

# Leidt premiedifferentiatie voor werkgevers tot minder arbeidsongeschiktheid?

*Nynke de Groot en Pierre Koning<sup>1</sup>*

*In de meeste landen worden de kosten aan arbeidsongeschiktheidsverzekeringen gefinancierd uit uniforme werkgeverspremies. In Nederland zijn werkgeverspremies echter gedifferentieerd, wat betekent dat werkgevers met relatief hoge instroom in de arbeidsongeschiktheid, een hogere premie betalen. In dit artikel onderzoeken we of premiedifferentiatie werkgevers stimuleert om de kosten aan arbeidsongeschiktheid te beperken. We vinden dat de afschaffing van premiedifferentiatie voor kleine bedrijven in 2003 en 2004 heeft geleid tot een stijging van de WAO-instroom van 7% en een daling van de uitstroom uit de WAO met 12%. Door de afschaffing van premiedifferentiatie van kleine bedrijven steeg het aandeel arbeidsongeschikten in de beroepsbevolking in 2004 met 0,4%.*

## 1 Inleiding

Onderzoek toont aan dat werkgevers een belangrijke rol kunnen spelen bij het voorkomen van arbeidsongeschiktheid – zie de OECD (2010) en Autor en Duggan (2010) voor recente studies. Met dit in gedachte zijn er in Nederland daarom verschillende (financiële) prikkels ingesteld voor werkgevers om de instroom in de arbeidsongeschiktheid te beperken en re-integratie te bevorderen. Een van die prikkels die momenteel veel aandacht krijgt is de loondoorbetaling door werkgevers tijdens ziekte. Maar daarnaast is ook sprake van premiedifferentiatie bij arbeidsongeschiktheidsregelingen, wat inhoudt dat de kosten aan arbeidsongeschiktheid worden gefinancierd uit gedifferentieerde werkgeverpremies. Des te hoger de kosten aan arbeidsongeschiktheid van (oud-) werknemers, des te hoger de premie die de werkgever moet betalen. Het idee hierachter is dat werkgevers zich hierdoor meer bewust worden van de kosten van arbeidsongeschiktheid en zo gestimuleerd worden om arbeidsongeschiktheid te voorkomen, zowel door preventie als re-integratie.

Nederland en Finland zijn de enige landen met gedifferentieerde premies voor publieke arbeidsongeschiktheidsregelingen. Voor Nederland zijn er twee eerdere studies geweest naar het effect van premiedifferentiatie. Koning (2009) onderzocht de effecten van een (niet geanticipeerde) premieverhoging op de instroom in de WAO en Van Sonsbeek en

---

<sup>1</sup> Dit artikel is een bewerkte en vertaalde versie van het door ons eerder in *Labour Economics* gepubliceerde artikel "Assessing the effects of disability insurance experience rating. The case of the Netherlands" (De Groot en Koning 2016).

Gradus (2013) gebruiken geaggregeerde sectorale gegevens om het effect van premiedifferentiatie op instroom en uitstroom uit de WAO en (later) de WIA te schatten. Beiden vinden dat premiedifferentiatie de instroom in de arbeidsongeschiktheid met ongeveer 15% verlaagt. Korkeamäki en Kyyrä (2012) hebben het effect van premiedifferentiatie in Finland onderzocht voor oudere werknemers. Zij vinden dat premiedifferentiatie zowel de instroom in de ziektewet als de instroom in de arbeidsongeschiktheid verlaagt.

Premiedifferentiatie komt vaker voor bij private *Workers Compensation* in bijvoorbeeld de Verenigde Staten en Canada, waaronder alleen werkgerelateerde arbeidsongeschiktheidsrisico's vallen. Over de effectiviteit van premiedifferentiatie in deze context is meer bekend. De meeste studies vinden dat premiedifferentiatie de kosten aan *Workers Compensation* verlaagt (zie bijvoorbeeld Hyatt en Thomason (1998) of Ruser en Butler (2009) voor een overzicht van de literatuur). Tegelijkertijd zijn er echter ook aanwijzingen dat door premiedifferentiatie er onderrapportage van aandoeningen plaatsvindt, met name omdat werkgevers hun werknemers onder druk zetten om geen aanvraag van uitkeringen te doen (Ison 1986; Lippel 1999; Strunin en Boden 2004).

In dit artikel onderzoeken we de effectiviteit van premiedifferentiatie in Nederland. Hiervoor maken we gebruik van de afschaffing van premiedifferentiatie voor kleine werkgevers in 2003 en 2004. Door deze hervorming kunnen we een *difference-in-difference* analyse uitvoeren: we vergelijken een controlegroep van grote werkgevers voor wie premiedifferentiatie de hele periode in stand bleef met een treatmentgroep van kleine bedrijven voor wie premiedifferentiatie in 2001 en 2002 nog wel van toepassing was, maar in de jaren daarna werd afgeschaft. De analyses zijn gebaseerd op gekoppelde werkgevers-, werknemers- en arbeidsongeschiktheidsbestanden van het Centraal Bureau voor de Statistiek tussen 1999 en 2011.<sup>2</sup> Uiteindelijk beschikken we over de gegevens van meer dan 250.000 bedrijven en bijna tien miljoen werknemers.

