

Arbeidsmarkteffecten van Sancties in de RWW

eindrapport

Gerard J. van den Berg ^{*}
Bas van der Klaauw [†]
Jan C. van Ours [‡]

16 januari 1998

^{*}Vakgroep Algemene Economie, Vrije Universiteit Amsterdam, De Boelelaan 1105, 1081 HV Amsterdam, en Tinbergen Instituut.

[†]Tinbergen Instituut, Keizersgracht 482, 1017 EG Amsterdam, en Vakgroep Algemene Economie, Vrije Universiteit Amsterdam.

[‡]Vakgroep Algemene Economie, Katholieke Universiteit Brabant, Postbus 90153, 5000 LE Tilburg en CentER.

De auteurs bedanken medewerkers van de Dienst Sociale Zaken en Werkgelegenheid van de gemeente Rotterdam voor het toegankelijk maken en leveren van de analysebestanden en hun geweldige hulp. De gegevens over de karakteristieken van de buurten zijn geleverd door het Centrum voor Onderzoek en Statistiek van de gemeente Rotterdam.

Samenvatting

Personen die een RWW-uitkering ontvangen kunnen een sanctie opgelegd krijgen in de vorm van een reductie van hun uitkering gedurende een bepaalde periode. De reden voor een dergelijke sanctie kan divers zijn, variërend van het niet inschrijven bij het arbeidsbureau tot het niet aanvaarden van passende arbeid. De personen die een sanctie opgelegd hebben gekregen hebben in principe een prikkel om intensiever naar een baan te gaan zoeken want de afstand tussen hun loon en hun uitkering is groter geworden. Of er inderdaad een positief effect van een sanctie uit zal gaan op het werkhervattingsproces van de betreffende persoon is de vraag die in dit rapport centraal staat. Het zou kunnen zijn dat de zoekinspanning van de gesanctioneerde toeneemt, maar dat door een gebrek aan beschikbare banen er geen sprake is van een snellere werkhervatting.

Het onderzoeken van de relatie tussen sanctie en werkhervatting is geen eenvoudige zaak vanwege de mogelijke selectiviteit in de toekenning van sancties. Indien een sanctie wordt toegekend op grond van factoren die voor de onderzoeker niet waargenomen worden en wel samenhangen met het werkhervattingsproces dan kan een eenvoudige vergelijking tussen gesanctioneerden en niet-gesanctioneerden geen uitsluitsel geven over de effectiviteit van sancties. Een eenvoudig voorbeeld kan dit verduidelijken. Stel dat er in een ogenschijnlijk homogene groep werklozen sprake is van gemotiveerde en niet-gemotiveerde werklozen. De eerste groep werklozen heeft een grotere snelheid van werkhervatting dan de tweede groep. Stel vervolgens dat alleen de tweede groep een sanctie krijgt en dat deze sanctie effectief is, dat wil zeggen de betreffende werklozen stimuleert tot grotere zoekinspanningen. De onderzoeker die de werkloosheidsduur van werklozen met een sanctie vergelijkt met de werkloosheidsduur van werklozen zonder sanctie kan dan ten onrechte de conclusie trekken dat een sanctie geen effect heeft. Immers, in feite worden ongemotiveerde werklozen met een sanctie vergeleken met gemotiveerde werklozen zonder sanctie. In dit rapport is het selectiviteitsprobleem opgelost door zowel het proces van werkhervatting als het proces van sanctie-toekenning en de samenhang hiertussen te modelleren. In de analyse zijn gegevens gebruikt over personen die in de loop van 1994 in de gemeente Rotterdam zijn geadministreerd als RWW-gerechtigden. Van ieder individu is informatie gebruikt over de duur en de reden van beëindiging van zijn of haar werkloosheidsduur, over het tijdstip waarop een eventuele sanctie is toegepast en over een aantal persoonlijke karakteristieken. Uit de analyses blijkt dat de snelheid van werkhervatting relatief kleiner is voor oudere RWW-gerechtigden, voor vrouwen, personen van buitenlandse herkomst, voor personen met kinderen en voor meerpersoonshuishoudens. De snelheid

van werkhervatting is groter voor gehuwden, nieuwe cliënten en schoolverlaters. Ook blijkt de snelheid van werkhervatting af te nemen naarmate de duur van de werkloosheid groter is. Sancties blijken relatief minder snel te worden toegekend aan ouderen, vrouwen, gehuwden, nieuwe cliënten en schoolverlaters. Er blijkt zowel via de waargenomen kenmerken van personen als via niet-waargenomen karakteristieken een positieve samenhang te bestaan tussen de snelheid van werkhervatting en de snelheid van sanctie-toekenning. Blijkbaar worden personen met een moeilijke arbeidsmarktpositie minder snel gesanctioneerd. In het licht van de onderhavige probleemstelling is het belangrijkste onderzoeksresultaat dat sancties een positief effect blijken te hebben op de snelheid van werkhervatting. Personen met een sanctie hebben een uitstroomsnelheid naar een baan die ongeveer 90% groter is dan van vergelijkbare personen zonder een sanctie. Voorts is een belangrijk onderzoeksresultaat dat het percentage werklozen in een buurt een zelfstandig negatief effect heeft op de snelheid van werkhervatting. Het blijkt dat personen met vergelijkbare karakteristieken in een buurt met hoge werkloosheid langzamer een baan vinden dan in een buurt met lage werkloosheid. Nader onderzoek zal moeten uitwijzen wat de achtergronden zijn van dit verschijnsel. Ten slotte wordt in dit rapport ook het belang benadrukt van onderzoek dat gebruik kan maken van goede data en van correcte analysemethoden. Ter illustratie hiervan wordt een voorbeeld gepresenteerd van een onderzoek waarin de gehanteerde methode aanleiding heeft gegeven tot het trekken van onjuiste conclusies met betrekking tot het effect van sancties in de RWW.

Inhoudsopgave

1	Inleiding	1
2	Modellering	2
2.1	Een schets van het model	2
2.2	Het model	6
3	De gegevens	8
4	Schatting	10
4.1	Methode	10
4.2	Resultaten	11
5	Aanvullende analyses	13
5.1	Verwaarlozen correlatie niet-waargenomen heterogeniteit	13
5.2	Aanvullende analyses omtrent het effect van een opgelegde sanctie	15
5.2.1	Effect tijdens en na sanctie	15
5.2.2	Effect afhankelijk van de omvang van de sanctie	15
5.2.3	Effect afhankelijk van individuele kenmerken	16
5.2.4	Effect sanctie duurafhankelijk	16
5.3	Onderscheid tussen schoolverlaters en anderen	17
5.4	Opnemen van buurtkarakteristieken	17
5.5	Samenvattend overzicht	19
6	Simulaties	19
7	Evaluatie en conclusies	20
A	SGBO onderzoek naar het effect van prikkels in de bijstand	23
B	Gegevens van het Centraal Bureau voor de Statistiek	24

1 Inleiding

Het Ministerie van Sociale Zaken en Werkgelegenheid wil weten of RWW-gerechtigden sneller het werk hervatten als ze geprikkeld worden door een sanctie in de vorm van een korting op hun uitkering. Om dat te onderzoeken zijn gegevens verzameld over personen die in de loop van 1994 in Rotterdam zijn geadministreerd als RWW-gerechtigden. Van ieder individu is informatie beschikbaar over zijn of haar werkloosheidsduur, over het tijdstip waarop een eventuele sanctie is toegekend en over een aantal persoonlijke karakteristieken.

De beschikbare gegevens zijn bij uitstek geschikt om te analyseren met behulp van zogenaamde transitie-econometrie, of meer specifiek duureconometrie. Bij deze tak van de econometrie worden de verblijfsduur in een bepaalde toestand en de overgang naar andere toestanden gemodelleerd met behulp van *hazard rates*. Dit zijn kansen om een toestand te verlaten gegeven dat men zich op een bepaald moment nog in die toestand bevindt. De *hazard rate* is één op één gerelateerd aan de kansdichtheid van de verblijfsduur, maar is eenvoudiger te interpreteren. Het effect van bepaalde gebeurtenissen of omstandigheden kan worden gemeten door de *hazard rate* afhankelijk te maken van deze omstandigheden en het zo ontstane model te schatten op duurgegevens. Bekende voorbeelden zijn de meting van het effect van bepaalde activiteiten op het krijgen van allerlei ziekten, maar ook onderzoek naar het effect van uitkeringen op de kans om een baan te vinden.

In ons onderzoek lijkt het voor de hand te liggen om kansen op werkhervatting afhankelijk te maken van het wel of niet opleggen van een sanctie of om verschillende *hazard rates* te schatten voor de verschillende sanctieregimes waarin men zich kan bevinden. Dit kan echter tot onzuivere resultaten leiden. Het is namelijk zeer waarschijnlijk dat de toekenning van sancties niet willekeurig is. Er zijn dus factoren die samenhangen met de kans op het krijgen van een sanctie. Indien sommige van die factoren ook van invloed zijn op de kans op werkhervatting, dan hebben we een selectie-probleem: een simpele ‘regressie’ van RWW-duren op het al dan niet krijgen van sancties geeft onzuivere resultaten, omdat sancties ook met RWW-duren samenhangen buiten het eventuele causale prikkeffect om. Voor zover we de gezamenlijke factoren waarnemen is het probleem snel te verhelpen door de toekenning van sancties met de RWW-duren mee te modelleren en beide processen onder andere te verklaren uit deze factoren. Het is echter, zoals we later in dit rapport zullen zien, niet onwaarschijnlijk dat er belangrijke niet-waarneembare factoren zijn die in beide processen een rol spelen. Ons onderzoek is er op gericht om deze factoren op een overtuigende manier mee te nemen, zodat ook dit selectie-effect in de duuranalyses wordt verdisconteerd.

De opzet van deze notitie is als volgt. In paragraaf 2 presenteren we het model. Paragraaf 3 bespreekt de gegevens. In paragraaf 4 bespreken we de schattingsresultaten. In paragraaf 5 bespreken we de resultaten van een aantal aanvullende analyses. In paragraaf 6 worden deze resultaten verduidelijkt aan de hand van enkele simulaties. Paragraaf 7 concludeert. In appendix A gebruiken we onze gegevens voor een vergelijking tussen dit onderzoek en een onderzoek uitgevoerd door het SGB. Appendix B verklaart waarom de gegevens van het Centraal Bureau voor de Statistiek niet bruikbaar zijn voor dit onderzoek.

2 Modelling

2.1 Een schets van het model

In de inleiding is uiteengezet dat eenvoudige analyses die geen rekening houden met de selectiviteit in het opleggen van sancties een vertekend beeld geven van het effect van sancties. Deze onzuiverheid is te vermijden door het proces van sanctietoekenning met dat van werkhervatting mee te modelleren en toe te staan dat er factoren zijn die zowel van invloed zijn op de kans op werkhervatting als op de kans op een sanctie. We beperken ons hierbij tot een model met sancties die in de loop van de RWW-duur worden opgelegd. Om tot een econometrisch model te komen stellen we ons het volgende dynamische proces voor.

Na aanvang van de RWW-uitkering staat elke uitkeringsgerechtigde op elk moment bloot aan twee ‘risico’s’: hij kan een sanctie krijgen of het werk hervatten. We definiëren voor elke uitkeringsgerechtigde dan ook voor elk moment een conditionele kans op een (eerste) sanctie, de *hazard rate* θ_s , en een conditionele kans op werkhervatting, θ_1 .¹ In de econometrische literatuur wordt dit deel van ons model een *competing risk* model genoemd.² Dit laat zich verklaren uit het feit dat de twee risico’s strijden om de eer om de sanctieloze RWW-duur te beëindigen. Dat gebeurt rechtstreeks indien een sanctie wordt opgelegd of indirect indien een baan wordt gevonden. Immers, zodra het werk is hervat kan geen sanctie meer worden opgelegd.

Aangezien het *competing risk* model in economische toepassingen wellicht wat geforceerd overkomt, verduidelijken we het model met een analogie uit de

¹Wiskundig gezien is een rate niet precies hetzelfde als een conditionele kans. De interpretatie van het model laat zich echter gemakkelijker verwoorden in termen van conditionele kansen. Wij gebruiken beide concepten door elkaar.

²Zie bijvoorbeeld T. Lancaster, *The Econometric Analysis of Transition Data*, Cambridge University Press, Cambridge, 1990: paragraaf 5.5, voorbeeld 11.

medische wereld waar het gaat om de levensduur van de mens. Als ‘concurrerende risico’s’ — de term is hier beter op zijn plaats — ontwikkelen zich vanaf de geboorte tegelijkertijd allerlei ziekten in het menselijk lichaam, zonder dat deze direct middels symptomen aan de oppervlakte treden. Op een gegeven moment kan één van deze ziekten zich manifesteren en de levensduur beëindigen. De andere ziekten, of risico’s, die zich gedurende het hele leven net als de fatale aandoening onwaarneembaar, of latent, hebben ontwikkeld, krijgen niet de kans waargenomen te worden. Het enige dat we van deze ziekten weten is dat ze zich niet tijdens de waargenomen levensduur hebben gemanifesteerd. De analogie is duidelijk: de uitkeringsduur tot het moment dat dan wel het werk wordt hervat dan wel een sanctie wordt opgelegd is analoog aan de levensduur. De toekenning van een sanctie en een werkhervatting zijn de analogieën van de ziekten. Indien het werk wordt hervat voordat een sanctie wordt opgelegd weten we alleen dat de uitkeringsgerechtigde niet binnen de waargenomen uitkeringsduur een sanctie heeft gekregen. Als daarentegen een sanctie wordt opgelegd, dan zullen we nooit weten hoe lang de RWW-er een uitkering zou hebben gehad als hij geen sanctie had gekregen. We weten alleen dat dit langer is dan de duur tot het opleggen van de eerste sanctie.

Het model zoals het tot dusver is geschetst geeft een compleet beeld van het RWW-verloop als een werkloze het werk hervat voordat een sanctie wordt opgelegd. Indien de uitkeringsgerechtigde echter een sanctie krijgt opgelegd, dan schiet bovenstaand model te kort, omdat het niets zegt over het RWW-verloop nadat een sanctie is opgelegd. Omdat we alleen het effect van een eventuele eerste sanctie modelleren, onderscheiden we in die fase van de RWW maar één risico, werkhervatting, waarvoor we een *hazard rate* θ_2 definiëren. Om rekening te houden met een mogelijk effect van sancties op RWW-duren eisen we uiteraard niet dat de kans op werkhervatting voor en na oplegging van een eerste sanctie gelijk is ($\theta_1 = \theta_2$). Het effect van een sanctie is juist het verschil tussen deze kansen.

In dit rapport nemen we aan dat de individuele *hazard rates* zowel kunnen afhangen van de duur die reeds is doorstaan, als van allerlei individuele karakteristieken. We passen onze notatie hierbij aan en schrijven de drie (conditionele) *hazard rates* als functies van waargenomen factoren (x), niet-waargenomen factoren (v) en duren (t): $\theta_1 = \theta_1(t; x, v_1)$, $\theta_2 = \theta_2(t; x, v_2, t_s)$ en $\theta_s = \theta_s(t; x, v_s)$.

