

Perceptie en realiteit op de arbeidsmarkt

Het functioneren van de arbeidsmarkt staat tegenwoordig meer dan ooit in de belangstelling van economen. Traditionele macro-economische theorieën schieten echter tekort om het maatschappelijke vraagstuk van massale en hardnekkige werkloosheid goed te kunnen analyseren. Micro-economische benaderingen zijn een onmisbare aanvulling. In dit artikel wordt aan de hand van een enquête uitgezocht hoe groot werklozen en werkenden hun kansen op de arbeidsmarkt achten. Deze zogenoemde 'percepties' blijken zowel van sociale (gezinsfase, politieke voorkeur) als van economische (arbeidsmarktervaring, werkloosheidsduur) variabelen af te hangen. De auteurs vergelijken de gepercipieerde kansen vervolgens met de – uit de empirie afgeleide – 'objectieve' kansen voor de verschillende categorieën werkzoekenden. Daaruit blijkt dat de meeste werkzoekenden, in het bijzonder vrouwen, te pessimistisch zijn over hun positie op de arbeidsmarkt.

**DRS. G. RENES* – DR. A.J.M. HAGENAARS* –
PROF. DR. B.M.S. VAN PRAAG****

In het laatste decennium is er veel micro-economisch onderzoek op gang gekomen naar de werking van de arbeidsmarkt. Naast zuiver wetenschappelijke motieven speelt bij deze ontwikkeling de maatschappelijke werkgelegenheidsproblematiek een belangrijke rol. Men heeft zich gerealiseerd dat de macro-economische noties van vraag en aanbod van arbeid slechts begrepen kunnen worden vanuit de micro-economische optiek, waarbij op macro-niveau vraag en aanbod geaggregeerde variabelen zijn van marktgedrag van vele vragers en aanbieders op de arbeidsmarkt.

Centraal in deze benadering staat de beschrijving van het aanbodgedrag als een 'job-search proces' 1). De werknemer zoekt een baan en dat kost tijd, geld en moeite. Geconfronteerd met een aanbieding evalueert hij deze in termen van loon en overige arbeidsvoorwaarden. Indien de aanbieding acceptabel is, eindigt het zoekproces. Het zoekproces is zowel financieel kostbaar als psychisch inspannend of zelfs traumatisch. Zoekers die vaak hun hoofd stoten of daarvoor vrezen, kunnen zo ontmoedigd raken dat ze geen serieuze poging meer doen een baan te vinden. Bij elk zoekproces is van cruciaal belang de kans die men zich zelf toedicht dat een zoekpoging (zeg een sollicitatie) succes heeft. Deze kans die men zichzelf toedicht, noemen we de gepercipieerde arbeidsmarktkans. Het is interessant om deze percepties te vergelijken met de werkelijkheid. Laten we bij voorbeeld eens aannemen dat de kans op een geslaagde sollicitatie door iemand op 30% wordt geschat, maar de reële kans is 60%. In dat geval is er sprake van een ten onrechte ontmoedigde zoeker. In dit geval kan de arbeidsmarkt niet optimaal werken, omdat de arbeidzoeker zich op verkeerde (te pessimistische) informatie baseert.

In dit artikel willen wij iets meer inzicht verschaffen in de hoogte en de variatie van deze gepercipieerde arbeidsmarktkansen, en deze resultaten, voor zover mogelijk, vergelijken met de reële objectieve kansen in Nederland. Deze bijdrage dient gezien te worden als een eerste verkenning. Het datamateriaal voor deze analyse is niet optimaal,

en het model is simpel gehouden. Niettemin lijken ons de hier gepresenteerde resultaten interessant, zowel om hun significantie en plausibiliteit als om de bijdrage die zij kunnen geven aan ons inzicht omtrent het functioneren van de Nederlandse arbeidsmarkt.

Gegevens over percepties

In september 1983 is door de Gemeenschappelijke Persdienst (GPD) in samenwerking met twee van de auteurs 2) een enquête gehouden onder de lezers van 10 regionale dagbladen, samen goed voor een oplage van 700.000. In deze dagbladen is op zaterdag 10 september 1983 een vragenlijst afgedrukt die de lezers konden invullen en terugsturen. De representativiteit van deze enquête is vergelijkbaar met die van langs meer orthodoxe kanalen verkregen enquêtes 3). In deze GPD-enquête zijn onder andere vragen gesteld over de kansen die mensen zich zelf op de arbeidsmarkt toedichten. In de enquête worden twee groepen mensen op de arbeidsmarkt onderscheiden: mensen die nu werken en mensen die nu werkzoekend zijn. Twee vragen zijn gesteld aan mensen die nu werken:

* Beiden verbonden aan het Centrum voor Onderzoek van de Economie van de publieke sector van de Rijksuniversiteit Leiden.

