

Herintredingskansen van werkloze jongeren

Wim Groot en Toon ter Huurne*

Summary

In this paper we specify and estimate a proportional hazard model to explain re-employment probabilities of the Dutch young unemployed. The model is estimated using data from a 1984 national sample of unemployed youngsters (aged below 27), who were re-interviewed in November 1986. The object of this exercise is to ascertain the efficiency of the Dutch youth labour market policy of the government. Policy measures in the Netherlands are conducted along three lines: re-employment schemes, schooling and training programmes, and income policies. It is found that unemployment benefits and expected earnings have no effect on the unemployment duration. So, an income policy aimed at lowering the unemployment benefit level is not an effective tool for reducing youth unemployment. Long term unemployment is mainly due to lack of schooling. Especially, premature school-leavers face a great chance of becoming long term unemployed. An educational policy, directed to those who leave the educational system without a certificate, could be effective. It is also found that the unemployment duration itself is of great importance for the probability of finding a job. It is suggested that labour market policy should be aimed at cutting off the unemployment spell at an early stage by employment schemes.

1. Inleiding¹

De bestrijding van de jeugdwerkloosheid is sinds een aantal jaren een van de belangrijkste thema's in het arbeidsmarktbeleid van de overheid in Nederland. Het beleid ten aanzien van jeugdwerkloosheid berust op drie pijlers: intrede-bevorderende arbeidsmarktmaatregelen, scholingsbeleid en inkomensbeleid. De intrede-bevorderende maatregelen voor jongeren worden op

* Beide auteurs zijn verbonden aan het IVA, Instituut voor sociaal-wetenschappelijk onderzoek van de Katholieke Universiteit Brabant.

landelijk niveau gevormd door het jeugdonthoopingbanenplan (JOB) en de tijdelijke voorziening gemeentelijke werkgelegenheidsinitiatieven jongeren (GWJ), bedoeld als voorloper van het jeugdwerkgarantieplan (JWG). Het JOB beoogt herintreding van langdurig werkloze jongeren (jonger dan 25 jaar) in het arbeidsproces te bevorderen door hen op uitzendbasis tegen gereduceerd tarief ter beschikking te stellen aan werkgevers in de markt- en collectieve sector. De GWJ zijn gericht op het ondersteunen van gemeentelijke initiatieven tot het scheppen van additionele arbeidsplaatsen voor werklozen beneden 21 jaar. In het kader van de GWJ zijn in 1988 circa 10 000 garantiebanen gecreëerd, waarop ongeveer 6000 jongeren op jaarbasis zijn geplaatst. Het bereik van het JOB bedroeg in 1988 circa 3800 arbeidsplaatsen (Ministerie van Sociale Zaken en Werkgelegenheid, 1988: 59-60).

Het belangrijkste scholingsinstrument in het arbeidsmarktbeleid voor jongeren is de bijdrageregeling vakopleiding jeugdigen (BVJ). De BVJ bevordert het tot stand komen van opleidingsmogelijkheden in het kader van het leerlingwezen door een bijdrage in de opleidingskosten te verstrekken aan door de sociale partners beheerde opleidingsfondsen. Het toepassingsbereik van de BVJ bedroeg in 1988 ongeveer 45 000 opleidingsplaatsen (Ministerie van Sociale Zaken en Werkgelegenheid 1988: 60).

Het JOB, de GWJ/JWG en de BVJ zijn specifiek voor jongeren bedoeld. Zowel in de overige scholingsmaatregelen als bij de intrede-bevorderende maatregelen zijn jongeren echter in het algemeen oververtegenwoordigd (Ministerie van Sociale Zaken en Werkgelegenheid 1988: 60).

Bij het inkomensbeleid kunnen met name genoemd worden de verlaging van de RWW voor jongeren beneden 23 jaar, de invoering van de arbeidsverleden-eis in 1986 waardoor jongeren in het algemeen korter recht kregen op een WW uitkering en eerder in de RWW terecht kwamen, en de verlaging en bevrozing van de minimum (jeugd)lonen.

In 1984 was het werkloosheidspercentage voor vrouwen beneden 25 jaar bijna 27%. Voor mannen beneden 25 jaar was dit zelfs bijna 30%. De werkloosheidspercentages voor de totale vrouwelijke beroepsbevolking tussen 15 en 65 jaar was in dat jaar 19%, terwijl dit voor mannen 16% bedroeg. Drie jaar later, in december 1986, was de jeugdwerkloosheid nog altijd hoger dan gemiddeld. Terwijl van de totale vrouwelijke beroepsbevolking in december 1986 17% geregistreerd stond als werkzoekende, was dit voor vrouwen beneden 25 jaar 22%. Voor mannen zijn deze cijfers respectievelijk 13% en 22%. Ondanks de extra inspanningen van de overheid – middels intrede-bevorderende maatregelen, scholings- en inkomensbeleid – om het probleem van de jeugdwerkloosheid op te lossen, blijft het werkloosheidsper-

centage van jongeren hoger dan het landelijke gemiddelde. Betekent dit nu dat het beleid op dit punt niet effectief is?

Een van de vragen die wij in dit artikel willen beantwoorden, is: welk beleid gericht op vermindering van jeugdwerkloosheid kan effectief zijn? Intredebevorderende maatregelen zijn vooral van belang als jongeren zonder hulp niet aan de slag komen. Als van werkloosheid een stigmatiserend effect uitgaat, waardoor, naarmate een werkloze langer zonder werk is, hij/zij voor een werkgever steeds minder interessant wordt, is het zinvol om intredebevorderende maatregelen toe te passen. Een negatief selectie-effect ten aanzien van langdurig werklozen door werkgevers kan worden aangetoond door na te gaan in hoeverre de herintredingskans daalt met de werkloosheidsduur, onafhankelijk van de werking van andere werkloosheidsbepalende factoren. Dit noemen wij een negatief duureffect.

Als werkloosheid vooral een gevolg is van een gebrek aan productieve vaardigheden, dan is een scholingsbeleid de meest aangewezen weg om tot vermindering van de werkloosheid te komen.

Als langdurige werkloosheid noch veroorzaakt wordt door stigmatisering noch door gebrek aan scholing, dan zou het beleid er beter op gericht kunnen zijn de incentives voor jongeren om een baan te accepteren te vergroten, bijvoorbeeld door de werkloosheidsuitkeringen voor jongeren te verlagen.