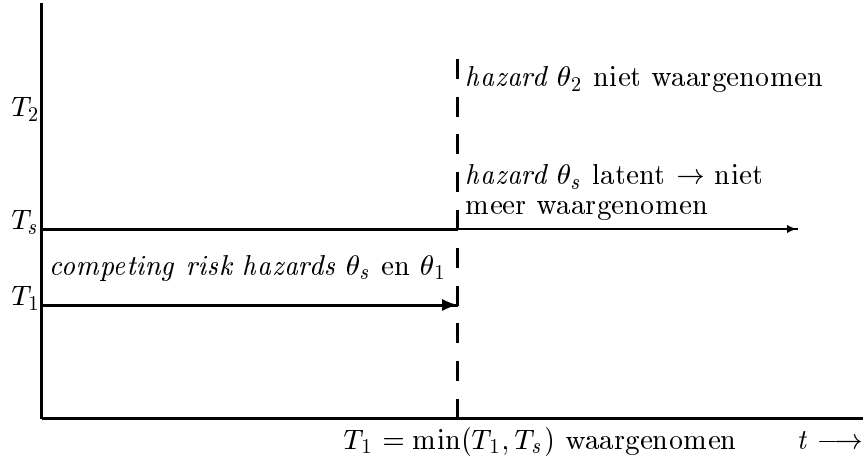
De één-op-één relatie van deze *hazards* met duurverdelingen F_i en daarmee kansdichtheden f_i , waarover in de inleiding al is gesproken, volgt uit $\theta_i = f_i / (1 - F_i)$. Parallel aan de drie *hazard rates* kunnen we zo drie duurverdelingen en de bijbehorende drie, deels latente, stochastische duren onderscheiden, de duur

die men in de RWW zou doorbrengen tot werkhervatting als men geen sanctie krijgt opgelegd (T_1), de duur totdat men een eventuele sanctie krijgt opgelegd (T_s) en de duur die men in de RWW doorbrengt vanaf het moment dat men een eventuele sanctie heeft gekregen (T_2). De eerste twee duren noemen we latent, omdat we deze als latente, zich gelijktijdig afspelende, processen beschouwen. We nemen alleen de kortste van deze twee duren waar ($\min(T_1, T_s)$), de andere beschouwen we dan een rechtsgecensureerde, of onvoltooide, duur. Indien we nu RWW-duren voor niet-sanctiegevallen, T_1 en RWW-duren tot oplegging van een sanctie, T_s , en RWW-duren na oplegging van een sanctie, T_2 , waarnemen dan kunnen we de drie duurverdelingen en dus ook de drie *hazards* schatten en het effect van sancties vaststellen. Voordat het zover is zullen we eerst het model nog eens samenvatten aan de hand van een schema.

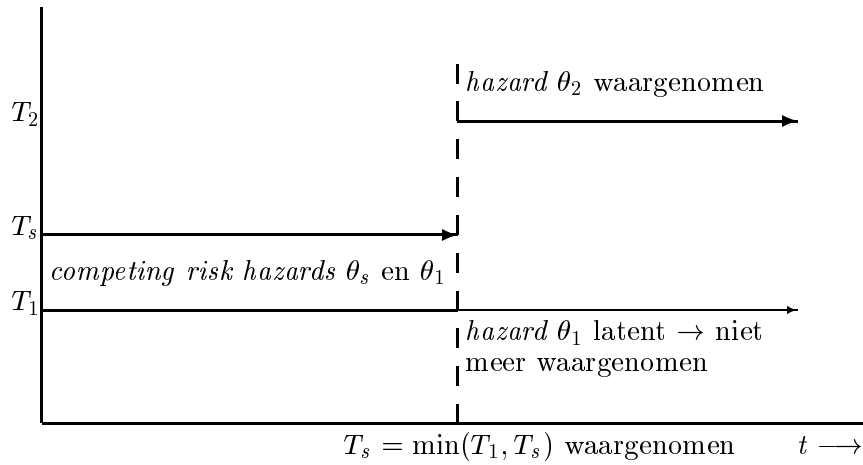
Figuur 1 geeft het model weer in een schema. Tot op moment $\min(T_1, T_s)$ kan een RWW-er zowel het werk hervatten, met *hazard* θ_1 , als een sanctie krijgen opgelegd, met *hazard* θ_s . We nemen slechts de winnende van de *competing risks*, θ_1 en θ_s , waar, *i.e.* $\min(T_1, T_s)$. Indien het werk wordt hervat voordat een sanctie wordt opgelegd, θ_1 ‘wint’, dan geldt figuur a. We nemen $T_1 = \min(T_1, T_s)$ waar. T_s is formeel gezien nog niet beëindigd: indien het werk niet zou zijn hervat, dan zou de RWW-er nog steeds geen sanctie hebben gehad en deze op elk moment met een bepaalde kans θ_s krijgen. Deze *hazard* θ_s is echter latent: hij wordt niet waargenomen, omdat de RWW al verlaten is. De *hazard rate* bij T_2 , de RWW-duur na het opleggen van een sanctie, wordt helemaal niet waargenomen, omdat geen sanctie is opgelegd. Indien θ_s ‘wint’ en wel een sanctie wordt opgelegd voordat de RWW wordt verlaten dan geldt geval b. We nemen nu $T_s = \min(T_1, T_s)$ waar. In plaats van θ_s is nu θ_1 latent: de duur T_1 loopt formeel gezien door na T_s , maar wordt niet waargenomen, omdat het *competing risk* proces al is verlaten via het opleggen van een sanctie. Nu nemen we, vanaf het moment dat T_s is beëindigd, wel de *hazard* om het werk te hervatten na het opleggen van een sanctie, θ_2 , waar.

Een van de kernpunten is de modellering van het selectie-effect dat standaardanalyses van het effect van sancties onzuiver maakt. Zoals in de vorige paragraaf is uiteengezet, zit het probleem in niet-waargenomen factoren die zowel de RWW-duur als de toekenning van sancties beïnvloeden. In bovenstaande specificatie wordt aan mogelijke niet-waarneembare selectie-effecten ruimte gegeven in de vorm van de niet-waargenomen factoren v_i , $i = 1, 2, s$. Het model wordt compleet indien we er een simultane dichtheid $h(v_1, v_2, v_s)$, met bijbehorende verdelingsfunctie H , van de niet-waargenomen factoren aan toevoegen. We kunnen dan de onconditionele kansdichtheid en verdelingsfunctie van de duren

a. geen sanctie



b. sanctie



Figuur 1: Het model.

vinden door de niet-waargenomen factoren uit te integreren, oftewel

$$f_1(t; x) = \int_v f_1(t; x, v_1) dH$$

en iets soortgelijks voor f_2 , f_s , F_1 , F_2 en F_s . Uit deze dichtheids- en verdelingsfuncties kunnen we dan de onconditionele kans op de waargenomen duren afleiden.

De impliciete keuze die met een keuze van h gemaakt wordt voor een relatie tussen v_1 en v_2 vormt geen echt probleem. Het ligt voor de hand dat mensen met een lagere uitstroomkans uit de RWW voor het krijgen van een sanctie ook een lagere uitstroomkans hebben nadat een sanctie is opgelegd. We nemen daarom aan dat v_1 en v_2 aan elkaar gelijk zijn en schrijven verder v_w voor beide stochasten. De keuze van een stochastische relatie tussen de RWW-duurfactoren v_w en v_s vormt echter wel een groot probleem, namelijk het selectieprobleem wat in dit onderzoek centraal staat. Indien deze factoren positief (negatief) gecorreleerd zijn, dan worden sancties vooral opgelegd aan mensen met hoge (lage) uitstroomkansen. In dat geval wordt het effect van sancties in standaardanalyses die uitgaan van willekeurige sanctie-oplegging overschat (onderschat). Alleen in het bijzondere geval dat deze factoren onafhankelijk zijn is er sprake van werkelijke willekeurige sanctietoepassing, althans voor zover het niet-waargenomen factoren betreft, en kunnen we volstaan met een standaardanalyse.

Indien we het probleem willen ondervangen en we de werkelijke selectiemethode niet waarnemen, dan moeten we de gegevens het resultaat van eventuele selectie-onzuiverheid laten uitmaken. We moeten dan niet te veel structuur aan h opleggen, maar deze meeschatten met de rest van het model. In het algemeen zal het echter moeilijk te zijn om het *competing risk* gedeelte van het model te identificeren als we alleen $\min(T_1, T_s)$ en het wel of niet opleggen van een sanctie waarnemen.³ Een mogelijkheid om dit probleem te ondervangen is om restricties op te leggen aan h . Een van de belangrijkste onderdelen van het onderzoek is dus het

vinden van een goede manier om dit te doen. We zullen eerst het model nader specificeren.

2.2 Het model

We nemen aan dat de *hazards* een *mixed proportional hazard* vorm hebben en laten naast afhankelijkheid van waargenomen factoren x en niet waargenomen

³Zie bijvoorbeeld Lancaster, *op. cit.*, paragraaf 7.5.

factoren v afhankelijkheid toe van de verstreken duur t :

$$\begin{aligned}\theta_1(t; x, v_w) &= \exp(\psi_{1w}(t) + \psi_{2w}(x) + v_w), \\ \theta_s(t; x, v_s) &= \exp(\psi_{1s}(t) + \psi_{2s}(x) + v_s) \text{ en} \\ \theta_2(t; x, v_w, t_s) &= \exp(\psi_{1w}(t + t_s) + \psi_{2w}(x) + v_w + \delta).\end{aligned}$$

In deze specificatie wordt verondersteld dat (i) het effect van waargenomen en niet-waargenomen karakteristieken en het duurzaamheidspatroon is gelijk voor beide werkhervattingshazards, θ_1 en θ_2 , en (ii) het effect van een sanctie geheel kan worden weergegeven door een factor δ die onafhankelijk is van de waargenomen (x) en niet-waargenomen (v) heterogeniteit en het moment waarop een sanctie wordt opgelegd. Een sanctie heeft een positief (negatief) effect als $\delta > 0$ ($\delta < 0$).

De bijbehorende dichtheidsfuncties worden gegeven door

$$\begin{aligned}f_1(t; x, v_w) &= \theta_1(t; x, v_w) \exp\left(-\int_0^t \theta_1(z; x, v_w) dz\right), \\ f_s(t; x, v_s) &= \theta_s(t; x, v_s) \exp\left(-\int_0^t \theta_s(z; x, v_s) dz\right) \text{ en} \\ f_2(t; x, v_w, t_s) &= \theta_2(t; x, v_w, t_s) \exp\left(-\int_0^t \theta_2(z; x, v_w, t_s) dz\right).\end{aligned}$$

Voor de duurzaamheidsfuncties $\psi_{1i}(t)$ gebruiken we een flexibele stapsgewijs constante specificatie:

$$\psi_{1i}(t) = \sum_{j=0}^n \lambda_{ij} I_j(t), \quad (1)$$

voor zekere duurzaamheidsparameters λ_{ij} en indicatorfuncties $I_j(t)$, $i = w, s$. We kiezen $n + 1$ intervallen I_j , $j = 0, \dots, n$, zodanig dat $I_j = [I_j^l, I_{j+1}^l)$ voor zekere ondergrenzen $I_j^l < I_{j+1}^l$, $I_0 = 0$ en $I_{n+1} = \infty$, $j = 0, \dots, n$. De indicatorfuncties kunnen dan worden gedefinieerd als

$$I_j(t) = \begin{cases} 1 & \text{als } t \in I_j \text{ en} \\ 0 & \text{als } t \notin I_j \end{cases} \quad (2)$$

voor $j = 0, 1, \dots, n$.

Niet-waargenomen heterogeniteit wordt beschreven door een kansverdeling van (v_w, v_s) . Hiervoor kiezen we een discrete dichtheid met twee keer twee massapunten $(v_w^a, v_w^b) \times (v_s^a, v_s^b)$. Voor de bijbehorende kansen noteren we

$$\begin{aligned}\Pr(v_w = v_w^a, v_s = v_s^a) &= p_1 & \Pr(v_w = v_w^b, v_s = v_s^a) &= p_3 \\ \Pr(v_w = v_w^a, v_s = v_s^b) &= p_2 & \Pr(v_w = v_w^b, v_s = v_s^b) &= p_4,\end{aligned} \quad (3)$$

met $0 \leq p_i \leq 1$ voor $i = 1, \dots, 4$, en $p_1 + p_2 + p_3 + p_4 = 1$. De covariantie van v_w en v_s wordt gegeven door

$$\text{cov}(v_w, v_s) = (p_1 p_4 - p_2 p_3) \cdot (v_w^a - v_w^b) \cdot (v_s^a - v_s^b) \quad (4)$$

Eenvoudig kan worden aangetoond dat v_w en v_s dan en slechts dan onafhankelijk zijn als $\text{cov}(v_w, v_s) = 0$. Deze situatie komt voor als $p_1 p_4 = p_2 p_3$, $v_w^a = v_w^b$ of $v_s^a = v_s^b$. Stel nu dat $v_w^a \neq v_w^b$ en $v_s^a \neq v_s^b$. In dat geval hangt de correlatie tussen v_w en v_s , zeg $\rho(v_w, v_s)$, niet af van de waarden van v_w^a, v_w^b, v_s^a en v_s^b . De variabelen v_w en v_s zijn perfect gecorreleerd als $p_1 = p_4 = 0$ of $p_2 = p_3 = 0$.

Tot slot nemen we aan dat de functies $\psi_{2i}(x)$ van de waargenomen heterogeniteit lineair zijn in de waargenomen variabelen: $\psi_{2i}(x) = \beta_i^t x$, $i = w, s$

3 De gegevens

We gebruiken een deelverzameling van het door de sociale dienst van de gemeente Rotterdam geleverde bestand, namelijk alle 9197 individuen die in 1994 instroomden in de RWW en zich ook in dit jaar aanmelden voor een RWW-uitkering. Individen waarvan gegevens ontbreken of die direct bij instroom in de RWW een sanctie kregen zijn niet opgenomen in deze deelverzameling van het bestand. De individuen zijn gevolgd tot het moment van uitstroom uit de RWW of tot uiterlijk 1 oktober 1996. Van elk individu is informatie beschikbaar over de RWW-duur en het moment, de duur en de hoogte van een eventuele sanctie. Al deze informatie is op de dag nauwkeurig. Als een RWW-duur op 1 oktober 1996 nog niet is beëindigd spreken we van een rechtsgecensureerde waarneming, we kunnen in zo'n geval alleen een ondergrens waarnemen van de RWW-duur. Ook waarnemingen die binnen de waarnemingsperiode zijn beëindigd kunnen rechtsgecensureerd zijn. Er zijn immers meer redenen voor het beëindigen van een RWW-duur dan werkhervatting alleen. In de vorige paragraaf hebben we echter de RWW-duur tot werkhervatting gemodelleerd, omdat alleen deze geacht wordt beïnvloed te worden door het opleggen van een sanctie. Indien een RWW-uitkering om een andere reden dan werkhervatting wordt beëindigd, kennen we weer alleen een ondergrens aan de uitkeringsduur tot werkhervatting toe en is er weer sprake van rechtscensurering.