** Verbonden aan het Econometrisch Instituut van de Erasmus Universiteit Rotterdam.

1) Zie voor een overzicht S. Lippman en J.J. McCall (red.), *Studies in the economics of search*, Amsterdam, 1979.

2) Prof. dr. B.M.S. van Praag en dr. A.J.M. Hagenaars, die destijds beide verbonden waren aan het Centrum voor onderzoek van de economie van de publieke sector van de Rijksuniversiteit Leiden.

3) E.P. van Duin en A.J.M. Hagenaars, *Representativiteit van een dagblad enquête*, Coeps-rapport, nr. 84.23.

1. „Er wordt wel beweerd: niemand is in deze tijden zeker van zijn baan. Hoe kijkt u daar tegen aan. Denkt u dat u in het komend jaar uw baan kwijt zal raken?” De antwoordmogelijkheden waren:

- zeer onwaarschijnlijk;
- niet zo waarschijnlijk;
- waarschijnlijk;
- zeer waarschijnlijk;
- weet niet.

2. „En als u zonder werk zou komen, verwacht u dan dat u binnen een jaar een andere baan zou vinden?” De antwoordmogelijkheden zijn dezelfde als bij vraag 1.

Een vraag werd gesteld aan werkzoekenden:

3. „Verwacht u binnen een jaar weer werk te vinden?” Ook hier zijn de antwoordmogelijkheden dezelfde als bij vraag 1.

In de analyse onderscheiden we vier groepen respondenten: gehuwde vrouwen, gehuwde mannen, alleenstaande vrouwen en alleenstaande mannen. De verdeling van de antwoorden op bovenstaande drie vragen van deze vier typen respondenten vindt u in tabel 1a, 1b, en 1c.

Uit de tabellen komt naar voren dat vrouwen, vooral gehuwde vrouwen, iets negatiever zijn over hun kansen op de arbeidsmarkt dan mannen. We kunnen uit de tabellen 1a, 1b en 1c geen conclusies trekken over de verschillen in gepercipieerde arbeidsmarktkansen op grond van ge-

Tabel 1a. Kans op ontslag voor werkenden

	Gehuwden		Alleenstaanden	
	vrouwen	mannen	vrouwen	mannen
Zeer onwaarschijnlijk	697 (49%)	4057 (61%)	127 (52%)	224 (53%)
Niet zo waarschijnlijk	514 (36%)	1892 (29%)	87 (36%)	137 (33%)
Waarschijnlijk	79 (6%)	205 (3%)	9 (4%)	26 (6%)
Zeer waarschijnlijk	51 (3%)	142 (2%)	13 (5%)	22 (5%)
Weet niet	86 (6%)	320 (5%)	7 (3%)	12 (3%)
Totaal	1427	6616	243	421

Tabel 1b. Kans op werk na ontslag voor werkenden

	Gehuwden		Alleenstaanden	
	vrouwen	mannen	vrouwen	mannen
Zeer onwaarschijnlijk	408 (26%)	1227 (19%)	44 (18%)	68 (16%)
Niet zo waarschijnlijk	430 (27%)	1399 (22%)	58 (23%)	115 (28%)
Waarschijnlijk	346 (22%)	1801 (28%)	79 (32%)	111 (27%)
Zeer waarschijnlijk	269 (17%)	1500 (23%)	37 (15%)	95 (22%)
Weet niet	127 (8%)	506 (8%)	29 (12%)	29 (7%)
Totaal a)	1580	6433	247	418

a) De totalen van tabel 1a en 1b zijn niet gelijk omdat niet iedere respondent beide vragen heeft beantwoord.

Tabel 1c. Kans op werk voor werkzoekenden

	Gehuwden		Alleenstaanden	
	vrouwen	mannen	vrouwen	mannen
Zeer onwaarschijnlijk	76 (37%)	95 (37%)	5 (17%)	22 (25%)
Niet zo waarschijnlijk	68 (32%)	61 (24%)	14 (47%)	31 (36%)
Waarschijnlijk	25 (12%)	47 (18%)	1 (3%)	12 (14%)
Zeer waarschijnlijk	7 (3%)	21 (8%)	3 (19%)	5 (6%)
Weet niet	25 (12%)	30 (11%)	7 (23%)	16 (18%)
Totaal	201	254	30	86

slacht zonder rekening te houden met verschillen in andere karakteristieken (economische en sociale) tussen mannen en vrouwen die invloed uitoefenen op deze percepties. Om gepercipieerde arbeidsmarktkansen af te leiden voor mannen en vrouwen met dezelfde sociaal-economische karakteristieken kiezen we een modelmatige aanpak.