Naast de effectiviteit van het overheidsbeleid ten aanzien van jeugdwerkloosheid zijn we ook geïnteresseerd in het identificeren van die kenmerken die de werkloosheidsduur van jongeren bepalen. Hierbij beperken we ons niet alleen tot persoonskenmerken en arbeidsmarktomstandigheden, we betrekken ook sociaal-psychologische factoren in onze analyse. Naar onze mening worden deze sociaal-psychologische factoren te vaak genegeerd bij de verklaring van het arbeidsmarktgedrag van werklozen.

Herintredingskansen van werkloze jongeren worden geschat met behulp van een zogenaamd 'proportional hazard model'. Dit artikel heeft ook ten doel een toegankelijke inleiding in dit type modellen, waarmee dynamische processen in reële tijd kunnen worden beschreven, te geven. De 'hazard'-functie is een conditionele kans op een overgang van de ene toestand (werkloosheid) naar een andere (werk) in een of ander klein tijdsinterval, gegeven de tijd die men tot dat moment in de oorsprongstoestand heeft doorgebracht. De data voor het schatten van de hazard functie zijn ontleend aan het Werkloze Jongeren Survey 1984-1986 van de Organisatie voor Strategisch Arbeidsmarktonderzoek (OSA).

De opbouw van dit artikel is als volgt. In paragraaf 2 beschrijven we het 'proportional hazard'-model. De data worden beschreven in paragraaf 3. De schattingsresultaten staan in paragraaf 4. Het artikel wordt besloten met een aantal conclusies.

2. Het 'proportional hazard'-model

'Proportional hazard'-modellen of duurmodellen zijn kwalitatieve responsmodellen waarmee tijdsafhankelijke processen, dat wil zeggen processen die in reële tijd plaatsvinden, kunnen worden beschreven.² Kwalitatieve responsmodellen zijn modellen waarbij de afhankelijke of endogene variabele discrete of categorale waarden aanneemt. Kwalitatieve responsmodellen hebben een groot toepassingsbereik in de economische en sociale wetenschap omdat veel gedragsreacties kwalitatief van aard zijn. Voorbeelden hiervan op het terrein van de arbeidsmarkt zijn: men zoekt wel of niet naar werk; men is werkend, werkloos of bevindt zich buiten de arbeidsmarkt; men vindt als werkloze wel of niet een baan; etc.

Van oudsher werken economen en sociologen veel met tijdsafhankelijke kwalitatieve responsmodellen, zoals het lineaire waarschijnlijkheidsmodel, logit- en probitmodellen, discriminantanalyse, loglineaire analyse, etc.³ In tegenstelling tot de tijdsafhankelijke modellen wordt in duurmodellen gespecificeerd hoe de verdeling van een 'random respons'-variabele die in de tijd wordt waargenomen, afhankelijk is van voorgaande waarnemingen. Met andere woorden: in duurmodellen wordt rekening gehouden met het moment in de reële tijd waarop een gebeurtenis zich voor doet. Om deze reden zijn duurmodellen beter geschikt voor het analyseren van processen en gebeurtenissen die zich in de tijd afspelen dan tijdsafhankelijke modellen. Een voorbeeld ter illustratie. In het navolgende maken we gebruik van duurmodellen om na te gaan hoe lang jongeren die in mei 1984 allen werkloos waren, werkloos zullen blijven. Van deze jongeren is de arbeidsmarktgeschiedenis van twee en een half jaar in kaart gebracht, tot november 1986. Voor het bepalen van de kans op werk maakt het daarbij nogal wat verschil of men bijvoorbeeld al in juni 1984 een baan vond of dat dit pas in juni 1986 was. In het laatste geval is men namelijk twee jaar langer werkloos. Als men werkt met een tijdsafhankelijk model voor het analyseren van deze data zijn er twee mogelijkheden. Men kan diegene die in juni 1984 een baan vond en diegene die in juni 1986 een baan vond tot dezelfde categorie rekenen van respondenten, waarvoor de gebeurtenis 'herintreding' heeft plaatsgevonden. In dat geval is de veronderstelde tijdseenheid waarbinnen

de gebeurtenissen zich voltrekken dus twee jaar of meer. Als men dit een te grove tijdsindeling vindt en kiest voor een kleinere tijdseenheid (maand, week, dag), dient men voor elke tijdseenheid (maand, week, dag) afzonderlijk een tijdsonafhankelijk model te schatten, op basis van de respondenten die aan het begin van de tijdseenheid nog geen overgang hebben gehad. Als men de maand als tijdseenheid neemt moet men, om bijvoorbeeld de kans op herintreding in maand twaalf te bepalen, de kans nemen dat men in maand één niet intreedt, maal de kans dat men in maand twee niet intreedt, maal de kans dat men in maand drie niet intreedt, enzovoort tot maand twaalf maal de kans dat men in maand twaalf wel intreedt. Tijdsonafhankelijke kwalitatieve-responsmodellen zijn onvoorwaardelijke kansmodellen (in termen van het bovenstaande voorbeeld bepalen tijdsonafhankelijke modellen de kans dat men steeds precies een, twee, drie, . . . , twaalf maanden werkloos is). In duurmodellen wordt uitgegaan van de voorwaardelijke kans dat een gebeurtenis plaatsvindt (de kans dat een werkloze in maand twaalf een baan vindt, gegeven dat hij/zij elf maanden werkloos is geweest). Het beschrijven van tijdsafhankelijke processen met behulp van tijdsonafhankelijke of onvoorwaardelijke kansmodellen is veel ingewikkelder dan beschrijving met behulp van voorwaardelijke-kansmodellen, omdat men bij onvoorwaardelijke kansen simultaan alle kansen op het voordoen van de gebeurtenis moet analyseren. Deze aanpak is niet alleen omslachtig en tijdrovend, het vereist ook een zeer groot databestand: voor elke tijdseenheid moet men immers voldoende respondenten hebben waarvoor de gebeurtenis heeft plaatsgevonden om het model te schatten. Bij duurmodellen maakt men gebruik van het feit dat de gebeurtenis die men analyseert de uitkomst is van een reeks eenvoudiger gebeurtenissen. Vanzelfsprekend houden voorwaardelijke en onvoorwaardelijke kansen nauw verband met elkaar, zodat de mathematische beschrijving van het proces in beide gevallen hetzelfde is. Het is echter het begripsmatige verschil dat van belang is bij het modelleren van gebeurtenissen in de tijd.