We noteren T_{RWW} voor een waarneming van een RWW-duur zonder sanctie en (T_{RWW}, T_{as}) voor een waarneming waarin wel een sanctie is opgelegd. T_{as} staat hier voor de waargenomen RWW-duur bij aanvang van de eerste sanctie.

Het bestand bevat naast duurinformatie nog allerlei achtergrondinformatie,

zoals geslacht, CBS buurt, geboortjaar, burgerlijke status, etc. Deze informatie kan onder andere worden aangewend om als waargenomen factoren x in de drie *hazard rates* te dienen. Met het oog hierop definiëren we enkele verklarende variabelen:

1. **leeftijd:** Dummy-variabelen voor 5 leeftijdscategorieën, -25, 26-35, 36-45, 46-55, 56+. Dit is de leeftijd op 1 januari 1994 (berekend uit het geboortjaar van het individu).
2. **vrouw:** Een dummy-variabele met waarde 1 in het geval van een vrouw en een waarde 0 in het geval van een man.
3. **getrouwd:** Een dummy-variabele met waarde 1 als het individu gehuwd is of in concubinaat leeft en een waarde 0 in alle andere gevallen.
4. **buitenlands:** Een dummy-variabele met waarde 1 als het individu de Nederlandse nationaliteit heeft en met waarde 0 in alle andere gevallen.
5. **kinderen:** Een dummy-variabele met waarde 1 als het individu kinderen heeft en met waarde 0 als het individu geen kinderen heeft.
6. **nieuwe cliënt:** Een dummy-variabele met waarde 1 in het geval dat dit de eerste keer is dat het individu een RWW-uitkering in de gemeente Rotterdam krijgt en met waarde 0 als het individu al eens eerder een RWW-uitkering in de gemeente Rotterdam heeft gehad.
7. **huishouden:** Een dummy-variabele met waarde 1 als het huishouden uit meer dan 1 persoon bestaat en met waarde 0 als het huishouden slechts uit 1 persoon bestaat.
8. **schoolverlater:** Een dummy variabele met waarde 1 als het individu een schoolverlater is en met waarde 0 als het individu om een andere reden in de RWW terecht is gekomen.
9. **deelgemeente:** Dummy-variabelen voor de 12 deelgemeenten in Rotterdam (berekend uit de CBS buurt).

Tabel 1 geeft een overzicht van de mate waarin deze verklarende variabelen voorkomen in de steekproef. Er is in de tabel uitgesplitst naar het wel of niet krijgen van een sanctie tijdens de RWW-duur en werkhervatting binnen één jaar, na één jaar en rechtscensurering.

Er is in het databestand geen directe informatie beschikbaar over de arbeidsmarktpositie van de betreffende personen. De persoonlijke kenmerken zoals leeftijd en geslacht weerspiegelen daarom het gecombineerde effect van het gedrag van het individu (bv. jongeren zoeken intensiever dan ouderen), zijn of haar arbeidsmarktpositie (er zijn meer banen beschikbaar voor jongeren dan voor jongeren) en het gedrag van de werkgevers (werkgevers geven de voorkeur aan jongeren boven ouderen). Tussen deze verschillende componenten van het werkhervattingsproces kunnen we geen onderscheid maken.

4 Schatting

In deze paragraaf bespreken we de schatting van het in paragraaf 2 besproken model. In deelparagraaf 4.1 gaan we in op de gehanteerde schattingsmethode. Deelparagraaf 4.2 geeft de resultaten van schattingen van het model.

4.1 Methode

We hebben het model uit paragraaf 2 geschat met maximale aannemelijkheid. In deze paragraaf leiden we de aannemelijkheidsfunctie af, die in deze procedure gemaximaliseerd wordt. Hiertoe berekenen we de aannemelijkheid van elke mogelijke waarneming (wel of niet rechtsgecensureerde duur met wel of geen sanctie). We onderdrukken hierbij de notatie voor conditionering op x en v .

De aannemelijkheid van een niet-gesancioneerde waarneming met een duur T_{RWW} conditioneel op de waargenomen en de niet-waargenomen factoren is

$$f_1(T_{RWW}) \int_{T_{RWW}}^{\infty} f_s(t_s) dt_s \quad (5)$$

Voor een soortgelijke na duur T_{RWW} rechtsgecensureerde waarneming vinden we

$$\int_{T_{RWW}}^{\infty} \int_{T_{RWW}}^{\infty} f_1(t_1) f_s(t_s) dt_s dt_1 \quad (6)$$

Op soortgelijke wijze kunnen we aannemelijkheid van gesancioneerde waarnemingen conditioneel op de waargenomen en niet-waargenomen factoren bepalen. De aannemelijkheid van een duur T_{RWW} die na T_{as} is gesancioneerd is

$$\int_{T_{as}}^{\infty} f_1(t_1) f_2(T_{RWW} - T_{as} | T_{as}) f_s(T_{as}) dt_1 \quad (7)$$

Voor een na T_{as} gesancioneerde duur die rechtsgecensureerd is na T_{RWW} vinden we

$$\int_{T_{as}}^{\infty} \int_{T_{RWW} - T_{as}}^{\infty} f_1(t_1) f_2(t_2 | T_{as}) f_s(T_{as}) dt_2 dt_1 \quad (8)$$

Omdat we slechts één waarneming per individu hebben zijn alle waarnemingen onderling onafhankelijk. Stel dat we N individuen $1, \dots, N$ waarnemen en dat we voor individu n de bijbehorende conditionele aannemelijkheid ℓ_n waarnemen. In dat geval wordt de onconditionele aannemelijkheidsbijdrage van individu n gegeven door

$$\mathcal{L}_n = \sum_{v_1, v_s} \ell_n h(v_1, v_s) \quad (9)$$

en de aannemelijkheid door het produkt van deze factor over alle individuen. De log-aannemelijkheid, die we in werkelijkheid maximaliseren, wordt dus gegeven door

$$\log \mathcal{L} = \sum_{i=1}^N \log \mathcal{L}_i. \quad (10)$$

We nemen de variabelen die in de vorige paragraaf zijn besproken als verklaarende factoren x in het model op. Een keuze voor de duurklassen I_j is enigszins arbitrair. Wij kiezen de duurklassen zodanig dat de lengte van elke duurklasse 3 maanden is. Aangezien de waarnemingsperiode loopt van 1 januari 1994 tot 1 oktober 1996 en dus 33 maanden lang is, is het aantal duurklassen gelijk aan 11.

4.2 Resultaten

Tabel 2 geeft de schattingsresultaten van het in paragraaf 2 besproken model voor het volledige deelbestand. Er blijkt sprake te zijn van negatieve duuraafhankelijkheid in de werkhervattingshazards: de snelheid van werkhervatting neemt af over de duur van de uitkering. Ook de sanctie-hazard blijkt te veranderen over de duur van de werkloosheid. Een en ander is grafisch geïllustreerd in de figuren 2 en 3. In beide figuren is de intensiteit tijdens de eerste duurklasse genormaliseerd op 1. Als we bijvoorbeeld kijken naar de negende duurklasse (24 tot en met 27 maanden), dan zien we dat de uitstroom intensiteit nog 43% bedraagt van de eerste duurklasse en de sanctie intensiteit nog 67% van de eerste duurklasse. Blijkbaar spelen processen als stigmatisering en ontmoediging van langdurig werklozen een rol. Tevens stijgt de hazard voor sanctietoekenning significant gedurende het eerste jaar van de uitkeringsperiode en daalt daarna (zie figuur 3). Dit is consistent met het feit dat we sancties beschouwen die zijn opgelegd vanwege een of andere overtreding van de sociale-zekerheidsregels gedurende de uitkeringsperiode. Uiteraard kan zo'n overtreding tijdens de uitkeringsperiode niet tot een sanctie aan het begin van deze periode leiden. De daling van de hazard voor de sanctietoekenning na het eerste jaar betekent dat meer sancties worden toegekend tijdens de eerste periode van een RWW-duur dan later. De door ons gebruikte data volgt RWW-ers vanaf het begin van de RWW-periode, dit is de periode waarin

de kans op het opgelegd krijgen van een sanctie het grootst is. Doordat wij juist RWW-ers observeren met een grote kans op een sanctie, bevat onze data relatief veel sancties.

Voor wat betreft de uitstroomsnelheid naar een baan geldt dat deze negatief wordt beïnvloed door de leeftijd van de bijstandgerechtigde. Zo blijkt bijvoorbeeld dat de uitstroomsnelheid naar een baan voor personen van 56 jaar en ouder slechts 11% ($\exp(-2,17)$) is van die van personen jonger dan 26 jaar. De uitstroomsnelheid van vrouwelijke RWW-ers naar een baan bedraagt ongeveer 90% van die van mannen. Voorts blijkt dat de uitstroomsnelheid naar een baan groter is voor gehuwden dan voor ongehuwden, groter voor nieuwe dan voor recidive cliënten en groter voor schoolverlaters dan voor niet-schoolverlaters. Voor RWW-ers van buitenlandse herkomst, voor personen met kinderen en meerpersoonshuishoudens is de uitstroomsnelheid kleiner dan voor hun tegenhangers. De uitstroomsnelheid naar een baan hangt duidelijk samen met een aantal persoonlijke kenmerken, waarvan het al dan niet van buitenlandse herkomst zijn naast leeftijd het grootste effect heeft. De uitstroomsnelheid van een buitenlander is 53% ($\exp(-0,63)$) van die van een Nederlandse RWW-er. Ten slotte blijkt dat de uitstroomsnelheid naar een baan in de deelgemeenten Delfshaven en Feijenoord kleiner is dan die in andere deelgemeenten. Op een mogelijke verklaring van verschillen in uitstroomsnelheid tussen deelgemeenten komen we in de volgende paragraaf terug.

Uit tabel 2 blijkt voorts dat oudere RWW-ers minder snel een sanctie ontvangen dan jongeren. Voor personen in de oudste leeftijdsklasse is de snelheid waarmee een sanctie wordt verkregen slechts 20% ($\exp(-1,55)$) van die van de jongste leeftijdsklasse. Ook blijkt dat vrouwen, gehuwden, nieuwe cliënten en schoolverlaters minder snel een sanctie ontvangen dan hun tegenhangers. Het blijkt dat de parameter schattingen behorende bij de deelgemeenten op IJsselmonde na niet significant zijn, dit komt door de hoge standaardfouten die weer het gevolg zijn van het relatief kleine aantal sancties per deelgemeente.

Het in het licht van het onderhavige rapport belangrijkste resultaat is dat het effect van sancties significant positief ($\delta > 0$) is, waaruit blijkt dat sancties de werkhervattingshazard verhogen. Personen met overigens gelijke kenmerken die een sanctie hebben ontvangen hebben een 90% grotere uitstroomsnelheid naar een baan dan personen zonder sanctie.

Er blijkt in de meeste gevallen sprake te zijn van significante waargenomen en niet-waargenomen heterogeniteit in zowel de werkhervattings- als de sanctietoekenningshazards. Hieruit kan geconcludeerd worden dat er sprake is van significante waargenomen en niet-waargenomen selectiviteit in de toekenning van

sancties. In een eenvoudigere analyse, zoals besproken in de inleiding, zou het effect van sancties dus niet zuiver geschat worden. Uit de tabel, bijvoorbeeld, blijkt dat vrouwen zowel significant minder snel het werk hervatten als significant minder sancties opgelegd krijgen. Het weglaten van deze verklarende variabele zou dus tot overschatting van δ hebben geleid. De niet-waargenomen factoren zijn volgens deze schatting perfect negatief gecorreleerd, p_2 en p_3 worden beide gelijk aan 0 geschat. Weglaten van deze factoren zou dus ook tot een onderschatting van δ leiden.

5 Aanvullende analyses

In de vorige paragraaf hebben we de schattingsresultaten besproken van het model uit paragraaf 2. In het vervolg refereren we naar dit model als het basismodel. In deze paragraaf bespreken we de resultaten van een aantal aanvullende analyses. Deze aanvullende analyses zijn restricties of uitbreidingen van het basismodel. Achtereenvolgens geven we weer hoe de analyseresultaten veranderen onder andere modelveronderstellingen. In de eerste plaats laten we zien dat het belangrijk is om rekening te houden met selectiviteit in het proces van sanctietoekenning. Vervolgens onderzoeken we enkele varianten met betrekking tot de opgelegde sanctie. Zo kijken we naar mogelijke verschillen in het effect op de snelheid van werkhervatting tijdens de periode dat een sanctie wordt toegekend en in de periode hierna. Ook analyseren we of het uiteindelijke effect samenhangt met de omvang van de sanctie en of de omvang van het effect afhankelijk is van kenmerken van de gesanctioneerde. En, we onderzoeken of het effect van een sanctie verandert naarmate de tijd verstrijkt. We onderzoeken tevens of de modeluitkomsten verschillend zijn voor schoolverlaters en andere RWW-ers. Ten slotte onderzoeken we in welke mate verschillen tussen buurten toe te schrijven zijn aan kenmerken van die buurten. De gebruikte schattingsmethode is in alle gevallen de methode van maximale aannemelijkheid.

5.1 Verwaarlozen correlatie niet-waargenomen heterogeniteit

Om rekening te houden met de selectiviteit in het opleggen van sancties hebben we het proces van de sanctietoekenning meegemodelleerd met het proces van de werkhervatting. We hebben beargumenteerd dat het negeren van deze vorm van selectiviteit leidt tot onderschatting van δ . We laten zien hoe groot deze onderschatting is door het model te herschatten zonder rekening te houden met

de selectiviteit. De selectiviteit is gemodelleerd in de vorm van correlatie tussen de niet-waargenomen heterogeniteit in de hazard van de werkhervatting en van de sanctietoekenning. Door deze correlatie te negeren, nemen we aan dat het proces van de sanctietoekenning exogeen is ten opzichte van het werkhervattingsproces en omgekeerd.

We schatten het model zonder rekening te houden met de correlatie in de niet-waargenomen heterogeniteit. We maken onderscheid tussen vier verschillende mogelijkheden om uit de RWW te stromen, namelijk (i) naar een betaald werk, (ii) door te vertrekken uit de gemeente, (iii) door niet meer te melden bij de sociale dienst en (iv) door een huwelijk of samenwonen⁴. De *hazards* van deze processen worden respectievelijk weergegeven door θ_w , θ_v , θ_m en θ_h en de parametrische specificatie hiervan is identiek aan de hazard om het werk te hervatten van het basismodel. Het volledig model met deze vier uitstroom hazards vormt een competing risk model. De schattingsresultaten staan in tabel 3–6.

Als we de schattingsresultaten uit tabel 3 vergelijken met die van θ_u uit het basismodel zien we dat slechts de schatting van δ verschilt. Zoals al was beargumenteerd wordt het effect van een sanctie onderschat als er geen rekening wordt gehouden met de selectiviteit in de toekenning van sancties. Het blijkt zelf dat de schatting van δ negatief is, maar niet significant. Het opnemen van selectiviteit is dus erg belangrijk voor het zuiver schatten van het effect van een sanctie. Merk op dat we geen niet-waargenomen heterogeniteit observeren.

Als we kijken naar het effect van een sanctie op de uitstroom uit de RWW naar andere bestemmingen dan betaald werk, dan zien we dat een sanctie een significant positief effect heeft op uitstroom door vertrek uit de gemeente en door niet meer te melden bij de sociale dienst. Het effect van een sanctie op uitstroom door huwelijk of samenwonen is ook positief, maar niet significant.