Het model

De antwoorden op de drie bovenstaande vragen hebben we apart per vraag geanalyseerd met behulp van een 'ordered-response model' 4). We zullen hier aangeven hoe het model voor het bepalen van de determinanten van de kans op ontslag wordt opgebouwd; de andere twee kansen worden analoog gemodelleerd. De antwoordcategorieën geven aan in welk gebied de gepercipieerde arbeidsmarktkans ligt. We beschouwen de gepercipieerde kans op ontslag als een continue variabele, p^* , die afhankelijk is van een aantal individuele karakteristieken. Als deze continue variabele voor een respondent kleiner is dan een nader te bepalen grens α_0 dan is voor deze respondent de kans op ontslag zeer klein en geeft hij aan dat hij 'zeer onwaarschijnlijk' ontslagen zal worden. Percipieert de respondent zijn kans op ontslag iets hoger dan geeft hij het antwoord 'niet zo waarschijnlijk'; wij nemen dan aan dat zijn kans p^* tussen α_0 en een nader te bepalen grens α_1 ligt. Evenzo veronderstellen we bij het antwoord 'waarschijnlijk' de gepercipieerde kans p^* tussen grenzen α_1 en α_2 , en bij het antwoord 'zeer waarschijnlijk' dat p^* groter is dan α_2 , maar natuurlijk kleiner dan 1. Indien een respondent denkt dat de kans op ontslag precies tussen onwaarschijnlijk en waarschijnlijk ligt, nemen we aan dat de kans op ontslag op 50% gepercipieerd wordt. De parameter α_1 stellen we dus op $1/2$. De andere twee grenzen zijn te schatten parameters. De variabele p^* ligt tussen 0 en 1. We transformeren deze grootheid naar een variabele y^* die de gehele reële rechte bestrijkt 5).

Voor y^* veronderstellen we een lineair verband: $y^* = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_k x_k + \epsilon$, waarbij $(x_1, \dots, x_k)'$ een vector van karakteristieken is en ϵ een storingsterm waarvoor we de logistische verdeling veronderstellen 6).

Het verband tussen de hoogte van de gepercipieerde kansen en een aantal plausibele variabelen is geschat met de methode van grootste aannemelijkheid voor drie kansuitspraken: de kans op ontslag en de kans op werk na ontslag, beide voor werkenden, en de kans op werk voor werkzoekenden 7).

In tabel 2 wordt een overzicht gegeven van de gebruikte variabelen bij de drie verschillende kansen.

We veronderstellen dat de drie kansen afhankelijk zijn van arbeidsmarktervaring. We verwachten dat de perceptie van de kans op werk, voor werkzoekenden kleiner wordt naarmate men langer werkloos is. Bij de percepties van de kans op ontslag voor werkenden kan men zich voorstellen dat deze groter wordt als gevolg van een geringere arbeidsmarktervaring. Voor de perceptie van de kans op werk na ontslag voor werkenden verwachten we dat de gepercipieerde kans kleiner wordt naarmate er minder arbeidsmarktervaring aanwezig is. In de GPD-enquête is

4) Zie ook: G.S. Maddala, *Limited-dependent and qualitative variables in econometrics*, Cambridge University Press, blz. 46 - 49.

5) We hebben de transformatie $y^* = -\log[-\log(p^*)]$ gebruikt. De grenzen zijn mee getransformeerd.

6) Het betreft hier de logistische verdeling met verwachting 0 en variantie $\frac{\pi^2}{3}$. Deze veronderstelling leidt tot een verdeling van p^* met de cumulatieve verdelingsfunctie:

$$F(p^*) = \frac{1}{1 - e^{-x' \beta \log(p^*)}}$$

7) Voor het maximaliseren van de aannemelijkheids-functie hebben we de procedure 'GRmax' gebruikt. Onze dank gaat uit naar drs. G. Ridder voor het beschikbaar stellen van deze procedure.

Tabel 2. Gebruikte variabelen bij de drie geanalyseerde kansen

	Werkenden		Werkzoekenden
	kans op ontslag	kans op werk na ontslag a)	kans op werk a)
Gezinsfase variabele - leeftijd < 35 - geen kinderen - met kinderen - leeftijd 35 – 35 - geen kinderen - met kinderen - leeftijd > 50 - geen kinderen - met kinderen	x	x	x
Opleiding - lo/mulo/mavo - havo/mms - atheneum/gymnasium/hbs - mbo - hbo - universiteit	x	x	x
Geloof	x	x	x
Politieke voorkeur - geen - PPR/PSP/CPN - PvdA/D'66 - CDA - VVD - SGP/GPV/RPF/CP/EVP	x	x	x
Beroep - ongeschoold arbeider - geschoold arbeider - lager employee - middelbaar employee - hoger employee	x	x	
Onderbreking arbeidsmarktervaring - werkloos geweest gedurende de laatste twee jaar	x	x	
Werkloosheidsduur - tussen een maand en een half jaar - tussen een half jaar en twee jaar - langer dan twee jaar			x
Reserveringsuurloon			x

a) Voor de kans op ontslag en de kans op werk na ontslag hebben we voor de vier subgroepen bij elke genoemde variabele een coëfficiënt geschat. Bij de kans op werk voor werkzoekenden hebben we verondersteld dat voor de vier subgroepen het effect van elke variabele gelijk is.