Hierboven zijn duurmodellen gedefinieerd als statistische modellen waarbij de verdeling van de 'random respons'-variabele, waargenomen over de tijd, afhankelijk is van voorgaande waarnemingen. Deze brede definitie omvat echter een grotere klasse van modellen dan duurmodellen alleen. Markov-ketens en tijdreeksmodellen vallen ook onder deze definitie. Een nadere classificatie valt te geven door duurmodellen te omschrijven als discrete-gebeurtenis – continue-tijdmodellen. Markov-ketens kunnen dan gedefinieerd worden als discrete-gebeurtenis – discrete-tijdmodellen en tijdreeksmodellen als continue-gebeurtenis-discrete-tijdmodellen.

Centraal in het duurmodel staan toestanden en overgangen. Een toestand is een positie waarin men kan verkeren. De toestanden die wij hier onderscheiden zijn werkloos en werkend. Overgangen zijn gebaseerd op toestanden en geven de verandering van de ene toestand naar de andere aan. De overgang die wij hier analyseren is die van werkloos naar werkend. Een derde concept dat in de analyses een rol speelt, is de duur doorgebracht in een toestand. Deze duur meten we in dit geval in maanden. De 'hazardrate' of ontsnapingsintensiteit is nu gedefinieerd als de kans of waarschijnlijkheid dat een individu in het oneindig kleine tijdsinterval tussen t en $t + dt$ een overgang maakt, gegeven dat hij/zij zich tot tijdstip t in de oorsprongstoestand bevindt. De kans tot tijdstip t geen overgang te maken is een verdelingsfunctie. Het is de kans dat een gebeurtenis T zich voltrekt na tijdstip t : $\Pr(T > t)$. Deze verdelingsfunctie wordt ook wel de 'survivor'-functie genoemd. Deze 'survivor'-functie geven we in het vervolg weer door $F(t)$. De met de 'survivor'-functie corresponderende kansdichtheidsfunctie $f(t)$ is bepaald door $F(t)$ te differentiëren over t : $f(t) = -dF(t)/dt$. Deze kansdichtheidsfunctie is een onvoorwaardelijke kansfunctie die de overgangskans in het tijdsinterval $t, t + dt$ weergeeft. De voorwaardelijke kansdichtheidsfunctie of 'hazard'-functie, $h(t)$, laat zich nu in termen van de onvoorwaardelijke kansdichtheidsfunctie en de 'survivor'-functie definiëren als:

$$h(t) = f(t)/F(t) \quad (2.1.)$$

De 'hazard'-functie $h(t)$ valt op te vatten als de niet-waarneembare 'rate' of intensiteit waarmee een gebeurtenis optreedt. Wat we empirisch waarnemen zijn voltooide en onvoltooide duren. Voltooide duren observeren we indien een overgang van de ene toestand naar de andere heeft plaatsgevonden. Als tot het waarnemingsmoment geen overgang heeft plaatsgevonden (en de gebeurtenis zich dus volstrekt op een tijdstip na het waarnemingsmoment), hebben we te maken met een onvoltooide duur. Het databestand kan dus beschreven worden door een combinatie van kansdichtheidsfuncties voor voltooide duren en verdelingsfuncties voor onvoltooide. Hiervoor schrijven we de kansdichtheids- en verdelingsfunctie in termen van de 'hazard'-functie en specificeren we een functionele vorm voor de 'hazard'-functie.

Door vergelijking (2.1.) links en rechts te integreren over t , krijgen we:

$$\int_0^t h(u)du = -\log(F(t)) \quad (2.2.)$$

Als we nu de exponent van vergelijking (2.2.) nemen, verkrijgen we een uitdrukking voor de 'survivor'-functie $F(t)$ in termen van de 'hazard'-functie $h(t)$:

$$F(t) = \exp\left(-\int_0^t h(u)du\right) \quad (2.3.)$$

Herschikking van vergelijking (2.1.) en substitutie van (2.3.) in (2.1.) levert een uitdrukking voor de kansdichtheidsfunctie in termen van de 'hazard'-functie:

$$f(t) = h(t)F(t) \quad (2.4.)$$

Voor de functionele vorm van de 'hazard'-functie gaan we uit van een zogenaamd 'proportional hazard'-model. Dit houdt in dat de 'hazard'-functie geschreven wordt als het produkt van: een functie van (een vector van) exogene, individu-specifieke kenmerken x en een bijbehorende, voor elk individu identieke (vector van) parameters β ; een functie van de duur in toestand t ; en een functie van een storingsterm v :

$$h(t|x, \beta, v) = h_1(x, \beta)h_2(t)h_3(v) \quad (2.5.)$$

De functie $h_1(x, \beta)$ beschrijft hoe de 'hazard'-functie, op een gegeven tijdstip, verschilt tussen individuen vanwege persoonskenmerken, arbeidsmarktomsstandigheden en sociaal-psychologische factoren. De heterogeniteit van deze kenmerken tussen individuen, onderscheiden van de niet-waarneembare heterogeniteit die door de storingsterm wordt weergegeven, is exogeen in de zin dat deze heterogeniteit oorzaak is van, en niet veroorzaakt wordt door, de uitkomst van het proces (Sims, 1977).

De functionele vorm voor de exogenen in het 'proportional hazard'-model is:

$$h_1(x, \beta) = \exp(x'\beta) \quad (2.6.)$$

De exponent van de verklarende variabelen en hun parameters is genomen, omdat de 'hazard'-functie altijd groter of gelijk aan nul dient te zijn.

De exogene variabelen in een 'proportional hazard'-model hebben als effect dat de 'hazard'-functie wordt vermenigvuldigd met een schaafactor. Als de parameter groter is dan nul, stijgt (daalt) de 'hazard'-functie als de

exogene variabelen toenemen (afnemen). Het effect van een verandering in de exogene variabele op de verwachte voltooide wachttijd in een toestand (dat is: de verwachte werkloosheidsduur), is bepaald door:

$$d \log(\text{wachttijd tot overgang})/dx = -\beta \quad (2.7.)$$

Een eenheidsstijging (-daling) van een exogene variabele leidt tot een stijging (daling) van de verwachte wachttijd met $-\beta$ procent.

De functie $h_2(t)$ beschrijft de tijdsafhankelijkheid van de hazardfunctie. Dit is de zogenaamde 'baseline' hazard. Voor het modelleren van de duuraafhankelijkheid zijn twee alternatieve specificaties gekozen: het Weibull-model en het Gompertz-model.