Tenslotte kijken we nog naar de schattingsresultaten van het proces van de sanctietoekenning. Ook in dit proces negeren we de correlatie in de niet-waargenomen heterogeniteit met de werkhervattingshazard. De schattingen uit tabel 7 lijken erg op de schattingen van de sanctietoekenningshazard uit het basismodel. Hier heeft het negeren van de correlatie in de niet-geobserveerde heterogeniteit weinig invloed op de schattingsresultaten.

⁴Van de in het totaal 9197 individuen stromen er 3878 uit naar betaalde werk, 727 vertrekken er uit de gemeente, 721 melden zich niet meer en 187 stromen uit door huwelijk of samenwonen.

5.2 Aanvullende analyses omtrent het effect van een opgelegde sanctie

5.2.1 Effect tijdens en na sanctie

De duur van een opgelegde sanctie is beperkt, meestal één of twee maanden⁵. We maken onderscheid tussen het effect van een sanctie op de hazard van werkherleving tijdens de periode van de sanctie en na de periode van de sanctie. Het effect van een sanctie tijdens de periode waarin de sanctie van kracht is geven we aan met δ_{tijdens} , het effect na afloop van deze periode geven we aan met δ_{na} .

Aan de schattingsresultaten, die in tabel 8 staan, valt wederom op dat deze vorm van uitsplitsen van het effect van een sanctie weinig invloed heeft op de schattingsresultaten ten opzichte van het basismodel. Opvallend is dat het effect van een sanctie wel positief maar niet significant is tijdens de sanctieperiode. Na afloop van de sanctieperiode is het effect van een sanctie wel significant positief en groter dan tijdens de sanctieperiode. Een mogelijke verklaring is dat individuen een korte tijd nodig hebben om hun gedrag aan te passen of dat het proces van werkherleving enige tijd kost.

5.2.2 Effect afhankelijk van de omvang van de sanctie

Evenals de duur van de sanctie is ook de hoogte van de opgelegde sancties niet altijd gelijk.⁶ Het effect van een sanctie wordt uitgesplitst naar de hoogte van de sanctie, δ_5 is het effect van een sanctie van 5%, δ_{10} het effect van een sanctie van 10% en δ_{20} het effect van een sanctie van 20%. Voor de sanctie waarvan de hoogte niet waarnemen, nemen we het effect gelijk aan δ_0 . Merk op dat er geen rekening wordt gehouden met de selectiviteit van de hoogte van de sanctie. Het ligt echter voor de hand dat er wel degelijk selectiviteit is in het bepalen van de hoogte van de sanctie; de zwaarte van de overtreding van de sociale-zekerheidsregels bepaalt hoe hoog de sanctie is.

De schattingsresultaten staan in tabel 9. Uit de geschatte waarde van de

⁵Van de in het totaal 1273 geobserveerde eerste sancties hebben er 676 een duur van één maand, 562 een duur van twee maanden en de overige 35 sancties hebben een duur van langer dan twee maanden.

⁶De hoogte van een opgelegde sanctie is afhankelijk van het vergrijp waaraan een RWW-gerechtigde zich schuldig heeft gemaakt. De hoogte van een sanctie varieert tussen 5%, 10% of 20% van de RWW-uitkering. De meeste sancties hebben een hoogte van 5%, in totaal 723, 218 sancties hebben een hoogte van 10% en 145 sancties een hoogte van 20%. Van de overige 187 opgelegde eerste sancties is niet bekend hoe hoog ze waren, informatie hierover ontbrak in de oorspronkelijke deelverzameling van gegevens.

effecten van sancties blijkt dat de hoogte niet veel uitmaakt op het effect van de sanctie, slechts het effect van sancties met een hoogte van 10% is niet significant en ook lager dan het effect van sancties met een andere hoogte. De geschatte waarden van de overige parameters liggen wederom dicht bij de eerder gevonden schattingsresultaten.

5.2.3 Effect afhankelijk van individuele kenmerken

Tot nu toe is aangenomen dat het opleggen van een sanctie een gelijk effect heeft op elk individu. Het ligt voor de hand dat individuen verschillend reageren op een sanctie en daarom hun gedrag verschillend aanpassen. Het effect van een sanctie verschilt dan tussen de individuen. Om hiervoor te corrigeren, laten we toe dat het effect van een sanctie lineair afhangt van de individuele karakteristieken.

De schattingsresultaten uit tabel 10 laten zien dat slechts 4 kenmerken een significante invloed hebben op effect van een sanctie. Dit zijn leeftijd tussen de 36 en de 45 jaar, getrouwd, nieuwe cliënt en wonen in Hoek van Holland. Van deze vier individuele kenmerken heeft alleen getrouwd een negatieve invloed, de andere drie hebben een positieve invloed op het effect van een sanctie. Evenmin kan eenduidig worden gezegd dat het effect van een opgelegde sanctie groter of kleiner is voor RWW-ers met een moeilijke arbeidsmarktpositie. Een dergelijke conclusie kan alleen getrokken worden als de tekens van de parameter schattingen van de arbeidsmarktpositie (kolom 2) allemaal gelijk of juist allemaal omgekeerd zijn aan die van het effect van een opgelegde sanctie (kolom 4). Dit is niet het geval.

5.2.4 Effect sanctie duuraafhankelijk

In de deelparagraaf 5.2.1 hebben we al beargumenteerd dat individuen na het opleggen van de sanctie enige tijd nodig zouden kunnen hebben om hun gedrag aan te passen of dat het een tijd duurt voordat het aangepaste gedrag werkelijk effect heeft. De resultaten van het uitsplitsen van het effect van een sanctie tijdens de sanctie en na de sanctie duidde er ook op dat er zo'n vertraging is. Aan de ander kant is het ook mogelijk dat het effect van een opgelegde sanctie uitsterft doordat individuen hun oude gedrag weer oppakken. Het ligt daarom voor de hand dat het effect van een sanctie niet constant is over de duur die verstreken is sinds het opleggen van de sanctie.

Om te corrigeren voor een mogelijke vertraging, maken we het effect van een sanctie afhankelijk van de duur die verstreken is sinds het opleggen van de sanctie. We nemen het effect van de sanctie piecewise constant met perioden van 1 maand

gedurende het eerste half jaar na het ingaan van de sanctie $\delta_1, \dots, \delta_6$. Na de eerste 6 maanden nemen we aan dat het effect constant blijft $\delta_{>6}$.

De schattingsresultaten uit tabel 11 laten zien dat er sprake is van een toenemende effect van een sanctie. Opvallend is dat door het toelaten van duurzaamheid in het effect van een toegelaten sanctie dit effect groter wordt dan de het geschatte effect uit het basismodel.

De kwantitatieve schattingen zijn niet erg plausibel. Het lijkt er op dat we met deze specificatie de grens hebben bereikt van wat er uit de data afgeleid kan worden.

5.3 Onderscheid tussen schoolverlaters en anderen

We kunnen onderscheid maken tussen twee groepen RWW-gerechtigden, arbeidsmarkt en hebben dus geen werkervaring. Hierdoor hebben zij voordat ze RWW-gerechtigden werden geen periode in de WW doorgebracht. De niet-schoolverlaters die RWW-gerechtigd worden, zijn al enige tijd werkloos geweest namelijk in de WW. Er heeft hier een selectie plaatsgevonden bij de niet-schoolverlaters, namelijk de individuen met de hoge uitstroom kenmerken hebben een grotere kans om niet in de RWW terecht te komen, zij vinden al een betaalde baan gedurende hun WW-periode. Het is goed mogelijk dat bijvoorbeeld duurzaamheid verschilt tussen schoolverlaters en niet-schoolverlaters.

De deelverzameling van gegevens bestaat uit 1219 schoolverlaters en 7978 niet-schoolverlaters. We schatten het basismodel opnieuw maar dan voor de schoolverlaters en de niet-schoolverlaters afzonderlijk, de schattingsresultaten staan in tabel 12 en tabel 13. Merk op dat we bij de schoolverlaters geen niet-waargenomen heterogeniteit observeren, dit betekent dat voor deze groep het proces van werkherhvatting en het proces van sanctietoekenning onafhankelijk zijn. Uit de geschatte waarden van v^a blijkt dat de uitstroomkansen naar een betaalde baan voor de schoolverlaters groter zijn dan voor de niet-schoolverlaters, maar dat de kansen op de toekenning van een sanctie kleiner zijn. Daarentegen is er voor de schoolverlaters meer duurzaamheid, λ daalt sneller. Het effect van een sanctie is voor de schoolverlaters negatief, maar niet significant. Schoolverlaters zijn dus in tegenstelling tot de niet-schoolverlaters — waarvoor het effect van een sanctie positief en significant is — niet gevoelig voor sancties.

5.4 Opnemen van buurtkarakteristieken

Rotterdam bestaat uit 12 deelgemeenten, die door het Centraal Bureau voor de Statistiek zijn onderverdeeld in ongeveer 90 (CBS) buurten. In de analyses die tot

nu toe zijn uitgevoerd hebben we een dummy opgenomen voor de deelgemeente waarin iemand woont. De deelgemeente is bepaald aan de hand van de variabele CBS buurt (zie paragraaf 3). Het Centrum voor Onderzoek en Statistiek van de gemeente Rotterdam verzameld van elke CBS buurt in Rotterdam sociale, demografische en economische gegevens. In plaats van deelgemeente dummy's is het dus ook mogelijk om kenmerken van de CBS buurten op te nemen in de analyse. We hebben voor vier variabelen gekozen; het percentage allochtonen, het gemiddeld inkomen, de gemiddelde marktwaarde van woningen, en het werkloosheidspercentage. In tabel 14 geven we een overzicht van hoe deze kenmerken verdeeld zijn over de CBS buurten. In een paar buurten in het havengebied wonen weinig of geen mensen en daarom is geen of onvolledige informatie beschikbaar. De individuen die in buurten wonen waar geen of onvolledige informatie over bekend is laten we weg bij de analyse, dit zijn in het totaal 25 individuen.

In deze deelparagraaf laten we het proces van sanctietoekenning volledig buiten beschouwing. In de analyse maken we wederom onderscheid tussen schoolverlaters en niet-schoolverlaters. Tevens onderscheiden we twee mogelijkheden om de RWW te verlaten, ten eerste door het vinden van een betaalde baan en ten tweede door vertrek uit de gemeente, niet meer te melden bij de sociale dienst of door huwelijk of samenwonen. De schattingsresultaten staan in de tabellen 15–18. Het blijkt dat slechts in weinig gevallen een buurtkenmerk van belang is. Bij de schattingen voor de groep schoolverlaters blijkt dat de uitstroom naar een betaalde baan groter is in buurten met een hoog gemiddeld inkomen. Het zou kunnen zijn dat dit wordt veroorzaakt doordat het gemiddelde inkomen in een buurt een proxy is voor het gemiddelde opleidingsniveau. Over het algemeen geldt dat werkzoekenden met een hogere opleiding sneller een baan vinden dan werkzoekenden met een lage opleiding. Interessanter is dat het werkloosheidspercentage in een buurt een negatief effect heeft op de werkhervattingshazard voor de niet-schoolverlaters. Alhoewel dit effect statistisch significant is op 10%-niveau in plaats van het gebruikelijke 5%-niveau, is de geconstateerde relatie opmerkelijk. Blijkbaar hebben buurtkarakteristieken invloed op werkhervattingsprocessen. Aangezien buurten betrekkelijk klein van omvang zijn, kan dit niet worden toegeschreven aan de arbeidsmarktsituatie in de betreffende buurt. Wat overblijft is de mogelijkheid dat de werkloosheidssituatie in een buurt een negatieve invloed heeft op de zoekinspanning of de arbeidsmarktpositie van de betreffende RWW-ers. In het eerste geval is er in buurten met hoge werkloosheid sprake van een negatieve uitstraling verbonden aan de woonomgeving. In het tweede geval is er sprake van een clustering van werklozen met ongunstige arbeidsmarkt-karakteristieken, anders dan de persoonlijke kenmerken waarvoor in de analyse al is

gecorrigeerd. Nader onderzoek is hier duidelijk op zijn plaats.

5.5 Samenvattend overzicht

In tabel 19 geven we een overzicht van wat het effect van het opleggen van een sanctie is bij de verschillende analyses. Opvallend is dat δ de enige parameters is die gevoelig is voor verandering in specificaties, de schattingen van de overige parameters veranderen weinig ten opzichte van het basismodel. De belangrijkste uitkomst van de aanvullende analyses voor wat betreft het sanctie-effect is dat het verwaarlozen van de selectiviteit in de sanctie-toekenning leidt tot een sterke onderschatting. Ook is het opvallend dat sancties geen effect hebben op de snelheid waarmee schoolverlaters de RWW verlaten richting een baan.

6 Simulaties

We kunnen het effect van sancties verduidelijken aan de hand van de volgende berekeningen. We kunnen allereerst de kans berekenen dat de duur tot werkhervatting langer dan $k > 6$ maanden is, gegeven dat er geen sanctie wordt opgelegd. Vervolgens kunnen we dezelfde kans berekenen gegeven dat er na 6 maanden een sanctie wordt opgelegd. Het verschil in de kansen is een maat voor het effect van sancties. Voor de overzichtelijkheid negeren we de mogelijkheid dat RWW-ers ook om andere redenen dan het uitstromen door werkhervatting de RWW kunnen verlaten. De eerste kans wordt, conditioneel op v en x , gegeven door

$$\begin{aligned} \Pr(T_1 > k | x, v_w) &= \int_k^\infty \theta_1(t | x, v_w) \exp \left\{ - \int_0^t \theta_1(z | x, v_w) dz \right\} dt \\ &= \exp \left\{ - \sum_{i=0}^{\tau_1-1} b_i \theta_{1,i} - \theta_{1,\tau_1} (k - I_{\tau_1}^t) \right\}. \end{aligned}$$

De tweede wordt, weer conditioneel op v en x , gegeven door

$$\begin{aligned} &\Pr(T_1 \geq 6 | x, v_w) \Pr(T_2 > k - 6 | x, v_w, t_s = 6) \\ &= \int_6^\infty \theta_1(t | x, v_w) \exp \left\{ - \int_0^t \theta_1(z | x, v_w) dz \right\} dt \\ &\quad \int_{k-6}^\infty \theta_2(t | x, v_w, t_s = 6) \exp \left\{ - \int_0^t \theta_2(z | x, v_w, t_s = 6) dz \right\} dt \\ &= \exp \{ -6\theta_{1,0} \} \exp \left\{ - \sum_{i=0}^{\tau_2-1} b_i \theta_{2,i} - \theta_{2,\tau_2} (k - 6 - I_{\tau_2}^t) \right\}, \end{aligned}$$

waarbij $\tau_1(\tau_2)$ de duurklasse is waar $k(k-6)$ zich in bevindt.

Tabel 20 geeft de kansen voor zowel $k = 12$ maanden als $k = 24$ maanden. Duidelijk komt weer dat het positieve effect van sanctie naar voren. Immers de kans op langdurige werkloosheid, gedefinieerd als respectievelijk meer dan 1 jaar en 2 jaar RWW, wordt kleiner als na 6 maanden in de RWW een sanctie wordt opgelegd.