slechts beperkte informatie over arbeidsmarktervaring. Van werkenden is bekend of men werkloos is geweest in de afgelopen twee jaar, en zo ja, hoeveel maanden. Voor werkzoekenden hebben we de duur van de werkloosheid gebruikt, gemeten in discrete vorm: minder dan 1 maand, tussen 1 maand en een half jaar, tussen een half jaar en twee jaar en langer dan twee jaar. Voor zowel werkenden als werkzoekenden verwachten we: hoe langer werkloos (geweest) des te slechter de gepercipieerde positie op de arbeidsmarkt.

Voor alle onderscheiden subgroepen (gehuwde mannen, gehuwde vrouwen, alleenstaande mannen en alleenstaande vrouwen) is leeftijd van belang; het effect van leeftijd is niet altijd eenduidig. Bij de kans op ontslag verwacht men enerzijds dat zich een senioriteitsprincipe voordoet: naarmate men meer dienstjaren heeft, wordt men minder snel ontslagen. Anderzijds kan men verwachten dat er een daling van de arbeidsproductiviteit optreedt bij het ouder worden en dat daarmee de kans op ontslag groter wordt.

Bij de gepercipieerde kans op werk na ontslag vervalt het senioriteitseffect: we verwachten derhalve dat deze gepercipieerde kans daalt met het stijgen van de leeftijd. Dit zelfde geldt voor de kans op werk voor werkzoekenden. Voor gehuwde vrouwen kan naast leeftijd de aanwezigheid van kinderen van belang zijn voor hun perceptie van de arbeidsmarktkansen. De aanwezigheid van kinderen kan wijzen op verminderde arbeidsmarktervaring. Bovendien is het mogelijk dat deze vrouwen verwachten op de arbeidsmarkt gediscrimineerd te worden.

Om het effect van leeftijd en van de aanwezigheid van kinderen te kunnen analyseren hebben we drie leeftijdsfasen onderscheiden: jonger dan 35, tussen 35 en 50 jaar en ouder dan 50; bovendien maken we onderscheid naar het al of niet aanwezig zijn van kinderen. Voor gehuwde mannen verwachten we geen invloed van de aanwezigheid van kinderen op hun perceptie van de kans op ontslag of de kans op werk, voor werkenden noch voor werkzoekenden.

Voor gehuwde vrouwen kan de aanwezigheid van kinderen wijzen op een onderbreking van hun verblijf op de arbeidsmarkt en dus een teken zijn van een mindere arbeidsmarktervaring. Uit dien hoofde verwacht men dus een negatieve invloed van de aanwezigheid van kinderen op de perceptie van de drie arbeidsmarktkansen. Voor vrouwen ouder dan 50 is de afwezigheid van kinderen geen juiste indicatie voor een onderbroken arbeidsmarktlevens: zij kunnen immers kinderen hebben die het huis al uit zijn.

Verder zijn in de drie kansen naast de economische karakteristieken opleiding en beroep ook de sociale karakteristieken geloof en politieke voorkeur opgenomen. Voor werkzoekenden is er nog een variabele reserveringsuurloon bij de analyse betrokken. Reserveringsuurloon is gedefinieerd als gewenst uurloon, samengesteld uit de antwoorden op de vragen: „Hoeveel uur zou u willen werken?” en „Hoeveel zou u daarmee willen verdienen?”

Resultaten

De door ons gebruikte methode maakt het mogelijk om voor een individu met bepaalde karakteristieken een kans op ontslag en een kans op werk te berekenen, indien hij werkt, en een kans op werk indien hij werkzoekend is 8). In de tabellen 3a, 3b en 3c zijn de percepties van de drie arbeidsmarktkansen weergegeven naar gezinsfase. Alle andere variabelen hebben we constant gehouden. De percepties van de arbeidsmarktkansen zijn uitgesplitst naar de onderscheiden subgroepen van respondenten.

Tabel 3a geeft de percepties van de kans op ontslag voor werkenden. Uit deze tabel blijkt dat gehuwde vrouwen hun kans op ontslag ongeveer zoals gehuwde mannen percipiëren. We zien dat bij gehuwde vrouwen zonder kinderen de perceptie van de ontslagkans oploopt met de leeftijd. Het effect van een verminderde arbeidsproductiviteit is bij oudere gehuwde vrouwen wellicht overheersend; gehuwde vrouwen hebben over het algemeen minder dienstjaren en zullen hun baan niet houden op grond van een senioriteitsprincipe.