Het Weibull-model is gedefinieerd door:

$$h_2(t) = at^{a-1} \quad \text{waarbij } a > 0 \quad (2.8.)$$

Als $a = 1$ in het Weibull-model is er geen sprake van duuraafhankelijkheid. Dit is het zogenaamde exponentiële model. Er is sprake van negatieve duuraafhankelijkheid als $a < 1$ en van positieve duuraafhankelijkheid als $a > 1$. Bij negatieve (positieve) duuraafhankelijkheid neemt, ceteris paribus, de verwachte komende verblijfsduur in een toestand (dat is: de verwachte komende werkloosheidsduur) toe (af) met het verstrijken van de verblijfsduur in de toestand.

Het Gompertz-model is gedefinieerd door:

$$h_2(t) = \exp(at) \quad (2.9.)$$

Hierbij is sprake van negatieve (positieve) duuraafhankelijkheid als $a < 0$ (> 0). Het Gompertz-model kenmerkt zich doordat bij $a < 0$ er een kans groter dan nul is, dat men oneindig lang in een toestand verblijft.⁴

Onder niet-waarneembare heterogeniteit wordt verstaan dat niet-meetbare of niet-gemeten variabelen van invloed kunnen zijn op de overgangskans. Hierbij kan men bijvoorbeeld denken aan motivatie, intelligentie en inzet, of aan fysieke en psychische kenmerken die de verblijfsduur in een toestand beïnvloeden. Als deze niet-waarneembare heterogeniteit samenhangt met verklarende variabelen die wel in het model zijn opgenomen, zijn de parameterschattingen onzuiver. Aangezien de duur zelf een van de verklarende variabelen in het model is, valt te verwachten dat, als er sprake is van niet-waar-

neembare heterogeniteit, in elk geval de parameter van de duurterm een onzuivere schatter is.

In de 'hazard'-functie wordt rekening gehouden met niet-waarneembare heterogeniteit door er een storingsterm aan toe te voegen. Over de vorm van de verdelingsfunctie van deze storingsterm valt aan de theorie geen informatie te ontleen. In de praktijk wordt veelal een verdeling gekozen die de berekeningen zo eenvoudig mogelijk maken. Dit is in het geval van het proportional hazard-model bijvoorbeeld een gammaverdeling. Hierbij wordt verondersteld dat voor alle individuen $h_3(v)$ gamma verdeeld is met gemiddelde 1 en variantie s^2 , onafhankelijk van x en t . De 'survivor'-functie wordt dan:

$$F(t) = (1 + s^2 \exp(x'\beta) \int_0^t h_2(u) du)^{-s^2} \quad (2.10.)$$

En de 'hazard'-functie wordt:

$$h(t) = \exp(x'\beta) h_2(t) F(t)^{s^2} \quad (2.11.)$$

De steekproef waarop het databestand is gebaseerd, is getrokken uit het werklozenbestand van mei 1984. Laat t_0 het aantal maanden werkloosheid weergeven in mei 1984. Laat voor de voltooide duren t_1 de totale werkloosheidsduur weergeven. De duur van de onvoltooide duur op het moment van tweede interview in november 1986 geven we weer door t_2 . Als NE van de werklozen in mei 1984 voor november 1986 een baan gevonden heeft en NU in november 1986 nog werkloos zijn, wordt de gezamenlijke aannemelijkheidsfunctie of 'likelijkheid'-functie L , van de waarnemingen in het databestand geschreven als (cf. Lancaster, 1979):

$$L = \prod_{i=1}^{NU} \frac{F(t_{i2})}{F(t_{i0})} \prod_{i=1}^{NE} \frac{f(t_{i1})}{F(t_{i0})} \quad (2.12)$$

Voor het bepalen van de parameterwaarden wordt de 'likelijkheid'-functie (2.12.) gemaximaliseerd met betrekking tot β , a en s^2 .⁵

3. De data

Het databestand dat voor de analyses wordt gebruikt, is het Werkloze Jon-

geren Survey 1984-1986 van de Organisatie voor Strategisch Arbeidsmarkt-onderzoek (OSA). Voor dit survey is in het voorjaar van 1984 een steekproef getrokken onder jongeren tussen 15 en 26 jaar, die in mei 1984 als werkzoekend bij een van de Gewestelijke Arbeidsbureaus stonden ingeschreven.⁶ Uit deze steekproef zijn eind 1984 in totaal 1146 werkloze en inmiddels weer werkzame jongeren geënquêteerd. Hiervan zijn 214 personen eind 1985 voor een non-responsanalyse benaderd. Na eliminatie van 76 personen die in mei 1984 niet volledig aan de werkloosheidscriteria voldeden, resteerden 856 (1146 - 214 - 76) personen die voor een tweede benadering in aanmerking kwamen. Eind 1986 zijn onder deze groep 592 bruikbare interviews afgenomen.⁷ Hiervan had tussen mei 1984 en november 1986 ongeveer 11% de arbeidsmarkt verlaten. Na eliminatie van waarnemingen waarvoor essentiële informatie niet achterhaald kon worden, resteerden 521 waarnemingen voor de analyses. Van deze 521 hadden er 377 (72%) tussen mei 1984 en november 1986 een baan gevonden.

Tabel 3.1. Steekproefkenmerken

	ge- middeld	standaard deviatie	minimum	maximum
<i>persoonskenmerken:</i>				
leeftijd	3.10	.12	2.77	3.30
geslacht (1 = man, 0 = vrouw)	.56	.50	0	1
nationaliteit (1 = niet-Nederlands, 0 = Nederlands)	.08	.27	0	1
lager beroepsonderwijs*	.29	.46	0	1
uitgebreid lager onderwijs*	.14	.35	0	1
middelbaar beroepsonderwijs*	.14	.34	0	1
middelbaar algemeen onderwijs*	.08	.26	0	1
hoger onderwijs*	.11	.31	0	1
niveau hoogste dagopleiding vader/moeder (1 = laag, . . . , 6 = hoog)	2.81	1.03	2	6
gehuwd/samenwonend*	.24	.43	0	1
kinderen*	.06	.24	0	1
werkloosheidsduur tot mei 1984 (in maanden)	15.96	15.65	0	94.52
werkloosheidsduur tot november 1986 (in maanden)	31.20	22.16	0	124.47
<i>arbeidsomstandigheden:</i>				
aantal doorgemaakte werkloosheids- periodes:				
- dummy 1 (1 = 2 periodes of minder, 0 = anders)	.21	.42	0	1