Aangezien de tabel goed leesbaar is beperken we ons commentaar tot de blijfkans na 2 jaar. Het blijkt dat gemiddeld genomen de kans om langer dan 2 jaar in de RWW te blijven daalt van 57 naar 42%. Het toekennen van een sanctie heeft vooral grote effecten voor de snelheid waarmee jongeren naar een baan toestromen. Voor jongeren daalt genoemde blijfkans van 48 naar 31% indien na 6 maanden een sanctie wordt gegeven. Voor ouderen is de daling beperkt van 92 naar 88%. De achtergrond hiervan moge duidelijk zijn. Voor ouderen is de uitstroomsnelheid dermate laag dat ook een forse vergroting met behulp van een sanctie weinig zoden aan de dijk zet voor wat betreft de snelheid van werkherleving. Tussen gehuwden en ongehuwden en tussen Nederlanders en buitenlanders blijken aanzienlijke verschillen te bestaan in werkherlevings-snelheid. Tussen mannen en vrouwen, tussen personen met en zonder kinderen en tussen oude en nieuwe cliënten zijn deze verschillen aanmerkelijk kleiner.

7 Evaluatie en conclusies

In dit rapport is verslag gedaan van modelmatige exercities gericht op het vaststellen van effecten van sancties in de RWW voor wat betreft de snelheid waarmee RWW-ers een baan vinden. Onze voornaamste uitkomst is dat sancties een duidelijk positief effect hebben. Nadat mensen een sanctie hebben gekregen neemt de uitstroomsnelheid naar een baan toe met bijna 90%.

Het is voor zover wij weten voor het eerst dat in Nederlands onderzoek een dergelijke conclusie wordt getrokken. De reden waarom wij een resultaat vinden dat in andere studies niet wordt gevonden is ons inziens tweeledig. In de eerste plaats is er bij een complexe materie als de onderhavige behoefte aan goede economische en econometrische modellen. In de tweede plaats is er behoefte aan goede data. Voordat we de belangrijkste conclusies nogmaals de revue laten passeren willen we bij beide redenen kort stilstaan. Het belang van het hanteren van een goed economisch en econometrisch model hebben we geïllustreerd in appendix A. Hierin geven we kort het onderzoek weer dat door SGBO is verricht naar prikkels in de bijstand. In dit onderzoek wordt geconcludeerd dat er geen effect van sancties is te vinden hetgeen onder meer wordt toegeschreven aan de door hen gehanteerde gebrekkige data. Wij laten in appendix A zien dat de bevindingen

van SGB0 te wijten zijn aan het gebruik van een onjuist econometrisch model. Toepassing van hun model op onze data zou ten onrechte leiden tot de conclusie dat sancties een negatief effect hebben op de snelheid van werkherlevating. De behoefte aan goede data wordt nader geadstrueerd in appendix B waarin wordt aangegeven dat door het CBS verzamelde data niet kunnen worden gebruikt voor het onderzoeken van de effectiviteit van sancties in de RWW.

Onze conclusie ten aanzien van onderzoek op het terrein van het meten van het effect van overheids-interventies in de sociale zekerheid en wellicht ook van andere interventies is tweeledig. In de eerste plaats is er behoefte aan goede op de probleemstelling toegesneden data. In de tweede plaats en wellicht nog belangrijker zijn goede onderzoekers. Modern onderzoek is niet mogelijk zonder althans enige basiskennis over moderne econometrische methoden.

In onze analyse zijn gegevens gebruikt over personen die in de loop van 1994 in de gemeente Rotterdam zijn geadmistrueerd als RWW-gerechtigden. Van ieder individu is informatie gebruikt over de duur en de reden van beëindiging van zijn of haar werkloosheidsduur, over het tijdstip waarop een eventuele sanctie is toegepast en over een aantal persoonlijke karakteristieken.

Onze belangrijkste inhoudelijke analyseresultaten zijn de volgende. De snelheid van werkherlevating blijkt relatief kleiner te zijn voor oudere RWW-gerechtigden, voor vrouwen, personen van buitenlandse herkomst, voor personen met kinderen en voor meerpersoonshuishoudens. De snelheid van werkherlevating is groter voor gehuwden, nieuwe cliënten en schoolverlaters. Ook blijkt de snelheid van werkherlevating af te nemen naarmate de duur van de werkloosheid groter is. Sancties blijken relatief minder snel te worden toegekend aan ouderen, vrouwen, gehuwden, nieuwe cliënten en schoolverlaters. Er blijkt zowel via de waargenomen kenmerken van personen als via niet-waargenomen karakteristieken een positieve samenhang te bestaan tussen de snelheid van werkherlevating en de snelheid van sanctie-toekenning. Blijkbaar worden personen met een moeilijke arbeidsmarktpositie minder snel gesanctioneerd. In het licht van de onderhavige probleemstelling is het belangrijkste onderzoekresultaat dat sancties een positief effect blijken te hebben op de werkherlevattingkans. Personen met een sanctie hebben een uitstroomsnelheid naar een baan die ongeveer 90% groter is dan van personen zonder een sanctie. Vermeldenswaard is ook nog dat de uitstroom uit de RWW wegens het niet meer melden bij de sociale dienst of wegens vertrek uit de gemeente ook significant positief wordt beïnvloed door een toegekende sanctie. Voorts is een belangrijk onderzoekresultaat dat het percentage werklozen in een buurt een zelfstandig negatief effect heeft op de snelheid van werkherlevating. Het blijkt dat personen met vergelijkbare karakteristieken in een buurt met hoge

werkloosheid langzamer een baan vinden dan in een buurt met lage werkloosheid. Nader onderzoek zal moeten uitwijzen wat de achtergronden zijn van dit verschijnsel.

A SGBO onderzoek naar het effect van prikkels in de bijstand

In 1993 is door het SGBO een onderzoek uitgevoerd naar het effect van sancties in de ABW/RWW⁷. Het SGBO beschikte over andere gegevens dan waar wij over beschikken en ook de gebruikte methode wijkt af van onze methode. Om te kijken in hoeverre onze gegevens vergelijkbaar zijn met de gegevens gebruikt door het SGBO, passen we de door hun gebruikte schattingsmethode toe op onze gegevens.

De steekproef van het SGBO bestond uit een verzameling van individuen die op een bepaald tijdstip een ABW/RWW-uitkering kreeg. Eén jaar later werd gekeken of het individu nog steeds een ABW/RWW-uitkering kreeg en of er gedurende dit jaar een sanctie was opgelegd. De methode die werd gebruikt is een probit procedure met wel of geen uitstroom in het betreffende jaar als endogene variabele en wel of geen sanctie en de individuele kenmerken als verklarende variabelen. De tijd die al doorgebracht was in de ABW/RWW voor het eerste tijdstip werd opgenomen als een individueel kenmerk.

In wiskundige notatie komt het probit model er als volgt uit te zien: Stel y is een dummy variabele met waarde 1 als het individu voor de tweede meting is uitgestroomd en met waarde 0 als het individu tijdens de tweede meting nog steeds een ABW/RWW-uitkering heeft. De dummy variabele d neemt een waarde 1 aan als gedurende dit jaar een sanctie is opgelegd en waarde 0 als dit niet het geval is geweest. x is een vector met individuele kenmerken en ε is een standaard normaal verdeelde storingsterm. Definieer de latente variabele

$$y^* = \alpha + \beta'x + \delta d + \varepsilon \quad (11)$$

waarin α , β en δ onbekende parameters zijn. Verder geldt dat $y = 1$ ($y = 0$) als $y^* > 0$ ($y^* < 0$). δ is het effect van een sanctie op de uitstroom uit de ABW/RWW.

Door gebruik te maken van een probit procedure wordt impliciet verondersteld dat er geen selectiviteit is bij het krijgen van sancties. In de inleiding hebben we beargumenteerd dat het toekennen van sancties niet willekeurig is en dat er daarom wel degelijk sprake is van selectiviteit. Verder wordt het tijdstip van de sanctie genegeerd. Het ligt echter voor de hand dat mensen die langer in aanmerking komen voor een uitkering een grotere kans hebben om een sanctie te krijgen. Dit wil zeggen dat de individuen die niet zijn uitgestroomd tussen de

⁷F.J.A. Angenent, Y.B. Bommeljé en G.J. Schep, *Prikkels in de bijstand*, Ministerie van Sociale Zaken en Werkgelegenheid, 1993.

twee waarnemingen met een grotere kans een sanctie hebben gehad. Hiervoor wordt niet gecorrigeerd.

Ook het probit model wordt geschat met de methode van maximale aannemelijkheid. De log aannemelijkheid functie is

$$\log \mathcal{L} = \sum_{i=1}^N (1 - y_i) \log \Phi(-\alpha - \beta'x_i - \delta d_i) + y_i \log (1 - \Phi(-\alpha - \beta'x_i - \delta d_i)) \quad (12)$$

Wij hebben de verzameling geconstrueerd op 1 januari 1995 en gekeken hoe lang de individuen op dat moment al werkloos waren, of in het kalender jaar 1995 een sanctie hebben gekregen en of ze gedurende dit jaar uitgestroomd zijn. De overige individuele kenmerken die we opgenomen hebben zijn dezelfde als genoemd in paragraaf 3.

De schattingsresultaten staan in tabel 21. De schatting van het effect van een sanctie is negatief ($\delta < 0$), dat wil zeggen dat een individu een lagere kans heeft om gedurende het jaar uit te stromen als in dit jaar een sanctie is opgelegd. Dit resultaat komt overeen met het resultaat gevonden door het SGBO, in hun onderzoek is het gevonden effect evenwel niet significant.

B Gegevens van het Centraal Bureau voor de Statistiek

Voordat we contact hebben gelegd met de sociale dienst van de gemeente Rotterdam, hebben we geprobeerd om de benodigde gegevens voor het uitvoeren van dit onderzoek te krijgen bij het Centraal Bureau voor de Statistiek. Echter de beschikbare ultimo bestanden van het CBS bleken niet informatief genoeg te zijn. Slechts één maal per jaar verzamelt het CBS administratieve bestanden van alle gemeenten in Nederland. De administratieve bestanden bevatten uit gegevens over alle bijstand-gerechtigden in de gemeente, zo wordt waargenomen of een bijstand-gerechtigde het afgelopen jaar een sanctie heeft gehad en of de bijstand-gerechtigde wel of niet is uitgestroomd. Het moment van het opleggen van de sanctie en het moment van de uitstroom worden dus slechts in intervallen van één jaar waargenomen. De nadelen van dit soort gegevens zijn uiteen gezet in appendix A. Buiten de geringe informatieve waarde van de gegevens zou het enige tijd duren voordat het CBS de gegevens zou kunnen leveren; de herhaalde enquêtes zouden moeten worden gekoppeld tot een panel van duur-gegevens.

	uitstroom < 1 jaar		uitstroom ≥ 1 jaar		geen uitstroom	
	sanctie		sanctie		sanctie	
leeftijd						
-25	1649	71	392	94	1686	451
26-35	747	34	346	62	1484	331
36-45	194	16	121	18	732	129
46-55	74	2	42	6	356	53
56+	5	0	4	1	92	5
burgelijke staat						
getrouwd	2287	104	725	153	3601	809
ongetrouwd	382	19	180	28	749	160
geslacht						
man	1731	90	613	138	2601	709
vrouw	938	33	292	43	1749	260
nationaliteit						
nederlandse	2261	101	714	134	3160	674
buitenlandse	408	22	191	47	1190	295
kinderen						
geen	2372	100	737	148	3281	781
wel	297	23	168	33	1069	188
grootte van het huishouden						
éénpersoons	2181	95	644	140	3043	729
meerdere personen	488	28	241	41	1307	240
eerder een RWW uitkering in Rotterdam gehad						
nieuwe cliënt	1601	60	493	75	2207	362
oude cliënt	1068	63	412	106	2143	607
reden RWW uitkering						
schoolverlater	777	25	186	26	689	143
anders	1892	98	701	155	3661	826
deelgemeenten						
Centrum	171	4	61	11	257	61
Delfshaven	557	24	218	41	997	235
Kralingen/Crooswijk	336	11	111	21	428	95
Noord	308	12	103	20	429	88
Prins Alexander	210	8	67	6	222	42
Overschie	43	1	14	5	88	23
Hillergersberg /Schiebroek	85	1	22	6	96	15
Hoek van Holland	19	3	3	0	12	3
Charlois	332	22	105	24	568	124
Feijenoord	320	29	103	34	760	198
IJsselmonde	153	3	49	5	271	34
Hoogvliet	135	5	49	8	222	51

Tabel 1: Overzicht van het aantal individuen uitgesplitst naar moment van uitstroom, het wel of niet krijgen van een sanctie en de karakteristieken.

BEKNOPTE VERKLARING BIJ DE TABELLEN:

- **Duurafhankelijkheid ($\lambda(\cdot)$)**

De duuraafhankelijkheid geeft aan hoe de kans op uitstroom en op sanctie veranderen als effect van het voortduren van een sanctieloze RWW-duur. Een dalende duuraafhankelijkheid, oftewel $\lambda(t) > \lambda(t + 1)$ betekent dat deze kans af neemt naarmate de duur langer wordt.

- **Individuele kenmerken**

Een positieve parameter schatting betekent dat een individu met dit kenmerk een grotere kans heeft om respectievelijk uit te stromen of een sanctie te krijgen dan een identiek individu zonder dit kenmerk. Om het procentuele verschil in de intensiteit tussen een individu met en zonder deze schatting te berekenen moet de exponent van de parameter schatting worden genomen.

- **Deelgemeente**

Voor deelgemeente geldt eigenlijk hetzelfde als voor individuele kenmerken. De parameter schatting geeft aan wat het verschil in intensiteit is tussen twee identieke individuen waarvan er één in een bepaalde deelgemeente woont en de ander niet.

- **Effect van een sanctie (δ)**

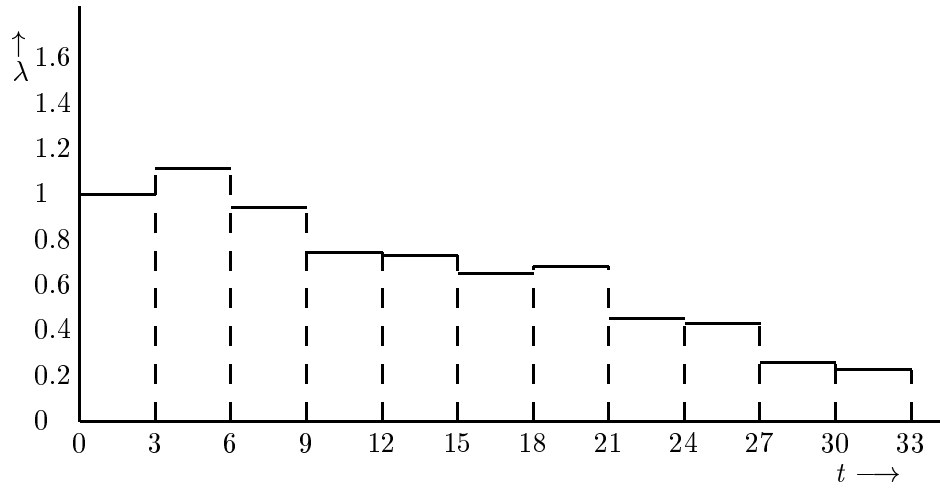
Als $\delta > 0$ heeft een sanctie een positief effect op de uitstroomkans uit de RWW. De grootte van dit effect op de uitstroomintensiteit kan worden berekend door $\exp(\delta)$ of procentueel $100\% \times (\exp(\delta) - 1)$.