De aanwezigheid van kinderen werkt voor jongere vrouwen iets negatief op de perceptie van de ontslagkans. Zoals eerder gesteld kan de aanwezigheid van kinderen wijzen op een onderbreking van het verblijf op de arbeidsmarkt en dus een indicatie voor een verminderde arbeidsmarktervaring zijn. Het effect is echter niet significant. Voor oudere gehuwde vrouwen is het effect van de aanwezigheid van kinderen echter *niet* negatief. Vrouwen ouder dan 50 jaar *met* kinderen oordelen hun ontslagkans lager dan vrouwen ouder dan 50 jaar *zonder* kinderen. Een

8) Voor de kans hebben we de verwachting van p^* genomen. Deze is berekend uit een 'Monte Carlo'-experiment als het gemiddelde van $\exp[-\exp(\beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_k x_k + \epsilon)]$ waarbij ϵ getrokken is uit een logistische verdeling met verwachting 0 en variantie π^2 .

Tabel 3a. Kans op ontslag voor werkenden naar gezinsfase a)

	Gehuwden		Alleenstaanden	
	vrouwen	mannen	vrouwen	mannen
<35 jaar geen kinderen	0.12	0.16	0.25	0.20
35 - 50 jaar geen kinderen	0.14	0.19	0.30	0.20
>50 jaar geen kinderen	0.26 b)	0.12	0.30	0.22
<35 jaar met kinderen	0.14 b)	0.16	n.v.t.	n.v.t.
35 - 50 jaar met kinderen	0.15 b)	0.18	n.v.t.	n.v.t.
>50 jaar met kinderen	0.13	0.17	n.v.t.	n.v.t.

a) Overige karakteristieken: lager onderwijs, niet werkloos geweest, geen politieke voorkeur, ongeschoold arbeider.

b) Deze kansen zijn gebaseerd op coëfficiënten die significant van 0 verschillen in de logit-analyse met de gehuwde man zonder kinderen onder de 35 jaar als nulgroep.

Tabel 3b. Kans op werk na ontslag voor werkenden naar gezinsfase a)

	Gehuwden		Alleenstaanden	
	vrouwen	mannen	vrouwen	mannen
<35 jaar geen kinderen	0.67 b)	0.50	0.62	0.53
35 - 50 jaar geen kinderen	0.44 b)	0.34 b)	0.53	0.34 b)
>50 jaar geen kinderen	0.12 b)	0.07 b)	0.21 b)	0.11 b)
<35 jaar met kinderen	0.56 b)	0.47 b)	n.v.t.	n.v.t.
35 - 50 jaar met kinderen	0.51 b)	0.35 b)	n.v.t.	n.v.t.
>50 jaar met kinderen	0.32 b)	0.08 b)	n.v.t.	n.v.t.

a) Overige karakteristieken: lager onderwijs, niet werkloos geweest, geen politieke voorkeur, ongeschoold arbeider.

b) Deze kansen zijn gebaseerd op coëfficiënten die significant van 0 verschillen in de logit-analyse met de gehuwde man onder de 35 jaar als nulgroep.

mogelijke verklaring is dat bij vrouwen die nu werken zich een soort 'Darwinistisch' overlevingsprincipe voordoet: die vrouwen die nu werken in de aanwezigheid van kinderen blijken zich staande te kunnen houden en zijn wellicht uit de selectie der 50-plussers de 'sterksten'.

Bij gehuwde mannen is het effect van leeftijd niet zo groot. Kennelijk wordt het senioriteitsprincipe in de perceptie van de kans op ontslag geëgaliseerd door een verminderde arbeidsproductiviteit. De aanwezigheid van kinderen werkt bij gehuwde mannen nauwelijks door in de perceptie van de ontslagkans.

Ook bij alleenstaanden zien we dat het senioriteitsprincipe tegengewerkt wordt door verminderde arbeidsproductiviteit in de percepties van de kans op ontslag. Alleenstaanden percipiëren hun kans op ontslag iets groter dan gehuwden. Vooral alleenstaande vrouwen beoordelen hun positie als ongunstig.

In tabel 3b staan de resultaten naar gezinsfase voor de kans op werk na ontslag voor mensen die nu werken. Voor alle onderscheiden subgroepen daalt de kans op werk met leeftijd, zoals te verwachten was door het verdwijnen van het senioriteitsprincipe. Alleenstaande vrouwen percipiëren hun kans op werk na ontslag iets hoger dan alleenstaande mannen. Alleenstaanden percipiëren hun

kans op werk iets hoger dan gehuwden en hun kans op ontslag ook iets hoger: ze worden kennelijk snel werkloos maar zijn het niet lang (vooral alleenstaande vrouwen). Veel verschil is er niet tussen gehuwde mannen zonder kinderen, gehuwde vrouwen zonder kinderen en alleenstaande mannen. De aanwezigheid van kinderen heeft bij gehuwde mannen zoals verwacht geen invloed; bij de gehuwde vrouwen zien we dat voor jongere vrouwen kinderen een negatief effect hebben op de perceptie van de kans op een baan, bij vrouwen boven de 50 jaar doet zich weer het eerder genoemde 'Darwinistische' overlevingsprincipe voor.

