armoede met de voorspelde kans met en zonder scholingsmaatregel.

In tabel 11 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 11.** Impact van terugdringing ongekwalificeerd schoolverlaten (doelgroep -25 jaar) in de 'steady state'

	Totale steekproef	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 6. Strategie 'minimum-kwalificatie' (learnfare) - doelgroep -50 jarige armen)

In figuur 6 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 12. 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.

### 3.6. Besluit

De simulaties in deze paper 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 het volgende besluiten:

- een meer sluitende minimumbescherming kan weliswaar de armoedekloof dichten, maar dreigt op termijn het aantal armen 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. De toenemende activering van leefloongerechtigden sinds de lancering van het Lenteprogramma (2000) en de invoering van de Wet op de sociale integratie (2002) beantwoorden alvast aan dit principe;
- activering heeft weliswaar zeer gunstige netto-effecten op korte termijn; maar deze vallen na 5 jaar tot hoogstens 1/4 van hun oorspronkelijk niveau terug. 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. De resultaten van bestaande maatregelen (zoals 'artikel 60' van de OCMW-wet) zijn, voorzover bekend, nog verre van optimaal;

- het verzekeren van minimum-kwalificaties levert de meest duurzame effecten op. Vooral wanneer men deze strategie zou concentreren op individuen die in armoede leven zal de impact substantieel en duurzaam zijn.<sup>9</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 13 de netto-effecten herwogen en teruggebracht op eenzelfde noemer, nl. de initiële substeekproef armen (in januari 1993). Elk cijfer in tabel 13 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 13.** 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%

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 verdient extra nadruk: scholing reduceert de langetermijn-armoede méér dan activering.

Hoe dan ook; lijkt de netto-impact van de drie strategieën op het eerste gezicht 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.

<sup>9</sup> Daarmee is weliswaar nog niets gezegd over de haalbaarheid en kostenefficiëntie van deze aanpak.

## 4. ALGEMEEN BESLUIT

In deze paper werd 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 initiële condities. Er wordt eveneens gecorrigeerd voor de endogeniteit van bereikte onderwijsniveaus.

Er werden eveneens drie concrete armoedebestrijdingsstrategieën geëvalueerd: een meer sluitende minimumbescherming door het leefloon (cfr. verzorgingsstat), een activeringsprogramma (actieve welvaartsstaat) en tenslotte het bevorderen van minimumkwalificaties bij bepaalde doelgroepen (kennissamenleving). Waar de eerste strategie de kans om zich niet in de armoede te bevinden verlaagt<sup>10</sup>, resorteert de tweede een hevig en kortdurend effect, terwijl de laatste een matig maar blijvend effect oplevert.

## REFERENTIES

- Atkinson, A.B., Bourguignon, F., O'Donoghue, C., Sutherland, H., Utili, F., Microsimulation of Social Policy in the European Union: Case Study of a European Minimum Pension in *Economica*, 69(274), 2002, p.229-243.
- Boskin, M.J., Nold, F.C., A Markov Model of the Turnover in Aid to Families with Dependent Children in *Journal of Human Resources*, 10(4), 1975, p.476-481.
- Cappellari, L., Jenkins, S.P., Who Stays Poor? Who Becomes Poor? Evidence from the British Household Panel Survey in *Economic Journal*, 112(478), 2002, p.C60-C67.
- De Blander, R., Nicaise, I. (m.m.v. Van den Broeck, G.), Maatschappelijke keuzen, structurele armoede en sociale kost, Leuven, HIVA, 2005.
- Dubin, J.A., McFadden, D.L., An Econometric Analysis of Residential Electric Appliance Holdings and Consumption in *Econometrica*, 52(2), 1984, p.345-362.
- Gouriéroux, C., Monfort, A., Renault, E., Trognon, A., Generalised Residuals in *Journal of Econometrics*, 34(1-2), 1987, p.5-32.
- Groenez S., Nicaise I., Traps and Springboards in European Minimum Income Systems: the Belgian Case, Leuven, HIVA, 2002.

---

<sup>10</sup> Het positieve effect van deze strategie is dat niemand 'door de mazen van het net glipt'.

- Heckman J.J., The Common Structure of Statistical Models of Truncation, Sample Selection and Limited Dependent Variables and a Simple Estimator for Such Models in *Annals of Economic and Social Measurement*, 5(4), 1976, p.475-492.
- Heckman J.J., Dummy Endogenous Variables in a Simultaneous Equation System in *Econometrica*, 46(6), 1978, p.931-959.
- McCall, J.J., A Markovian Model of Income Dynamics in *Journal of the American Statistical Association*, 66(335), 1971, p.439-447.
- Merz, J., Microsimulation - a Survey of Principles, Developments and Applications in *International Journal of Forecasting*, 7, 1991, p.77-104.
- Nicaise I. (ed.), Traps and Springboards in European Minimum Income Systems: a Comparison between Belgium, Denmark, Greece and the UK, Leuven, HIVA, 2001.
- Nicaise I., Groenez S., Adelman L., Roberts S., Middleton S., Gaps, Traps and Springboards in European Minimum Income Systems, Leuven, HIVA / Loughborough, CRSP, 2004
- Orcutt, G.H., A New Type of Socio-Economic System in *Review of Economics and Statistics*, 39(2), 1957, p.116-123.

## INHOUDSTAFEL

<b>1. INLEIDING .....</b>	<b>1</b>
<b>2. ANALYSE VAN DE MOBILITEIT IN EN UIT DE ARMOEDE .....</b>	<b>2</b>
2.1. BEGRIPPENKADER EN SCHATTINGSMETHODE .....	2
2.1.1. De mobiliteit in en uit armoede .....	2
2.1.2. Drietraps-schatting.....	4
2.2. HULPSCHATTINGEN .....	5
2.2.1. Scholing.....	5
2.2.2. Kans op werk.....	7
2.3. SCHATTING VAN DE ARMOEDETRANSITIEKANSEN .....	9
2.3.1. Instroomkansen in armoede (kansen op uitsluiting).....	9
2.3.2. Transitiekansen vanuit onderbescherming .....	11
2.3.3. Transitiekansen vanuit minimuminkomen (verdere uitsluiting versus inclusie).....	12
2.4. BESLUIT.....	13
<b>3. SIMULATIE VAN DRIE BASISSTRATEGIEËN VAN ARMOEDEBESTRIJDING .....</b>	<b>15</b>
3.1. SCENARIO'S.....	15

3.1.1. Sluitende minimumbescherming .....	16
3.1.2. Activering.....	16
3.1.3. Terugdringen van het aantal ongekwalificeerden .....	17
3.2. METHODE VAN SIMULATIE VAN DE EFFECTEN .....	17
3.3. EERSTE STRATEGIE: 'SLUITENDE MINIMUMBESCHERMING' .....	18
3.4. TWEEDE STRATEGIE: ACTIVERING .....	21
3.5. DERDE STRATEGIE: MINIMUM-KWALIFICATIE .....	24
3.6. BESLUIT.....	27
<b>4. ALGEMEEN BESLUIT .....</b>	<b>29</b>
<b>REFERENTIES.....</b>	<b>29</b>
<b>INHOUDSTAFEL.....</b>	<b>30</b>