	ge- middeld	standaard deviatie	minimum	maximum
- dummy 2 (1 = 3 periodes of meer, 0 = anders)	.18	.39	0	1
aantal banen van 20 uur of meer:				
- dummy 1 (1 = 1, 0 = anders)	.21	.41	0	1
- dummy 2 (1 = 2 of 3, 0 = anders)	.20	.40	0	1
- dummy 3 (1 = 4 of meer, 0 = anders)	.18	.38	0	1
sollicitatiefrequentie (1 = geen, 0 = anders)	.34	.47	0	1
<i>sociaal-psychologische factoren:</i>				
voorkeur voor sector waarin te werken (1 = ja, voor bedrijfsleven of overheid, 0 = anders)	.44	.50	0	1
inschatting arbeidsmarktkansen nooit meer aan de slag te komen (1 = (zeer) groot)	.11	.32	0	1
beleving werkloosheid (1 = acht voordelen groter dan nadelen, 2 = acht even groot, 3 = acht nadelen groter)	2.53	.68	1	3
ervaring eenzaamheid (1 = zeer vaak, . . . , 3 = soms, . . . 5 = nooit)	3.97	1.03	1	5
met meerderen thuis/in huis werkloos*	.25	.43	0	1
log werkloosheidsuitkering	4.62	4.63	-	7.92
gelegenheid om bij te klussen (1 = vrijwel nooit tot zeer vaak, 0 = nooit)	.33	.47	0	1
waardering werkloosheid (1 = negatief, . . . , 5 = positief)	3.18	.88	1	5
bereidheid tot acceptatie: niet zo bij opleiding/ervaring passende baan*	.68	.47	0	1
baan met (soms) weekenddienst*	.77	.42	0	1
baan met onregelmatige werktijden	.80	.40	0	1
baan voor 20 uur met inlevering loon, zonder aanvullende uitkering*	.40	.49	0	1
log regionale UV	- 4.09	.51	- 5.63	- 3.08
log verwachte netto maandinkomen	7.18	.23	5.98	7.74

* 1 = ja, 0 = nee

In tabel 3.1. worden enkele relevante steekproefkenmerken gepresenteerd. Alle kenmerken, met uitzondering van de werkloosheidsduur, zijn genomen in de mei 1984 waarden. We onderscheiden drie groepen van kenmerken: persoonskenmerken, arbeidsmarktomstandigheden en sociaal-psychologische factoren. De meeste kenmerken spreken voor zich. Enkele zullen we nog wat toelichten.

Voor de opleidingsrichting en -niveau zijn vijf dummy's gecreëerd. De re-

ferentiecategorie bij opleiding wordt gevormd door jongeren, die na de lagere school geen vervolgopleiding hebben gevolgd of deze niet hebben afge maakt (voortijdige schoolverlaters of drop-outs).

Aangezien we alleen voor jongeren die ingetreden zijn informatie omtrent het inkomen hebben, is het netto verwachte inkomen bij herintreding berekend op basis van een loonvergelijking. Deze loonvergelijking is gebaseerd op de jongeren die in november 1986 een baan hadden gevonden. Een beschrijving van de loonvergelijking is te vinden in Bijlage A. Het gemiddelde geschatte netto maandinkomen bij herintreding bedraagt 1352 gulden (standaarddeviatie: 241 gulden).

De UV-graad, berekend als het quotiënt van openstaande vacatures en werklozen, is gebaseerd op door de arbeidsbureaus eind juni 1984 geregistreerde vacatures en werklozen. Per provincie zijn deze cijfers uitgesplitst naar zeven beroepsgroepen: metaal, bouw/hout, horeca/huishouding, handel/kantoor, onderwijs/verzorging, personeel algemene dienst en een restgroep.

4. De schattingsresultaten

In eerste instantie zijn 41 kenmerken in de analyse opgenomen. Na eliminatie van variabelen die zowel een zeer insignificante parameterwaarde hadden als een verwaarloosbare invloed op de hazardrate, resteerden 32 kenmerken.

De uitkomsten van de schattingen staan in tabel 4.1. Over het algemeen zijn de parameterschattingen robuust over de verschillende verdelingen; er vallen geen opvallende verschillen tussen de schattingen aan te wijzen.

Langdurige werkloosheid is voornamelijk een gevolg van gebrek aan scholing. Alle jongeren met enige voortgezette opleiding hebben een significant grotere kans op een baan dan jongeren zonder voortgezette opleiding. Opvallend is dat een middelbare beroepsopleiding de beste kans op een baan biedt, beter zelfs dan een hogere opleiding. Een middelbare algemene opleiding geeft slechtere arbeidsmarktkansen dan een beroepsopleiding. De verwachte duur van een voltooide werkloosheidsperiode, berekend op basis van de parameterschattingen van het Weibull-model zonder correctie voor niet-waarneembare heterogeniteit, voor de verschillende opleidingstypen staat in tabel 4.2.⁸ Alle overige kenmerken zijn in de gemiddelde waarden genomen. De gemiddelde verwachte werkloosheidsduur is 16 maanden. Jongeren met een middelbare beroepsopleiding of een hogere opleiding hebben een verwachte werkloosheidsduur korter dan het gemiddelde. Alle andere opleidings-

Tabel 4.1. Schattingsresultaten (standaardfouten tussen haakjes)