Wanneer we bij werkenden alleen naar verschillen op basis van gezinsfase kijken zien we dat er bij de kans op ontslag veel verschil is tussen de vier onderscheiden subgroepen. De vergelijking over de subgroepen is afhankelijk van de keuze van de overige variabelen; we hebben voor de vier subgroepen bij de gebruikte variabelen aparte coëfficiënten geschat. De vorming van de percepties is niet voor elke onderscheiden subgroep gelijk. De aanwezigheid van kinderen werkt niet, zoals verwacht, negatief op de perceptie van de positie op de arbeidsmarkt voor gehuwde vrouwen. We hebben te maken met vrouwen die nu werken; dat is een groep die zich zelf uitgeselecteerd heeft en als zodanig al sterk op de arbeidsmarkt staat.

In tabel 3c staan de resultaten naar gezinsfase voor de kans op werk voor werkzoekenden. Vanwege het kleine aantal waarnemingen in deze groep moeten we restricties invoeren; we veronderstellen dat het patroon van het effect van leeftijd en gezinsfase hetzelfde is voor alle typen respondenten. We zien dan dat de kans op werk ook voor werkzoekenden afloopt met leeftijd. Het verschil tussen alleenstaande mannen en vrouwen en gehuwde mannen is niet significant. Gehuwde vrouwen hebben wel een lagere perceptie van de kans op een baan dan gehuwde mannen. Het effect van kinderen is (gemiddeld genomen over mannen en vrouwen) *positief* op de perceptie van de kans op een baan.

We hebben verondersteld dat de aanwezigheid van kinderen de gepercipiëerde kans op werk voor werkzoekende mannen niet beïnvloedt. Voor werkzoekende gehuwde vrouwen blijkt dat de aanwezigheid van kinderen, tegen de verwachting in, de perceptie van de kans op werk vergroot. Een mogelijke verklaring is het feit dat de vraag naar de kans op werk gesteld is aan respondenten die zich zelf als werkzoekend zien. Die vrouwen die menen dat zij een lage kans op werk hebben zullen zich zelf niet als werkzoekend bestempelen. Bovendien zou het met name bij vrouwen onder de 35 jaar kunnen zijn, dat wanneer ze al kinderen hebben werkgevers geacht worden minder risico te lopen

Tabel 3c. Kans op werk voor werkzoekenden naar gezinsfase, geslacht en burgerlijke staat a)

Leeftijd (alleenstaande man)

<35 jaar	0.53
35 - 50 jaar	0.41
>50 jaar	0.20 b)

Geslacht + burgerlijke staat (jonger dan 35 jaar)

alleenstaande man	0.53
alleenstaande vrouw	0.55
gehuwde man	0.45
gehuwde vrouw	0.40 b)

Aanwezigheid van kinderen (gehuwde vrouw)

<35 jaar	geen kinderen	0.40 b)
	met kinderen	0.52 b)
35 - 50 jaar	geen kinderen	0.29 b)
	met kinderen	0.34 b)
>50 jaar	geen kinderen	0.12 b)
	met kinderen	0.21 b)

a) Overige karakteristieken: lager onderwijs, geen politieke voorkeur, korter dan één maand werkloos.

b) Idem als voetnoot b) van tabel 3b.

Tabel 4. Kans op ontslag van werkende gehuwde mannen, naar politieke voorkeur, beroep en werkloosheid a)

Politieke voorkeur	Beroep	Werkloos geweest
geen 0.18	ongeschoold arbeider 0.14	0 maanden 0.08
PPR/PSP/CPN 0.10	geschoold arbeider 0.13	6 maanden 0.15 b)
PvdA/D'66 0.08	lager employee 0.09 b)	12 maanden 0.26 b)
CDA 0.06 b)	middelbaar employee 0.08 b)	
VVD 0.05 b)	hoger employee 0.05 b)	
SGP/GPV/RPF/CP/EVP 0.07		

a) Overige karakteristieken: jonger dan 35 jaar, atheneum-opleiding, politieke voorkeur voor PvdA, middelbaar employee, niet werkloos geweest.
 b) Deze kansen zijn gebaseerd op een coëfficiënt die significant van 0 verschilt in de logit-analyse met de gehuwde man onder de 35 jaar als nulgroep.