- **Niet-waargenomen heterogeniteit**

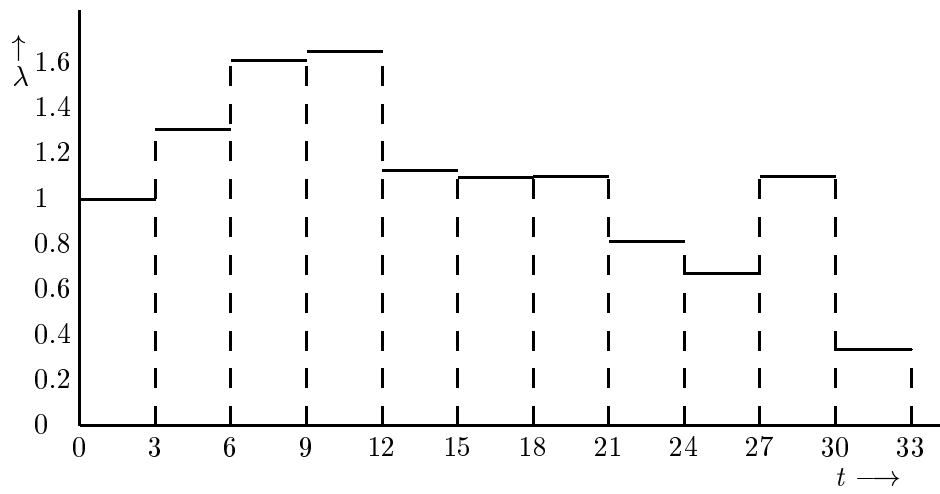
Voor de niet-waargenomen heterogeniteit worden 8 parameters gebruikt, de parameters v geven de locatie van de massapunten weer en de parameters p de kansen behorende bij de massapunten (zie paragraaf 2).

	<i>hazard uitstroom naar een baan</i>		<i>sanctie hazard</i>	
	θ_w		θ_s	
duurafhankelijkheid				
$\lambda(1)$	0		0	
$\lambda(2)$	0.11	(0.049)	0.27	(0.098)
$\lambda(3)$	-0.057	(0.058)	0.48	(0.10)
$\lambda(4)$	-0.29	(0.070)	0.50	(0.11)
$\lambda(5)$	-0.31	(0.079)	0.12	(0.13)
$\lambda(6)$	-0.43	(0.088)	0.090	(0.14)
$\lambda(7)$	-0.38	(0.094)	0.094	(0.15)
$\lambda(8)$	-0.79	(0.11)	-0.21	(0.17)
$\lambda(9)$	-0.84	(0.13)	-0.40	(0.21)
$\lambda(10)$	-1.35	(0.20)	0.096	(0.23)
$\lambda(11)$	-3.79	(1.02)	-1.09	(0.59)
individuele kenmerken				
leeftijd 26-35	-0.31	(0.044)	-0.32	(0.075)
leeftijd 36-45	-0.73	(0.069)	-0.45	(0.10)
leeftijd 46-55	-1.10	(0.10)	-0.69	(0.15)
leeftijd 56+	-2.17	(0.33)	-1.55	(0.43)
vrouw	-0.094	(0.041)	-0.60	(0.083)
getrouwd	0.71	(0.10)	-0.33	(0.16)
buitenlands	-0.63	(0.052)	0.047	(0.080)
kinderen	-0.29	(0.093)	0.085	(0.17)
nieuwe cliënt	0.21	(0.039)	-0.57	(0.078)
huishouden	-0.41	(0.12)	-0.039	(0.21)
schoolverlater	0.34	(0.047)	-0.18	(0.095)
deelgemeenten				
Delfshaven	-0.19	(0.081)	0.098	(0.15)
Kralingen/C.	0.094	(0.088)	-0.041	(0.17)
Noord	0.0075	(0.089)	-0.093	(0.17)
Pr. Alexander	0.20	(0.10)	-0.22	(0.20)
Overschie	-0.17	(0.16)	0.17	(0.26)
Hillegersb./S.	0.22	(0.13)	-0.32	(0.26)
Hoek v.H.	0.43	(0.29)	0.55	(0.52)
Charlois	-0.071	(0.088)	0.10	(0.16)
Feijenoord	-0.31	(0.088)	0.24	(0.15)
IJsselmonde	0.026	(0.11)	-0.54	(0.21)
Hoogvliet	-0.097	(0.11)	0.018	(0.20)
effect van een sanctie				
δ	0.63	(0.25)		
niet-waargenomen heterogeniteit				
v^a	-2.82	(0.12)	-4.80	(0.42)
v^b	-4.70	(0.54)	-3.18	(0.29)
p_1	0.78	(0.41)		
p_4	0.22	(0.12)		
$\log \mathcal{L}$	-24151.57			
N	9197			

Tabel 2: Schattingsresultaten van het basismodel.



Figuur 2: Duurafhankelijkheid van de uitstroom intensiteit.



Figuur 3: Duurafhankelijkheid van de sanctie intensiteit.

	<i>hazard</i> uitstroom naar een baan θ_w	
duurafhankelijkheid		
$\lambda(1)$	0	
$\lambda(2)$	0.078	(0.048)
$\lambda(3)$	-0.10	(0.053)
$\lambda(4)$	-0.35	(0.061)
$\lambda(5)$	-0.38	(0.065)
$\lambda(6)$	-0.51	(0.071)
$\lambda(7)$	-0.48	(0.074)
$\lambda(8)$	-0.90	(0.092)
$\lambda(9)$	-0.96	(0.11)
$\lambda(10)$	-1.47	(0.19)
$\lambda(11)$	-3.90	(1.00)
individuele kenmerken		
leeftijd 26-35	-0.28	(0.039)
leeftijd 36-45	-0.68	(0.062)
leeftijd 46-55	-1.04	(0.095)
leeftijd 56+	-2.09	(0.32)
vrouw	-0.11	(0.036)
getrouwd	0.66	(0.097)
buitenlands	-0.59	(0.046)
kinderen	-0.27	(0.084)
nieuwe cliënt	0.18	(0.035)
huishouden	-0.39	(0.11)
schoolverlater	0.30	(0.040)
deelgemeenten		
Delfshaven	-0.18	(0.073)
Kralingen/C.	0.074	(0.079)
Noord	-0.0059	(0.080)
Pr. Alexander	0.17	(0.088)
Overschie	-0.17	(0.14)
Hillegersb./S.	0.18	(0.11)
Hoek v.H.	0.49	(0.24)
Charlois	-0.073	(0.079)
Feijenoord	-0.29	(0.079)
Ijsselmonde	0.0026	(0.096)
Hoogvliet	-0.11	(0.096)
effect van een sanctie		
δ_u	-0.024	(0.061)
constante		
v	-3.01	(0.078)
$\log \mathcal{L}$	-17146.84	
N	9197	

Tabel 3: Schattingsresultaten van de uitstroom naar een betaalde baan, de selectiviteit in het opleggen van de sancties wordt genegeerd.

		<i>hazard</i> uitstroom door vertrek uit gemeente θ_v
duurafhankelijkheid		
$\lambda(1)$	0	
$\lambda(2)$	0.36	(0.12)
$\lambda(3)$	0.21	(0.13)
$\lambda(4)$	0.22	(0.14)
$\lambda(5)$	0.019	(0.15)
$\lambda(6)$	-0.095	(0.16)
$\lambda(7)$	-0.21	(0.18)
$\lambda(8)$	-0.34	(0.19)
$\lambda(9)$	-0.76	(0.26)
$\lambda(10)$	-1.07	(0.39)
$\lambda(11)$	$-\infty$	
individuele kenmerken		
leeftijd 26-35	0.24	(0.089)
leeftijd 36-45	-0.050	(0.13)
leeftijd 46-55	-0.12	(0.17)
leeftijd 56+	0.27	(0.29)
vrouw	0.014	(0.087)
getrouwd	-0.032	(0.21)
buitenlands	-0.30	(0.099)
kinderen	0.26	(0.26)
nieuwe cliënt	0.44	(0.078)
huishouden	-0.66	(0.30)
schoolverlater	0.11	(0.099)
deelgemeenten		
Delfshaven	0.25	(0.17)
Kralingen/C.	0.053	(0.20)
Noord	0.095	(0.20)
Pr. Alexander	-0.22	(0.24)
Overschie	0.049	(0.32)
Hillegersb./S.	0.15	(0.29)
Hoek v.H.	$-\infty$	
Charlois	0.21	(0.19)
Feijenoord	-0.12	(0.19)
IJsselmonde	-0.046	(0.24)
Hoogvliet	0.28	(0.22)
effect van een sanctie		
δ_v	0.26	(0.13)
constante		
v	-5.62	(0.20)
$\log \mathcal{L}$	-4487.72	
N	9197	

Tabel 4: Schattingsresultaten van de uitstroom door vertrek uit de gemeente, de selectiviteit in het opleggen van de sancties wordt genegeerd.

	<i>hazard uitstroom</i> omdat niet meer gemeld θ_m	
duurafhankelijkheid		
$\lambda(1)$	0	
$\lambda(2)$	0.39	(0.12)
$\lambda(3)$	0.25	(0.13)
$\lambda(4)$	0.094	(0.14)
$\lambda(5)$	-0.19	(0.16)
$\lambda(6)$	-0.037	(0.16)
$\lambda(7)$	-0.59	(0.20)
$\lambda(8)$	-0.40	(0.19)
$\lambda(9)$	-1.06	(0.29)
individuele kenmerken		
leeftijd 26-35	-0.13	(0.093)
leeftijd 36-45	-0.14	(0.12)
leeftijd 46-55	-0.62	(0.21)
leeftijd 56+	-0.82	(0.45)
vrouw	-0.21	(0.089)
getrouwd	-0.10	(0.22)
buitenlands	-0.14	(0.093)
kinderen	-0.22	(0.24)
nieuwe cliënt	0.089	(0.081)
huishouden	-0.035	(0.29)
schoolverlater	0.18	(0.099)
deelgemeenten		
Delfshaven	0.023	(0.17)
Kralingen/C.	-0.043	(0.19)
Noord	-0.088	(0.19)
Pr. Alexander	-0.28	(0.24)
Overschie	0.20	(0.30)
Hillegersb./S.	-0.42	(0.36)
Hoek v.H.	0.20	(0.63)
Charlois	0.0076	(0.19)
Feijenoord	0.14	(0.18)
Ijsselmonde	0.35	(0.21)
Hoogvliet	-0.37	(0.25)
effect van een sanctie		
δ_m	0.71	(0.11)
constante		
v	-5.13	(0.19)
$\log \mathcal{L}$	-4421.36	
N	9197	

Tabel 5: Schattingsresultaten van de uitstroom omdat de RWW-gerechtigde zich niet meer heeft gemeld bij de sociale dienst, de selectiviteit in het opleggen van de sancties wordt genegeerd.

		<i>hazard</i> uitstroom door huwelijk/samenwonen θ_h	
duurafhankelijkheid			
$\lambda(1)$	0		
$\lambda(2)$	0.034		(0.25)
$\lambda(3)$	0.11		(0.26)
$\lambda(4)$	0.081		(0.27)
$\lambda(5)$	-0.27		(0.30)
$\lambda(6)$	-0.53		(0.38)
$\lambda(7)$	-0.16		(0.31)
$\lambda(8)$	-0.88		(0.47)
$\lambda(9)$	-1.77		(0.78)
$\lambda(10)$	-1.19		(0.78)
individuele kenmerken			
leeftijd 26-35	0.13		(0.20)
leeftijd 36-45	-0.011		(0.24)
leeftijd 46-55	0.067		(0.33)
leeftijd 56+	$-\infty$		
vrouw	1.63		(0.22)
buitenlands	-0.091		(0.22)
kinderen	-1.19		(1.28)
nieuwe cliënt	0.0014		(0.16)
huishouden	1.55		(1.30)
schoolverlater	0.24		(0.22)
deelgemeenten			
Delfshaven	-0.30		(0.35)
Kralingen/C.	-0.091		(0.39)
Noord	-0.43		(0.42)
Pr. Alexander	-0.51		(0.54)
Overschie	-0.40		(0.68)
Hillegersb./S.	-0.43		(0.68)
Hoek v.H.	1.92		(0.66)
Charlois	0.22		(0.35)
Feijenoord	-0.095		(0.36)
Ijsselmonde	0.37		(0.39)
Hoogvliet	-0.48		(0.51)
effect van een sanctie			
δ_h	0.16		(0.32)
constante			
v	-7.39		(0.39)
$\log \mathcal{L}$	-1317.91		
N	9197		

Tabel 6: Schattingsresultaten van de uitstroom door een huwelijk of samenwonen, de selectiviteit in het opleggen van de sancties wordt genegeerd.

	sanctie hazard	
	θ_s	
duurafhankelijkheid		
$\lambda(1)$	0	
$\lambda(2)$	0.29	(0.097)
$\lambda(3)$	0.52	(0.097)
$\lambda(4)$	0.54	(0.10)
$\lambda(5)$	0.16	(0.12)
$\lambda(6)$	0.12	(0.12)
$\lambda(7)$	0.13	(0.13)
$\lambda(8)$	-0.17	(0.15)
$\lambda(9)$	-0.36	(0.20)
$\lambda(10)$	0.14	(0.21)
$\lambda(11)$	-1.08	(0.58)
individuele kenmerken		
leeftijd 26-35	-0.35	(0.066)
leeftijd 36-45	-0.51	(0.092)
leeftijd 46-55	-0.76	(0.14)
leeftijd 56+	-1.60	(0.42)
vrouw	-0.55	(0.073)
getrouwd	-0.26	(0.14)
buitenlands	-0.020	(0.068)
kinderen	0.016	(0.15)
nieuwe cliënt	-0.50	(0.061)
huishouden	-0.040	(0.19)
schoolverlater	-0.12	(0.084)
deelgemeenten		
Delfshaven	0.045	(0.13)
Kralingen/C.	-0.032	(0.15)
Noord	-0.088	(0.15)
Pr. Alexander	-0.20	(0.18)
Overschie	0.14	(0.23)
Hillegersb./S.	-0.28	(0.24)
Hoek v.H.	0.52	(0.44)
Charlois	0.063	(0.14)
Feijenoord	0.16	(0.13)
Ijsselmonde	-0.53	(0.19)
Hoogvliet	0.019	(0.17)
constante		
v	-4.13	(0.14)
$\log \mathcal{L}$	-7012.77	
N	9197	

Tabel 7: Schattingsresultaten van het proces van sanctietoekenning zonder het werkhervattingsproces simultaan wordt meemodelleerd.