	1 Weibull- model	2 Gompertz- model	3 Weibull- Gamma Model
<i>persoonkenmerken:</i>			
leeftijd	- 1.853 (.016)***	- 1.652 (.016)***	- 1.895 (0.016)***
geslacht	.334 (.106)***	.301 (.106)***	.343 (.109)***
nationaliteit	-.376 (.225)*	-.394 (.229)*	-.387 (.237)
lager beroepsonderwijs	.345 (.112)***	.315 (.111)***	.356 (.116)***
uitgebreid lager algemeen onderwijs	.520 (.151)***	.473 (.151)***	.533 (.157)***
middelbaar beroepsonderwijs	.990 (.152)***	.955 (.147)***	1.014 (.158)***
middelbaar algemeen onderwijs	.567 (.204)***	.502 (.200)**	.583 (.215)***
hoger onderwijs	.839 (.180)***	.754 (.176)***	.858 (.194)***
niveau hoogste dagopleiding			
vader/moeder	.050 (.053)	.049 (0.52)	.052 (.054)
gehuwd/samenwonend	.294 (.121)**	.260 (.121)**	.303 (.125)**
kinderen	-.189 (.254)	-.169 (.249)	-.192 (.262)
met meerderen thuis/in huis			
werkloos	-.173 (.127)	-.163 (.128)	-.173 (.130)
log werkloosheidsuitkering	.006 (.011)	-.009 (.011)	-.006 (.012)
log verwachte netto maandinkomen	.472 (.329)	.483 (.337)	.489 (0.579)
<i>arbeidsmarktomstandigheden:</i>			
aantal doorgemaakte werkloosheidsperiodes:			
- dummy 1	.074 (.125)	.070 (.124)	.074 (.127)
- dummy 2	.072 (.137)	.047 (.137)	.070 (.141)
aantal banen van 20 uur of meer			
- dummy 1	.076 (.132)	.056 (.129)	.076 (.134)
- dummy 2	.134 (.139)	.124 (.139)	.139 (.142)
- dummy 3	.185 (.171)	.191 (.171)	.193 (.176)
inschatting arbeidsmarkt- kansen	-.227 (.178)	-.172 (.177)	-.225 (.181)
gelegenheid om bij te klussen	.186 (.110)*	.197 (.110)*	.192 (.113)*
log regionale UV-graad	.077 (.050)	.081 (.040)**	.077 (.114)
sollicitatiefrequentie	-.155 (.115)	-.131 (.113)	-.158 (.118)
<i>sociaal-psychologische factoren:</i>			
voorkeur voor sector waarin te werken	.060 (.107)	.073 (.106)	.065 (.109)
beleving werkloosheid	.279 (.084)***	.278 (.082)***	.289 (.085)***

	1 Weibull- model	2 Gompertz- model	3 Weibull- Gamma Model
ervaring eenzaamheid	.141 (.053)***	.153 (.053)***	.144 (.053)***
waardering werkloosheid	-.108 (.069)	-.124 (.068)*	-.111 (.067)*
bereidheid tot acceptatie niet zo bij opleiding/ervaring passende baan	.227 (.118)*	.217 (.116)*	.236 (.116)**
baan met (soms) weekend- dienst	.276 (.132)**	.282 (.136)**	.288 (.131)**
baan met onregelmatige werktijden	.216 (.160)	.221 (.162)	.219 (.164)
baan van 20 uur	.294 (.114)***	.268 (.115)**	.298 (.118)**
<i>constante</i>	-1.808 (4.085)	-2.940 (2.735)	-1.902 (2.022)
<i>werkloosheidsduur (a)</i>	0.770 (0.060)***	-0.016 (0.003)***	0.788 (0.053)***
<i>variantie storingsterm (s²)</i>			0.133 (0.322)
loglikelihood	-1438.26	-1434.96	-1438.25

* significant op 10%-niveau

** significant op 5%-niveau

*** significant op 1%-niveau

goriëen leiden tot een lager dan gemiddelde werkloosheidsduur. Een jongere zonder voortgezette opleiding of die geen vervolgopleiding afgemaakt heeft, heeft een verwachte werkloosheidsduur van bijna vier jaar. Dit is ongeveer vier keer zo lang dan de verwachte werkloosheidsduur voor een jongere met een middelbare beroepsopleiding.

Mannen en jongeren met de Nederlandse nationaliteit vinden eerder een baan dan vrouwen en niet-Nederlanders. Hetzelfde geldt voor gehuwden. De verwachte werkloosheidsduur van een man is ongeveer zeven maanden korter dan voor een vrouw. Een mogelijkheid is dat mannen zich bij hun beroepskeuze meer laten leiden door de kansen op een baan dan vrouwen; in de beroepen waarin de werkloosheid relatief hoog is, zijn vrouwen vaak (relatief) oververtegenwoordigd. Misschien is het ook het geval dat mannen intensiever zoeken dan vrouwen. Een derde mogelijkheid is negatieve werkgeversselectie ten opzichte van vrouwen: werkgevers prefereren mannen boven vrouwen. Niet-Nederlanders zijn ongeveer negen maanden langer werkloos dan jongeren met de Nederlandse nationaliteit. Mogelijke oorzaken hiervoor kunnen zijn: de taalachterstand die sommige jongeren uit etnische minderheden hebben en negatieve selectie door werkgevers. Het verschil tussen

Tabel 4.2. Verwachte voltooide werkloosheidsduur in maanden voor enkele significante kenmerken op basis van Weibull-model zonder correctie voor niet-waarneembare heterogeniteit

leeftijd:	18	9
	20	12
	22	15
	24	19
	26	23
geslacht:	man	13
	vrouw	20
nationaliteit:	Nederlandse	15
	niet-Nederlandse	24
opleiding:	geen vervolgopleiding afgemaakt	47
	lager beroepsonderwijs	20
	uitgebreid lager onderwijs	21
	middelbaar beroepsonderwijs	28
	middelbaar algemeen onderwijs	10
	hoger onderwijs	16
burgerlijke staat:	gehuwd/samenwonend	12
	ongehuwd	17
gelegenheid om bij te klussen:	ja	13
	nee	17
beleving werkloosheid:	voordelen zijn groter	27
	even groot	19
	nadelen zijn groter	13
ervaring eenzaamheid:	zeer vaak	27
	vaak	22
	soms	19
	af en toe	15
	nooit	13
bereidheid tot acceptatie niet passende baan:	ja	14
	nee	19
weekenddienst:	ja	14
	nee	20
20 uur baan:	ja	12
	nee	18
gemiddelde verwachte voltooide werkloosheidsduur		16

gehuwden en ongehuwden bedraagt ongeveer vijf maanden. Een verklaring hiervoor zou kunnen zijn, dat het sociale netwerk waardoor men in contact kan komen met vacatures, voor ongehuwden kleiner is dan voor gehuwden. Het is ook mogelijk dat de financiële noodzaak voor gehuwden om te werken groter is, wat impliceert dat zij intensiever zoeken naar een baan dan ongehuwden.

Leeftijd heeft een significant negatief effect op de ontsnappingskans uit werkloosheid. Elk leeftijdsjaar extra doet de kans op een baan met ongeveer 15% afnemen. Dit komt neer op een tot twee maanden extra werkloosheid. De verwachte werkloosheidsduur voor een 18-jarige is negen maanden, voor een 26-jarige met dezelfde kenmerken, is dit drie en twintig maanden. Een verklaring hiervoor zou kunnen zijn, dat dit het gevolg is van een vraageffect: vanwege het minimum jeugdloon en de staffeling daarin naar leeftijd worden 'oudere' jongeren door werkgevers te duur bevonden.