Tabel 5. Kans op werk na ontslag van werkende gehuwde mannen, naar politieke voorkeur, beroep en werkloosheid a)

Politieke voorkeur	Beroep	Werkloos geweest
geen 0.48	ongeschoold arbeider 0.34	0 maanden 0.45
PPR/PSP/CPN 0.40 b)	geschoold arbeider 0.41 b)	6 maanden 0.39 b)
PvdA/D'66 0.45	lager employee 0.37	12 maanden 0.32 b)
CDA 0.55 b)	middelbaar employee 0.45 b)	
VVD 0.62 b)	hoger employee 0.56 b)	
SGP/GPV/RPF/CP/EVP 0.55 b)		

a) Overige karakteristieken: jonger dan 35 jaar, atheneum-opleiding, politieke voorkeur voor PvdA, middelbaar employee, niet werkloos geweest.
 b) Idem als voetnoot b) van tabel 4.

Tabel 6. Kans op werk voor werkzoekende gehuwde man (naar politieke voorkeur, naar werkloosheidsduur a)

Politieke voorkeur	Werkloosheidsduur
geen 0.14	< 1 maand 0.42
PPR/PSP/CPN 0.11	1 maand - 1/2 jaar 0.31
PvdA/D'66 0.14	1/2 jaar - 2 jaar 0.14 b)
CDA 0.16	> 2 jaar 0.10 b)
VVD 0.25 b)	
SGP/GPV/RPF/CP/EVP 0.13	

a) Overige karakteristieken: jonger dan 35 jaar, atheneum-opleiding, politieke voorkeur voor PvdA, langer dan een half jaar maar korter dan twee jaar werkloos geweest.
 b) Idem als voetnoot b) van tabel 4.

dat deze vrouwen met zwangerschapsverlof gaan of slechts even hun baan willen houden.

We willen nu wat nader ingaan op de invloed van enkele genoemde variabelen op de vorming van de perceptie van de positie op de arbeidsmarkt.

Tabel 4 geeft de percepties van de kans op ontslag naar politieke voorkeur, naar beroep en naar onderbreking van het verblijf op de arbeidsmarkt voor de werkende gehuwde man. Het blijkt dat zij die hun politieke voorkeur aan de regeringspartijen geven ceteris paribus zich zelf de kleinste kans op ontslag geven.

Bij beroep zien we dat zij die de hoger gekwalificeerde beroepen uitoefenen ook de meeste werkzekerheid hebben 9). Een gedurende de laatste twee jaar enkele maanden onderbroken arbeidsmarktverleden heeft grote gevolgen voor de kans op ontslag. Deze verdrievoudigt wanneer men een jaar werkloos is geweest.

In tabel 5 zien we de effecten op percepties van de kans op werk na ontslag voor de werkende gehuwde man van politieke voorkeur, van beroep en van een onderbreking van het verblijf op de arbeidsmarkt. Ook hier zien we dat degenen die een politieke voorkeur voor de regeringspar-

Tabel 7a. Subjectieve en objectieve kans op ontslag berekend in gemiddeld punt naar leeftijdsfase

	Subjectief				Objectief a)	
	gehuwden		alleenstaanden			
	vrouwen	mannen	vrouwen	mannen	vrouwen	mannen
<35 jaar	0.10	0.07	0.10	0.10	0.03	0.04
35 - 50 jaar	0.11	0.07	0.09	0.08	0.01	0.02
>50 jaar	0.13	0.05	0.09	0.08	0.01	0.01

a) Uitsplitsing naar gehuwd en alleenstaand is niet mogelijk met de ons beschikbare gegevens.

Tabel 7b. Subjectieve en objectieve kans op werk berekend in gemiddeld punt naar leeftijdsfase a)

	Subjectief				Objectief	
	gehuwden		alleenstaanden			
	vrouwen	mannen	vrouwen	mannen	vrouwen	mannen
<35 jaar	0.25	0.35	0.32	0.30	0.62	0.42
35 - 50 jaar	0.15	0.23	0.28	0.26	0.80	0.34
>50 jaar	0.09	0.08	0.09	0.09	0.24	0.13

tijen hebben, hun arbeidsmarktpositie het gunstigst beoordelen. De perceptie van kans op werk na ontslag is hoger, naarmate men een hoger beroep uitoefent. Het effect van tijdelijke werkloosheid gedurende de laatste twee jaar is klein. Het veronderstelde ontslag heeft kennelijk een egaliserende invloed.

In tabel 6 staan de percepties van de kans op werk voor de werkzoekende gehuwde man uitgesplitst naar politieke voorkeur en naar werkloosheidsduur. Het effect van de politieke voorkeur voor de VVD is hier tamelijk groot. De duur van de werkloosheid heeft een forse invloed op de perceptie van de kans op werk. De kans is het laagst bij een werkloosheidsduur tussen een half jaar en twee jaar.