	<i>hazard uitstroom naar een baan</i>		<i>sanctie hazard</i>	
	θ_w		θ_s	
duurafhankelijkheid				
$\lambda(1)$	0		0	
$\lambda(2)$	0.11	(0.049)	0.26	(0.099)
$\lambda(3)$	-0.050	(0.058)	0.48	(0.10)
$\lambda(4)$	-0.29	(0.069)	0.50	(0.11)
$\lambda(5)$	-0.31	(0.078)	0.13	(0.13)
$\lambda(6)$	-0.43	(0.087)	0.092	(0.14)
$\lambda(7)$	-0.38	(0.092)	0.097	(0.15)
$\lambda(8)$	-0.78	(0.11)	-0.21	(0.17)
$\lambda(9)$	-0.84	(0.13)	-0.40	(0.22)
$\lambda(10)$	-1.35	(0.20)	0.10	(0.23)
$\lambda(11)$	-3.79	(1.02)	-1.08	(0.59)
individuele kenmerken				
leeftijd 26-35	-0.32	(0.045)	-0.31	(0.076)
leeftijd 36-45	-0.73	(0.069)	-0.44	(0.10)
leeftijd 46-55	-1.10	(0.10)	-0.67	(0.15)
leeftijd 56+	-2.18	(0.33)	-1.54	(0.44)
vrouw	-0.090	(0.042)	-0.60	(0.084)
getrouwd	0.72	(0.10)	-0.35	(0.16)
buitenlands	-0.64	(0.052)	0.058	(0.082)
kinderen	-0.30	(0.094)	0.096	(0.17)
nieuwe cliënt	0.22	(0.040)	-0.58	(0.078)
huishouden	-0.41	(0.13)	-0.037	(0.21)
schoolverlater	0.35	(0.048)	-0.19	(0.096)
deelgemeenten				
Delfshaven	-0.19	(0.083)	0.11	(0.15)
Kralingen/C.	0.096	(0.090)	-0.039	(0.17)
Noord	0.0093	(0.091)	-0.088	(0.17)
Pr. Alexander	0.20	(0.10)	-0.21	(0.20)
Overschie	-0.16	(0.16)	0.17	(0.26)
Hillegersb./S.	0.23	(0.13)	-0.33	(0.27)
Hoek v.H.	0.42	(0.30)	0.57	(0.54)
Charlois	-0.072	(0.090)	0.12	(0.16)
Feijenoord	-0.32	(0.089)	0.26	(0.15)
IJsselmonde	0.028	(0.11)	-0.54	(0.21)
Hoogvliet	-0.094	(0.11)	0.019	(0.20)
effect van een sanctie				
δ_{tijdens}	0.51	(0.27)		
δ_{na}	0.85	(0.26)		
niet-waargenomen heterogeniteit				
v^a	-2.80	(0.11)	-4.95	(0.39)
v^b	-4.82	(0.38)	-3.15	(0.26)
p_1	0.76	(0.28)		
p_2	0.24	(0.086)		
$\log \mathcal{L}$	-24149.64			
N	9197			

Tabel 8: Schattingsresultaten van het model waarbij het effect van een opgelegde sanctie wordt uitgesplitst naar een effect tijdens de sanctie en na afloop van de sanctie.

	<i>hazard uitstroom naar een baan</i> θ_w		<i>sanctie hazard</i> θ_s	
duurafhankelijkheid				
$\lambda(1)$	0		0	
$\lambda(2)$	0.11	(0.049)	0.27	(0.099)
$\lambda(3)$	-0.056	(0.058)	0.48	(0.10)
$\lambda(4)$	-0.29	(0.070)	0.50	(0.11)
$\lambda(5)$	-0.31	(0.079)	0.12	(0.13)
$\lambda(6)$	-0.43	(0.088)	0.089	(0.14)
$\lambda(7)$	-0.38	(0.094)	0.093	(0.15)
$\lambda(8)$	-0.79	(0.11)	-0.21	(0.17)
$\lambda(9)$	-0.84	(0.13)	-0.40	(0.21)
$\lambda(10)$	-1.35	(0.20)	0.095	(0.23)
$\lambda(11)$	-3.79	(1.02)	-1.09	(0.59)
individuele kenmerken				
leeftijd 26-35	-0.31	(0.044)	-0.32	(0.075)
leeftijd 36-45	-0.73	(0.069)	-0.45	(0.10)
leeftijd 46-55	-1.10	(0.10)	-0.69	(0.15)
leeftijd 56+	-2.17	(0.33)	-1.54	(0.43)
vrouw	-0.094	(0.041)	-0.60	(0.083)
getrouwd	0.71	(0.10)	-0.34	(0.16)
buitenlands	-0.63	(0.052)	0.047	(0.081)
kinderen	-0.29	(0.093)	0.085	(0.17)
nieuwe cliënt	0.21	(0.039)	-0.57	(0.078)
huishouden	-0.41	(0.12)	-0.037	(0.21)
schoolverlater	0.34	(0.047)	-0.18	(0.095)
deelgemeenten				
Delfshaven	-0.19	(0.082)	0.10	(0.15)
Kralingen/C. Noord	0.094	(0.089)	-0.040	(0.17)
Pr. Alexander	0.0079	(0.089)	-0.091	(0.17)
Overschie	0.20	(0.10)	-0.22	(0.20)
Hillegersb./S.	-0.17	(0.16)	0.17	(0.26)
Hoek v.H.	0.22	(0.13)	-0.32	(0.26)
Charlois	0.44	(0.29)	0.55	(0.53)
Feijenoord	-0.071	(0.088)	0.11	(0.16)
IJsselmonde	-0.31	(0.088)	0.24	(0.15)
Hoogvliet	0.026	(0.11)	-0.54	(0.21)
	-0.096	(0.11)	0.019	(0.20)
effect van een sanctie				
δ_5	0.66	(0.26)		
δ_{10}	0.46	(0.30)		
δ_{20}	0.65	(0.32)		
δ_0	0.70	(0.30)		
niet-waargenomen heterogeniteit				
v^a	-2.82	(0.12)	-4.80	(0.42)
v^b	-4.71	(0.53)	-3.18	(0.29)
p_1	0.78	(0.41)		
p_4	0.22	(0.12)		
$\log \mathcal{L}$	-24150.91			
N	9197			

Tabel 9: Schattingsresultaten van het model waarbij het effect van een opgelegde sanctie afhankelijk wordt genomen van de hoogte van de sanctie, de selectiviteit in de opgelegde hoogte wordt genegeerd.

	<i>hazard uitstroom naar een baan</i>		<i>sanctie hazard</i>		<i>effect van een sanctie</i>	
	θ_w		θ_s		δ	
duurafhankelijkheid						
$\lambda(1)$	0		0			
$\lambda(2)$	0.11	(0.050)	0.27	(0.10)		
$\lambda(3)$	-0.056	(0.059)	0.48	(0.10)		
$\lambda(4)$	-0.29	(0.071)	0.51	(0.11)		
$\lambda(5)$	-0.31	(0.079)	0.13	(0.13)		
$\lambda(6)$	-0.44	(0.089)	0.10	(0.15)		
$\lambda(7)$	-0.39	(0.094)	0.11	(0.16)		
$\lambda(8)$	-0.80	(0.11)	-0.19	(0.18)		
$\lambda(9)$	-0.86	(0.13)	-0.38	(0.22)		
$\lambda(10)$	-1.38	(0.20)	0.11	(0.23)		
$\lambda(11)$	-3.82	(1.02)	-1.08	(0.59)		
individuele kenmerken						
constante					0.25	(0.41)
leeftijd 26-35	-0.32	(0.045)	-0.32	(0.076)	0.14	(0.16)
leeftijd 36-45	-0.75	(0.071)	-0.46	(0.10)	0.46	(0.23)
leeftijd 46-55	-1.11	(0.10)	-0.69	(0.15)	0.26	(0.39)
leeftijd 56+	-2.24	(0.34)	-1.55	(0.44)	1.67	(1.29)
vrouw	-0.095	(0.042)	-0.60	(0.085)	-0.029	(0.18)
getrouwd	0.76	(0.11)	-0.33	(0.16)	-0.70	(0.36)
buitenlands	-0.64	(0.053)	0.048	(0.082)	0.082	(0.19)
kinderen	-0.31	(0.095)	0.085	(0.17)	0.41	(0.41)
nieuwe cliënt	0.20	(0.040)	-0.58	(0.081)	0.32	(0.16)
huishouden	-0.44	(0.13)	-0.040	(0.21)	0.39	(0.50)
schoolverlater	0.35	(0.048)	-0.18	(0.097)	-0.24	(0.20)
deelgemeenten						
Delfshaven	-0.19	(0.082)	0.11	(0.15)	-0.037	(0.34)
Kralingen/C.	0.086	(0.089)	-0.032	(0.17)	0.037	(0.38)
Noord	-0.0098	(0.090)	-0.084	(0.17)	0.19	(0.38)
Pr. Alexander	0.19	(0.10)	-0.21	(0.20)	-0.087	(0.46)
Overschie	-0.18	(0.16)	0.18	(0.26)	0.22	(0.57)
Hillegersb./S.	0.19	(0.13)	-0.32	(0.27)	0.29	(0.57)
Hoek v.H.	0.34	(0.29)	0.53	(0.53)	1.73	(0.73)
Charlois	-0.095	(0.090)	0.12	(0.16)	0.20	(0.36)
Feijenoord	-0.35	(0.089)	0.25	(0.15)	0.41	(0.35)
IJsselmonde	0.024	(0.11)	-0.53	(0.21)	-0.17	(0.52)
Hoogvliet	-0.080	(0.11)	0.030	(0.20)	-0.34	(0.45)
niet-waargenomen heterogeniteit						
v^a	-2.78	(0.14)	-4.95	(0.57)		
v^b	-4.29	(0.52)	-3.22	(0.32)		
p_1	0.74	(0.48)				
p_4	0.26	(0.17)				
$\log \mathcal{L}$	-24133.99					
N	9197					

Tabel 10: Schattingsresultaten van het model dat toelaat dat het effect van een opgelegde sanctie niet gelijk is voor elk individu, maar afhankelijk is van de individuele karakteristieken.

	<i>hazard uitstroom naar een baan</i> θ_w		<i>sanctie hazard</i> θ_s	
duurafhankelijkheid				
$\lambda(1)$	0		0	
$\lambda(2)$	0.13	(0.049)	0.24	(0.10)
$\lambda(3)$	-0.0037	(0.056)	0.46	(0.10)
$\lambda(4)$	-0.24	(0.067)	0.50	(0.11)
$\lambda(5)$	-0.25	(0.074)	0.13	(0.13)
$\lambda(6)$	-0.38	(0.082)	0.10	(0.14)
$\lambda(7)$	-0.32	(0.087)	0.11	(0.15)
$\lambda(8)$	-0.73	(0.11)	-0.18	(0.17)
$\lambda(9)$	-0.78	(0.13)	-0.38	(0.21)
$\lambda(10)$	-1.29	(0.19)	0.13	(0.23)
$\lambda(11)$	-3.78	(1.02)	-1.05	(0.59)
individuele kenmerken				
leeftijd 26-35	-0.35	(0.047)	-0.25	(0.086)
leeftijd 36-45	-0.80	(0.072)	-0.35	(0.12)
leeftijd 46-55	-1.15	(0.10)	-0.58	(0.16)
leeftijd 56+	-2.32	(0.35)	-1.46	(0.45)
vrouw	-0.076	(0.044)	-0.63	(0.088)
getrouwd	0.78	(0.11)	-0.39	(0.18)
buitenlands	-0.65	(0.053)	0.084	(0.089)
kinderen	-0.30	(0.10)	0.16	(0.19)
nieuwe cliënt	0.23	(0.041)	-0.63	(0.079)
huishouden	-0.47	(0.13)	-0.042	(0.23)
schoolverlater	0.34	(0.050)	-0.18	(0.10)
deelgemeenten				
Delfshaven	-0.23	(0.088)	0.20	(0.17)
Kralingen/C.	0.10	(0.097)	-0.018	(0.19)
Noord	-0.0022	(0.098)	-0.055	(0.19)
Pr. Alexander	0.14	(0.11)	-0.13	(0.22)
Overschie	-0.17	(0.17)	0.24	(0.30)
Hillegersb./S.	0.26	(0.14)	-0.34	(0.28)
Hoek v.H.	0.30	(0.32)	0.72	(0.61)
Charlois	-0.12	(0.096)	0.23	(0.18)
Feijenoord	-0.38	(0.094)	0.39	(0.17)
IJsselmonde	0.0025	(0.12)	-0.48	(0.23)
Hoogvliet	-0.098	(0.12)	0.026	(0.22)
effect van een sanctie				
δ_1	1.12	(0.26)		
δ_2	2.02	(0.22)		
δ_3	2.43	(0.25)		
δ_4	2.73	(0.27)		
δ_5	3.00	(0.31)		
δ_6	3.15	(0.35)		
$\delta_{>6}$	3.30	(0.33)		
niet-waargenomen heterogeniteit				
v^a	-2.69	(0.096)	-6.05	(0.23)
v^b	-6.61	(0.31)	-3.10	(0.19)
p_1	0.73	(0.072)		
p_4	0.27	(0.026)		
$\log \mathcal{L}$	-24141.24			
N	9197			

Tabel 11: Schattingsresultaten van het model waarin wordt toegelaten dat het effect van een opgelegde sanctie verandert over de duur die is verstreken sinds het opleggen van de sanctie.

	<i>hazard uitstroom naar een baan</i> θ_w		<i>sanctie hazard</i> θ_s	
duurafhankelijkheid				
$\lambda(1)$	0		0	
$\lambda(2)$	0.093	(0.10)	0.38	(0.38)
$\lambda(3)$	-0.082	(0.12)	1.10	(0.36)
$\lambda(4)$	-0.50	(0.15)	0.95	(0.37)
$\lambda(5)$	-0.37	(0.16)	0.97	(0.41)
$\lambda(6)$	-0.84	(0.20)	1.10	(0.41)
$\lambda(7)$	-0.80	(0.21)	0.33	(0.57)
$\lambda(8)$	-1.02	(0.26)	0.67	(0.52)
$\lambda(9)$	-1.17	(0.32)	-0.81	(1.06)
$\lambda(10)$	-2.31	(0.71)	-0.26	(1.05)
$\lambda(11)$	-2.30	(1.01)		
individuele kenmerken				
vrouw	-0.094	(0.077)	0.010	(0.21)
getrouwd	2.23	(0.81)	0.44	(1.06)
buitenlands	-0.68	(0.12)	0.23	(0.25)
kinderen	-0.39	(0.38)	0.94	(0.95)
huishouden	-1.92	(0.83)	-1.62	(1.28)
deelgemeenten				
Delfshaven	-0.29	(0.13)	0.79	(0.58)
Kralingen/C.	-0.30	(0.17)	0.90	(0.64)
Noord	-0.29	(0.16)	0.94	(0.61)
Pr. Alexander	-0.0075	(0.16)	1.23	(0.62)
Overschie	0.11	(0.30)	2.05	(0.88)
Hillegersb./S.	0.30	(0.36)	$-\infty$	
Hoek v.H.	-0.25	(0.92)	$-\infty$	
Charlois	-0.15	(0.17)	1.56	(0.60)
Feijenoord	-0.52	(0.19)	0.83	(0.64)
IJsselmonde	-0.11	(0.32)	0.33	(1.16)
Hoogvliet	-0.14	(0.20)	1.18	(0.70)
effect van een sanctie				
δ_s	-0.22	(0.19)		
niet-waargenomen heterogeniteit				
v^a	-2.29	(0.13)	-6.26	(0.62)
p_1	1			
$\log \mathcal{L}$	-3419.81			
N	1219			

Tabel 12: Schattingsresultaten van het basismodel geschat met alleen de schoolverlaters.