De parameters van de uitkeringsvariabele en van het verwachte netto maandinkomen bij herintreding zijn beide niet significant. De uitkeringshoogte en de inkomensvooruitzichten bij herintreding beïnvloeden het herintredingsgedrag dus niet.

Gebrek aan werkervaring heeft geen significant effect op de herintredingskans. Zowel het aantal voorafgaande werkloosheidservaringen als het aantal banen voor mei 1984 hebben geen significant effect. Vanwege de samenhang tussen leeftijd en ervaring is het mogelijk dat het effect van werkervaring wordt overgenomen door leeftijd. Ook het aantal sollicitaties is niet van invloed op de herintredingskans. Van de variabelen die de arbeidsmarkt-omstandigheden indiceren, heeft alleen de gelegenheid tot bijklussen een effect: jongeren die meer mogelijkheden tot bijklussen zien, vinden sneller een baan. Hiervoor kan een tweevoudige verklaring worden gegeven. Het is mogelijk dat de kennis en vaardigheden die in het zwarte circuit veel gevraagd zijn, in het formele circuit goede kansen op werk bieden. Het is ook mogelijk dat werk in het zwarte circuit een goed opstapje vormt voor een reguliere baan.

Uit de sociaal-psychologische variabelen treedt een beeld van ontmoediging naar voren. Jongeren die de voordelen van werkloos zijn in 1984 hoger inschatten dan de nadelen, zijn tussen 1984 en 1986 minder vaak aan de slag gekomen, dan jongeren die meer nadelen zagen. In het algemeen wijzen de sociaal-psychologische variabelen op een auto-selectie mechanisme: jongeren die *denken* een kleine kans op werk te hebben, *hebben* een kleinere kans op een baan. De verwachte werkloosheidsduur van jongeren, die hun ont-

moediging tonen door te zeggen dat de voordelen van werkloosheid groter zijn dan de nadelen of die aangeven vaak gevoelens van eenzaamheid te hebben, is bijna tweemaal zo lang als die van jongeren zonder ontmoedigingsverschijnselen.

Flexibiliteit is een andere belangrijke factor bij de verklaring van de werkloosheidsduur. Als men bereid is een baan te accepteren die niet aansluit bij de opleiding en/of ervaring, een baan waarbij men in de weekeinden moet werken, of een deeltijdbaai, komt men eerder aan de slag. In al deze gevallen daalt de verwachte werkloosheidsduur met ongeveer een half jaar.

Ten slotte kijken we naar de coëfficiënten van de werkloosheidsduur en naar de variantie van de storingsterm in het Weibull-Gamma mixingmodel. Volgens de economische theorie van zoekgedrag is er een negatieve stochastische causale relatie tussen het reservatieloon, dit is het loon waarvoor men bereid is een baan te accepteren, en de werkloosheidsduur. Naarmate men langer werkloos is, zal men de inkomenseisen ten aanzien van een baan waarschijnlijk verlagen en daardoor sneller aan de slag komen. Dit houdt in dat we een positief duur-effect zouden mogen verwachten ($\alpha > 1$ in het Weibull-model; $\alpha > 0$ in het Gompertz-model).

Er zijn ook argumenten te geven waarom de werkloosheidsduur een negatief effect op de kans op een baan zou kunnen hebben. Als werkgevers onvolkomen informatie hebben omtrent niet waarneembare produktieve vaardigheden van werknemers, dan kan het zijn dat zij het arbeidsverleden van werknemers als een indicatie voor deze produktieve vaardigheden gebruiken. Een werknemer die een (groot) deel van zijn/haar tijd op de arbeidsmarkt werkloos heeft doorgebracht, kan om die reden door een werkgever als minder geschikt worden beschouwd.

Een tweede verklaring voor een mogelijke negatieve invloed van werkloosheidservaringen op de kans op een baan is te vinden in het verlies aan 'human capital', in de vorm van scholings- en werkervaring, waardoor het steeds moeilijker wordt een baan te vinden. Dit geldt met name als de werkloosheidsperiode aan het begin van de arbeidsloopbaan valt, zoals bij jongeren. De 'human capital'-theorie impliceert dat, aangezien aanzienlijke investeringen in 'human capital' in de eerste jaren van de arbeidsloopbaan plaatsvinden, werkloosheid aan het begin van de arbeidsloopbaan extra kostbaar is. Door het verlies aan produktieve vaardigheden door werkloosheid zal de kans op een baan ook kleiner worden.

Een derde mogelijke verklaring voor de doorwerking van jeugdwerkloosheid op de arbeidsloopbaan is te vinden in de theorie van de duale arbeidsmarkt. De theorie van de duale arbeidsmarkt stelt dat werkloosheid kan lei-

den tot een lager arbeidsethos, een zwakke band met de arbeidsmarkt en een algemene vervreemding ten aanzien van de samenleving. Werkloosheid kan een verandering in attitudes en preferenties teweeg brengen, waardoor men langer werkloos blijft.

De parameterschattingen van 'a' in het Weibull-model en het Gompertz-model impliceren dat de negatieve duureffecten domineren over de positieve. Gegeven de waarden van de exogene variabelen en hun coëfficiënten, toont de parameter van de werkloosheidsduur in het Weibull-model dat de hazardrate halveert in het eerste jaar van werkloosheid. Na dit eerste jaar is het effect van de werkloosheidsduur op de herintredingskans verwaarloosbaar. Dit houdt in dat vooral in het eerste jaar van werkloosheid de herintredingskansen snel afnemen met de werkloosheidsduur.

De geschatte variantie van de storingsterm in het Weibull-Gamma mixing-model, s^2 , is niet significant. Alle parameters worden in vergelijking tot het Weibull-model in absolute termen enigszins groter, wat theoretisch ook de verwachting is (zie: Lancaster, 1979). In het Gompertz-Gamma-model werd s^2 heel klein (kleiner dan 10^{-10}) terwijl de overige parameters nagenoeg gelijk bleven. Op basis van deze uitkomsten kan niet worden gesteld, dat van niet-waarneembare heterogeniteit sprake is.

5. Conclusie

In de inleiding hebben we ons afgevraagd welk beleid gericht op vermindering van de jeugdwerkloosheid effectief zou kunnen zijn. Uit de schattingsresultaten blijkt dat de hoogte van de werkloosheidsuitkering en het verwachte netto maandloon bij herintreding geen van beide de werkloosheidsduur beïnvloeden. Hieruit kan men concluderen dat een inkomensbeleid gericht op het creëren van extra incentives voor jongeren om een baan te accepteren, bijvoorbeeld door verlaging van uitkeringen, naar verwachting weinig zoden aan de dijk zal zetten.