De drie percepties van de kans op de arbeidsmarkt blijven afhankelijk van arbeidsmarktvervaring. Daarnaast heeft leeftijd een grote invloed. De oudere langdurig werkloze dicht zich zelf een kleine kans op werk toe. De kans op ontslag en de kans op werk na ontslag voor werkenden hangen daarnaast af van leeftijd en beroep. Bij beroep geldt dat hogere employees een grotere werkzekerheid hebben.

Wanneer we de gepercipieerde kansen in een gemiddeld punt uitrekenen kunnen we deze subjectieve kansen vergelijken met de werkelijke (objectieve) kansen. Dit doen we voor de kans op ontslag voor werkenden en de kans op werk voor werkzoekenden.

In tabel 7a en 7b zijn de percepties van de ontslagkans voor werkenden en van de kans op werk voor werkzoekenden gegeven, berekend in een voor het type respondent geldend gemiddelde. Bij de kans op ontslag is er weinig verschil. Het senioriteitsprincipe doet zich nu iets meer voor dan in tabel 3. De verschillen tussen de typen respondenten blijven bij de kans op ontslag gering. Gehuwde vrouwen zijn nu in vergelijking met de overige subgroepen slechter af: zij hebben gemiddeld een wat lagere opleiding en oefenen gemiddeld genomen ook een wat lager gekwalificeerd beroep uit.

Bij de kans op werk is het verschil tussen gehuwde vrouwen en de andere subgroepen ook groter geworden. Alleen tussen respondenten boven de 50 jaar is nagenoeg geen verschil meer te bekennen: zij achten zich allen even kansloos. Deze in een gemiddeld punt berekende kan-

9) Zie ook K. de Vos en A.J.M. Hagenaars, *Inkomens, bestedingen en schulden in Nederland, 1983*, Coeps-rapport nr. 85.01.

sen kunnen we vergelijken met objectieve kansen. De objectieve kansen hebben we met behulp van gegevens over veranderingen in de beroepsbevolking in de periode 1980/1981 berekend 10).

De kans op ontslag is berekend als het aantal mensen dat in 1980 werkloos werd 11) gedeeld door het aantal mensen dat in die periode werkloos had kunnen worden (de actieve beroepsbevolking minus hen die wegens WAO of pensioen de beroepsbevolking verlieten). Evenzo is de kans op werk berekend als het aantal mensen dat in 1980 een baan vond gedeeld door het aantal werklozen aan het begin van de periode. Deze kansen staan in tabel 7a en 7b naar leeftijdsfase.

We zien in tabel 7a dat de objectieve kans aan een senioriteitsprincipe is onderworpen: de verschillen zijn echter miniem. Opvallend is het verschil in grootte tussen de gepercipieerde en de werkelijke kansen. De kans op ontslag wordt veel hoger gepercipieerd dan hij werkelijk is. Hierbij moet wel aangetekend worden dat er een tijdsperiode van 2 jaar tussen meting van de objectieve en de subjectieve kansen zit.

In tabel 7b vergelijken we de objectieve en subjectieve kans op werk voor werkzoekenden. De kans op werk vermindert objectief gezien met het oplopen van de leeftijd, echter niet zo sterk als bij de perceptie van de kans op werk. Objectief gezien hebben vrouwen meer kans op werk dan mannen; in de perceptie gaat dat in zeer geringe mate op voor alleenstaande vrouwen, maar voor gehuwde vrouwen is de perceptie van de kans op werk veel lager dan die van gehuwde mannen. Tussen de perceptie van de kans op werk en de werkelijke kans op werk bestaat een grote discrepantie. Veel mensen, vooral gehuwde vrou-

wen, zijn te negatief over hun kans op werk. In het algemeen geldt dat men denkt dat de positie op de arbeidsmarkt slechter is dan hij werkelijk is. Vooral voor werkzoekende gehuwde vrouwen blijken er meer kansen te zijn dan zij denken.

Conclusie

De percepties van de arbeidsmarktkansen zijn met behulp van een vrij eenvoudige enquêtevraag benaderd. De drie beschouwde percepties van arbeidsmarktkansen (de kans op ontslag en de kans op werk na ontslag van werkenden en de kans op werk voor werkzoekenden) blijken, naast sociale en economische karakteristieken als leeftijd en beroep, afhankelijk te zijn van arbeidsmarktervaring. Vergelijking van de objectieve kansen en de percepties van deze kansen leert dat men te negatief is over zijn positie op de arbeidsmarkt. Dit geldt met name voor gehuwde vrouwen.

G. Renes
A.J.M. Hagenaars
B.M.S. van Praag

10) We danken het CBS voor inzage in gegevens uit de *Arbeidskrachtentelling 1981*.

11) Deze gegevens zijn verzameld door in 1981 mensen te vragen wat zij één jaar geleden deden. We veronderstellen dat in dat jaar geen verdere veranderingen van arbeidsmarktpositie hebben plaatsgevonden.