	<i>hazard uitstroom naar een baan</i> θ_w		<i>sanctie hazard</i> θ_s	
duurafhankelijkheid				
$\lambda(1)$	0		0	
$\lambda(2)$	0.11	(0.057)	0.25	(0.10)
$\lambda(3)$	-0.041	(0.067)	0.41	(0.10)
$\lambda(4)$	-0.23	(0.079)	0.45	(0.11)
$\lambda(5)$	-0.28	(0.090)	0.021	(0.13)
$\lambda(6)$	-0.34	(0.10)	-0.038	(0.14)
$\lambda(7)$	-0.28	(0.11)	0.041	(0.15)
$\lambda(8)$	-0.71	(0.13)	-0.32	(0.18)
$\lambda(9)$	-0.75	(0.15)	-0.43	(0.22)
$\lambda(10)$	-1.19	(0.21)	0.061	(0.23)
$\lambda(11)$			-1.05	(0.59)
individuele kenmerken				
leeftijd 26-35	-0.35	(0.049)	-0.28	(0.076)
leeftijd 36-45	-0.77	(0.074)	-0.41	(0.10)
leeftijd 46-55	-1.14	(0.11)	-0.63	(0.15)
leeftijd 56+	-2.25	(0.34)	-1.47	(0.43)
vrouw	-0.091	(0.049)	-0.69	(0.090)
getrouwd	0.67	(0.11)	-0.43	(0.17)
buitenlands	-0.64	(0.059)	0.034	(0.085)
kinderen	-0.31	(0.10)	0.039	(0.17)
nieuwe cliënt	0.17	(0.043)	-0.58	(0.080)
huishouden	-0.36	(0.13)	0.10	(0.21)
deelgemeenten				
Delfshaven	-0.11	(0.099)	0.0079	(0.15)
Kralingen/C.	0.25	(0.11)	-0.17	(0.17)
Noord	0.14	(0.11)	-0.24	(0.18)
Pr. Alexander	0.32	(0.12)	-0.48	(0.21)
Overschie	-0.16	(0.18)	0.021	(0.27)
Hillegersb./S.	0.30	(0.15)	-0.39	(0.27)
Hoek v.H.	0.65	(0.34)	0.48	(0.53)
Charlois	-0.0072	(0.11)	-0.046	(0.16)
Feijenoord	-0.22	(0.10)	0.15	(0.15)
IJsselmonde	0.10	(0.12)	-0.64	(0.21)
Hoogvliet	-0.015	(0.13)	-0.11	(0.20)
effect van een sanctie				
$\delta_{n.s}$	0.89	(0.34)		
niet-waargenomen heterogeniteit				
v^a	-2.75	(0.14)	-5.00	(0.52)
v^b	-4.73	(0.32)	-3.21	(0.27)
p_1	0.68	(0.24)		
p_4	0.32	(0.11)		
$\log \mathcal{L}$	-20690.07			
N	7978			

Tabel 13: Schattingsresultaten van het basismodel geschat met alleen de niet-schoolverlaters.

	Gemiddelde	Standaard deviatie	Maximum	Minimum
Percentage allochtonen	41	19	78	0.93
Gemiddeld inkomen	18200	3400	31500	12200
Waarde van woningen	83600	37000	311000	43000
Percentage werklozen	10	5.1	20	0.70
<i>N</i>	9172			

Tabel 14: Overzicht van de karakteristieken van de CBS buurten in de gemeente Rotterdam.

	<i>hazard</i> uitstroom naar een baan θ_w	
duurafhankelijkheid		
$\lambda(1)$	0	
$\lambda(2)$	0.12	(0.10)
$\lambda(3)$	-0.050	(0.12)
$\lambda(4)$	-0.46	(0.15)
$\lambda(5)$	-0.32	(0.15)
$\lambda(6)$	-0.79	(0.20)
$\lambda(7)$	-0.75	(0.21)
$\lambda(8)$	-0.97	(0.25)
$\lambda(9)$	-1.12	(0.32)
$\lambda(10)$	-2.26	(0.71)
$\lambda(11)$	-2.26	(1.01)
individuele kenmerken		
vrouw	-0.089	(0.076)
getrouwd	2.15	(0.80)
buitenlands	-0.63	(0.12)
kinderen	-0.41	(0.37)
huishouden	-1.85	(0.82)
karakteristieken van deelgemeente		
percentage alloctonen	0.34	(0.61)
inkomen	0.56	(0.25)
waarde van woningen	-0.015	(0.016)
percentage werklozen	-2.66	(2.46)
effect van een sanctie		
δ_w	-0.23	(0.18)
constante		
v	-3.22	(0.59)
$\log \mathcal{L}$	-2769.30	
N	1215	

Tabel 15: Schattingsresultaten van de werkhervattingshazard voor de schoolverlaters. De selectiviteit in het toekennen van sancties wordt genegeerd en de district-dummy's zijn vervangen door buurt-karakteristieken.

	<i>hazard</i> uitstroom anders dan naar baan θ_a	
duurafhankelijkheid		
$\lambda(1)$	0	
$\lambda(2)$	0.092	(0.20)
$\lambda(3)$	0.095	(0.22)
$\lambda(4)$	-0.47	(0.29)
$\lambda(5)$	-0.28	(0.28)
$\lambda(6)$	-0.73	(0.35)
$\lambda(7)$	-0.36	(0.32)
$\lambda(8)$	-0.70	(0.40)
$\lambda(9)$	-0.85	(0.47)
individuele kenmerken		
vrouw	0.32	(0.14)
getrouwd	-1.17	(1.16)
buitenlands	-0.17	(0.19)
kinderen	-1.10	(1.13)
huishouden	0.71	(1.22)
kenmerken van deelgemeente		
percentage allochtonen	-1.02	(1.15)
inkomen	0.78	(0.48)
waarde van woningen	-0.0038	(0.036)
percentage werklozen	8.14	(4.50)
effect van een sanctie		
δ_a	0.57	(0.25)
constante		
v	-5.94	(1.12)
$\log \mathcal{L}$	-1087.25	
N	1215	

Tabel 16: Schattingsresultaten van uitstroom door vertrek uit de gemeente, niet meer gemeld en door huwelijk of samenwonen voor de schoolverlaters. De selectiviteit in het toekennen van sancties wordt genegeerd en de district-dummy's zijn vervangen door buurt-karakteristieken.

	<i>hazard uitstroom naar baan</i> θ_w	
duurafhankelijkheid		
$\lambda(1)$	0	
$\lambda(2)$	0.076	(0.054)
$\lambda(3)$	-0.10	(0.060)
$\lambda(4)$	-0.31	(0.067)
$\lambda(5)$	-0.37	(0.072)
$\lambda(6)$	-0.45	(0.077)
$\lambda(7)$	-0.42	(0.080)
$\lambda(8)$	-0.86	(0.10)
$\lambda(9)$	-0.91	(0.12)
$\lambda(10)$	-1.39	(0.20)
individuele kenmerken		
leeftijd 26-35	-0.29	(0.041)
leeftijd 36-45	-0.68	(0.063)
leeftijd 46-55	-1.05	(0.095)
leeftijd 56+	-2.09	(0.32)
vrouw	-0.11	(0.042)
getrouwd	0.61	(0.10)
buitenlands	-0.57	(0.050)
kinderen	-0.28	(0.087)
nieuwe cliënt	0.13	(0.037)
huishouden	-0.35	(0.12)
karakteristieken van deelgemeente		
percentage allochtonen	0.027	(0.29)
inkomen	0.044	(0.13)
waarde van woningen	0.0096	(0.0089)
percentage werklozen	-2.29	(1.20)
effect van een sanctie		
δ_u	-0.0084	(0.065)
constante		
v	-2.92	(0.31)
$\log \mathcal{L}$	-14318.24	
N	7957	

Tabel 17: Schattingsresultaten van de werkhervattingshazard voor de niet-schoolverlaters. De selectiviteit in het toekennen van sancties wordt genegeerd en de district-dummy's zijn vervangen door buurt-karakteristieken.

	<i>hazard uitstroom anders dan naar een baan θ_a</i>	
duurafhankelijkheid		
$\lambda(1)$	0	
$\lambda(2)$	0.39	(0.089)
$\lambda(3)$	0.25	(0.095)
$\lambda(4)$	0.25	(0.098)
$\lambda(5)$	-0.057	(0.11)
$\lambda(6)$	-0.029	(0.11)
$\lambda(7)$	-0.33	(0.13)
$\lambda(8)$	-0.36	(0.14)
$\lambda(9)$	-0.98	(0.20)
$\lambda(10)$	-1.55	(0.34)
individuele kenmerken		
leeftijd 26-35	0.084	(0.062)
leeftijd 36-45	-0.095	(0.082)
leeftijd 46-55	-0.33	(0.12)
leeftijd 56+	-0.27	(0.24)
vrouw	0.039	(0.062)
getrouwd	-0.39	(0.14)
buitenlands	-0.20	(0.068)
kinderen	0.0075	(0.17)
nieuwe cliënt	0.24	(0.054)
huishouden	-0.24	(0.20)
kenmerken van deelgemeente		
percentage allochtonen	0.20	(0.45)
inkomen	-0.0037	(0.21)
waarde van woningen	-0.011	(0.015)
percentage werklozen	-1.00	(1.84)
effect van een sanctie		
δ_a	0.46	(0.083)
constante		
v	-4.44	(0.48)
$\log \mathcal{L}$	-7674.94	
N	7957	

Tabel 18: Schattingsresultaten van uitstroom door vertrek uit de gemeente, niet meer gemeld en door huwelijk of samenwonen voor de schoolverlaters. De selectiviteit in het toekennen van sancties wordt genegeerd en de district-dummy's zijn vervangen door buurt-karakteristieken.

	schatting
basismodel	
δ	0.63*
negeren niet-waargenomen heterogeniteit	
δ_u	-0.024
δ_v	0.26*
δ_m	0.71*
δ_h	0.16
verschil in effect tijdens en na sanctie	
δ_{tijdens}	0.51
δ_{na}	0.85*
effect afhankelijk van omvang sanctie	
δ_5	0.66*
δ_{10}	0.46
δ_{20}	0.65*
δ_0	0.70*
effect afhankelijk van duur sanctie	
δ_1	1.12*
δ_2	2.02*
δ_3	2.43*
δ_4	2.73*
δ_5	3.00*
δ_6	3.15*
$\delta_{>6}$	3.30*
alleen schoolverlaters	
δ_s	-0.22
alleen niet-schoolverlaters	
$\delta_{n,s}$	0.89*
buurt karakteristieken	
alleen schoolverlaters	
δ_u	-0.23
δ_a	0.57*
alleen niet-schoolverlaters	
δ_u	-0.0084
δ_a	0.46*

Tabel 19: Overzicht van het effect van een opgelegde sanctie bij de verschillende specificaties van het model. Een * betekent dat de schatting significant verschillend van 0 is.

kans op uitstroom naar baan na 12 of 24 maanden				
	> 12 maanden		> 24 maanden	
tijdstip van sanctie				
	$t_s = \infty$	$t_s = 6$	$t_s = \infty$	$t_s = 6$
gemiddelde	0.71	0.63	0.57	0.42
leeftijd -25	0.63	0.54	0.48	0.31
leeftijd 26-35	0.72	0.63	0.58	0.43
leeftijd 36-45	0.80	0.74	0.70	0.57
leeftijd 46-55	0.86	0.81	0.78	0.68
leeftijd 56+	0.95	0.93	0.92	0.88
man	0.70	0.62	0.56	0.41
vrouw	0.72	0.64	0.59	0.44
ongehuwd	0.74	0.66	0.61	0.46
getrouwd	0.54	0.43	0.37	0.21
nederlands	0.67	0.58	0.52	0.36
buitenlands	0.81	0.75	0.71	0.58
geen kinderen	0.70	0.61	0.56	0.40
wel kinderen	0.76	0.69	0.64	0.50
oude cliënt	0.74	0.66	0.61	0.46
nieuwe cliënt	0.68	0.60	0.54	0.38
alleenstaand	0.68	0.59	0.54	0.38
meerpersoons huishouden	0.78	0.71	0.66	0.53
schoolverlater	0.64	0.54	0.48	0.32
niet schoolverlater	0.73	0.65	0.59	0.44
Centrum	0.69	0.60	0.55	0.39
Delfshaven	0.78	0.72	0.67	0.54
Kralingen/C.	0.74	0.66	0.61	0.45
Noord	0.67	0.57	0.52	0.36
Pr. Alexander	0.69	0.60	0.55	0.39
Overschie	0.64	0.54	0.48	0.32
Hillergsb./S.	0.73	0.65	0.60	0.45
Hoek v.H.	0.63	0.53	0.47	0.31
Charlois	0.57	0.46	0.40	0.24
Feijenoord	0.71	0.63	0.57	0.42
IJsselmonde	0.76	0.69	0.64	0.50
Hoogvliet	0.69	0.59	0.54	0.38
(v_w^a, v_s^a)	0.66	0.56	0.50	0.34
(v_w^b, v_s^b)	0.94	0.92	0.90	0.85

Tabel 20: De resultaten van de simulatie studie uitgesplitst naar de individuele karakteristieken. De gesimuleerde kans is de kans dat iemand niet binnen 12 of 24 maanden uitstroomt naar een baan gegeven dat deze persoon geen sanctie krijgt of na precies 6 maanden een sanctie krijgt. Merk op dat deze kansen conditioneel zijn op niet uitstromen om een andere reden.

constante		
α	0.17	(0.080)
effect van een sanctie		
δ	-0.37	(0.053)
individuele kenmerken		
leeftijd 26-35	-0.094	(0.038)
leeftijd 36-45	-0.32	(0.051)
leeftijd 46-55	-0.59	(0.072)
leeftijd 56+	-0.71	(0.15)
vrouw	-0.16	(0.038)
getrouwd	0.18	(0.078)
buitenlands	-0.41	(0.040)
kinderen	-0.15	(0.081)
nieuwe cliënt	0.099	(0.033)
huishouden	-0.14	(0.10)
schoolverlater	0.22	(0.045)
RWW-duur	-0.029	(0.0051)
deelgemeenten		
Delfshaven	-0.043	(0.073)
Kralingen/C.	0.028	(0.082)
Noord	-0.0018	(0.082)
Pr. Alexander	0.045	(0.093)
Overschie	-0.087	(0.13)
Hillersb./S.	0.053	(0.12)
Hoek v.H.	0.19	(0.27)
Charlois	-0.0099	(0.079)
Feijenoord	-0.11	(0.076)
Ijsselmonde	-0.077	(0.098)
Hoogvliet	-0.12	(0.096)
$\log \mathcal{L}$	-4245.42	
N	6761	

Tabel 21: Schattingsresultaten van de probit procedure zoals gedaan is door het SGBO.