Een belangrijke determinant van werkloosheid wordt gevormd door de opleiding. Met name jongeren die geen voortgezette opleiding hebben voltooid, lopen een grote kans zeer langdurig werkloos te blijven. Een opleidingsbeleid dat zich vooral richt op voortijdige schoolverlaters kan dus effectief zijn. In het algemeen kan een opleidingsbeleid, dat zich richt op scholing van werklozen voor beroepen waar een schaarste aan personeel bestaat, bijdragen aan het oplossen van de werkloosheid.

De uitkomsten tonen aan dat de werkloosheidsduur zelf van grote invloed is op de kans op een baan. Na anderhalf jaar werkloosheid is de kans (ooit)

op eigen kracht een baan te vinden nog zeer klein. Hieruit zou men de conclusie kunnen trekken dat het beleid vooral gericht zou moeten zijn op het voorkomen van langdurige werkloosheid. Aangezien blijkt dat de herintredingskansen vooral in het eerste jaar sterk daalt en dat, als men eenmaal een jaar werkloos is, de kans groot is dat men (zeer) langdurig werkloos zal blijven (2 jaar en langer), zou het aanbeveling verdienen al in een vroegtijdig stadium, bijvoorbeeld na een half jaar, herintrede bevorderende maatregelen toe te gaan passen.

Noten

1. Het onderzoek dat aan de basis ligt van dit artikel, is gefinancierd door de Organisatie voor Strategisch Arbeidsmarktonderzoek (OSA). Wij danken de OSA voor het financieren van dit onderzoek. Een eerdere versie van dit paper is gepresenteerd op het Third Annual Congress of the European Economic Association, Bologna, August 1988.
2. Voor recente overzichten van duurmodellen in de literatuur van de sociale wetenschappen en de economische wetenschap, zie Hutchison (1988a, 1988b) respectievelijk Kiefer (1988). Handboeken op dit terrein, die echter voornamelijk gericht zijn op gebruik in de medische en biologische wetenschap, zijn Kalbfleisch en Prentice (1980) en Lawless (1982). In de sociale wetenschappen worden duurmodellen ook wel omschreven als 'event history analysis'.
3. Voor een overzicht van kwalitatieve responsmodellen, zie Maddala (1983).
4. Over de toelaatbaarheid van dit soort defectieve verdelingsfuncties in het geval van werkloosheidsduren, zie Heckman en Singer (1984).
5. De 'likelihood'-functie is gemaximaliseerd met behulp van de Berndt-Hall-Hausman-methode. Voorbeeldprogramma's voor het maximaliseren van duurmodellen met behulp van subroutines uit het TSP pakket of met behulp van het programma GRMAX zijn op aanvraag verkrijgbaar bij de eerstgenoemde auteur.
6. Voor een beschrijving van de steekproeftrekking, zie Ten Have en Jehoel-Gijsbers (1985).
7. Voor een responsanalyse, zie Ter Huurne (1988).
8. De verwachte duur van een voltooide werkloosheidsperiode in het Weibull-model is gegeven door:

$$\int_0^{\infty} F(t)dt = G((1/a) + 1)\exp(-(x'\beta)/a)$$

waarbij $G(\cdot)$ de gamma functie is.

Literatuur

- Have, K. ten & G. Jehoel-Gijsbers (1985). *Werkloze jongeren een verloren generatie? OSA-Voorstudie 8*. Staatsuitgeverij, 's-Gravenhage.
- Heckman, J. (1979). Sample selection bias as a specification error. *Econometrica*, 47, 153-161.

- Heckman, J. & B. Singer (1984). Econometric duration analysis. *Journal of Econometrics*, 24, (1984) 63-132.
- Hutchison, D. (1988a). Event history and survival analysis in the social sciences I. *Quality and Quantity*, 22, (1988) 203-219.
- Hutchison, D. (1988b). Event history and survival analysis in the social sciences II. *Quality and Quantity*, 22, 255-278.
- Huurne, A. (1988). *Werkloze jongeren twee jaar later. OSA-Werkdocument*. Staatsuitgeverij, 's-Gravenhage, 1988.
- Kiefer, N. (1988). Economic duration data and hazard functions. *Journal of Economic Literature* 26 (1988), 646-679.
- Lancaster, T. (1979). Econometric methods for the duration of unemployment. *Econometrica*, 47 (1979), 939-956.
- Maddala (1983). *Limited dependent and qualitative variables in econometrics*. Cambridge U.P., Cambridge, 1983.
- Ministerie van Sociale Zaken en Werkgelegenheid (1988). *Rapportage Arbeidsmarkt*. Staatsuitgeverij, 's-Gravenhage, 1988.
- Sims, C. (1977). Exogeneity and causal ordering in macroeconomic models. In: C. Sims (Ed.), *New Methods in Business Cycle Research*. Federal Reserve Bank, Minneapolis, 1977.

Bijlage A. De beloningsfunctie luidt (standaardfouten tussen haakjes):

$$\begin{aligned} \log \text{ netto maandinkomen} = & 4.559 + 0.038 \text{ opleidingsniveau} + \\ & (0.203) \quad (0.013) \\ & \\ & 0.057 \text{ geslacht} + 0.722 \log \text{ uren} + \\ & (0.025) \quad (0.054) \\ & \\ & 0.603 \log (\text{min. jeugdloon/minimumloon}) \\ & (0.045) \end{aligned}$$

$$R^2 = 0.575$$

$$\text{aantal waarnemingen} = 329$$

Opleidingsniveau is een ordinale variabele die loopt van 1 (laag niveau) tot 6 (hoog niveau) en is gebaseerd op de Standaard Onderwijsindeling van het CBS. Geslacht heeft de waarde 1 als de waarneming een man betreft; anders is deze 0. Aangezien we verwachten dat het inkomen van jongeren beïnvloed wordt door de hoogte van het leeftijdsafhankelijke minimum jeugdloon, is een variabele gecreëerd die de verhouding aangeeft tussen het minimum jeugdloon en het minimumloon voor werknemers van 23 jaar en ouder. De waarde van deze variabele varieert van 0.3 voor 15 jarigen tot 0.85 voor 22 jarigen.