In het grootste deel van dit artikel onderzoeken we de effecten van premiedifferentiatie vóór 2005. De reden hiervoor is dat er na 2005 meerdere ingrijpende hervormingen hebben plaatsgevonden die de identificatie van de effecten van premiedifferentiatie bemoeilijken. De hervormingen kunnen namelijk kleine en grote werkgevers verschillend hebben beïnvloed, waardoor kleine werkgevers niet één-op-één vergelijkbaar zijn met grote werkgevers. Met name de verlenging van de periode van loondoorbetaling bij ziekte van een naar twee jaar en de introductie van de WIA kunnen verschillende effecten hebben gehad op kleine en grote werkgevers.

Uit onze schattingsresultaten blijkt dat het afschaffen van premiedifferentiatie voor kleine werkgevers in 2003 en 2004 de instroom in de WAO heeft verhoogd en de uitstroom uit de WAO heeft verlaagd. Premiedifferentiatie blijkt alleen effect te hebben op de uitstroom

---

<sup>2</sup> Alle resultaten in dit artikel zijn gebaseerd op eigen berekeningen op basis van niet-openbare microdata van het Centraal Bureau voor de Statistiek.

van gedeeltelijk arbeidsongeschikten, voor volledig arbeidsongeschikten vinden we geen effect. Voor de periode na 2005 vinden we geen effecten meer van premiedifferentiatie. Aanvullende analyses suggereren dat de verlenging van de periode van de loondoorbetaling bij ziekte in 2005 de toegevoegde waarde van prikkels door premiedifferentiatie heeft verkleind.

In hoofdstuk 2 beschrijven we het Nederlandse arbeidsongeschiktheidsstelsel en de berekening van de gedifferentieerde premies. In hoofdstuk 3 presenteren we de gebruikte gegevens en in hoofdstuk 4 beschrijven we de identificatiestrategie en de econometrische modellen. De resultaten worden gepresenteerd in hoofdstuk 5 en in hoofdstuk 6 besluiten we met de conclusie.

## 2 Arbeidsongeschiktheid en premiedifferentiatie in Nederland

### 2.1 Het Nederlandse arbeidsongeschiktheidsstelsel

Tot rond de eeuwwisseling stond het Nederlandse arbeidsongeschiktheidsstelsel bekend als een van de meest genereuze systemen van alle OECD-landen (OECD 2010). In tegenstelling tot de meeste landen zijn Nederlandse werknemers namelijk zowel verzekerd voor werkgerelateerde als overige arbeidsongeschiktheid. Daarnaast zijn werknemers niet alleen verzekerd voor volledige arbeidsongeschiktheid, maar wordt de hoogte van de arbeidsongeschiktheidsuitkering bepaald op basis van het verschil tussen het loon voor arbeidsongeschiktheid en de residuele arbeidscapaciteit, oftewel het loon dat de werknemer nog zou kunnen verdienen.

Deze kenmerken van de regeling hebben ertoe geleid dat in 1990 maar liefst een op de negen personen in de beroepsbevolking een arbeidsongeschiktheidsuitkering ontving. Doordat het Nederlandse arbeidsongeschiktheidsstelsel zo genereus was, bleek het gevoelig voor *moral hazard*: voor zowel werkgevers als werknemers was het aantrekkelijk om werkloosheid af te wentelen naar de WAO, waardoor werkloze arbeidsgeschikten in de WAO terecht kwamen (Koning en Van Vuuren 2007).

Om het aantal arbeidsongeschiktheidsuitkeringen in te dammen is er vanaf de jaren 90 een aantal wijzigingen doorgevoerd. Allereerst was er de privatisering van de Ziektewet in 1996, waarbij werkgevers financieel verantwoordelijk werden voor het eerste ziektejaar van hun werknemers. Vervolgens werd in 1998 de financiële prikkel voor werkgevers om ziekte en arbeidsongeschiktheid te voorkomen verder vergroot door de invoering van PEMBA. De gemiddelde werkgeverspremie om de kosten aan arbeidsongeschiktheid te dekken, werd vervangen door een werkgeverspremie die afhankelijk was van de daadwerkelijke kosten van de WAO-uitkeringen van (oud-) werknemers. In 2002 werd verder de Wet Verbetering Poortwachter ingevoerd, waarin een aantal re-integratieverplichtingen voor zowel de werkgever als werknemer is vastgelegd (zie De Jong et al. (2011) voor een gedetailleerde beschrijving van het Poortwachtersprotocol).

Dit leidde tot nog meer verantwoordelijkheden voor de werkgever. Een andere ingrijpende hervorming vond plaats in 2005, toen de loondoorbetaling bij ziekte werd verlengd van een naar twee jaar. Deze hervorming betekende dat werkgevers nu twee jaar financieel verantwoordelijk waren bij ziekte, maar ook dat werknemers pas na twee jaar ziekte konden instromen in de arbeidsongeschiktheid. De laatste grote hervorming betrof de invoering van de WIA in 2006. Sindsdien geldt er een onderscheid tussen twee typen arbeidsongeschiktheid: de IVA voor werknemers die zowel volledig als permanent arbeidsongeschikt waren en de WGA voor werknemers die gedeeltelijk/tijdelijk arbeidsongeschikt bevonden zijn.

In Figuur 1 is te zien dat de instroom in de arbeidsongeschiktheid sinds het begin van deze eeuw sterk is gedaald. Volgens Koning en Lindeboom (2015) is dit vooral te danken aan de vergroting van de rol van werkgevers in het voorkomen van ziekte en arbeidsongeschiktheid. In dit artikel proberen we inzicht te geven in hoeverre premiedifferentiatie hieraan heeft bijgedragen.

**Figuur 1** Aandeel personen met een arbeidsongeschiktheidsuitkering en instroom in de arbeidsongeschiktheid in de beroepsbevolking, 1968-2015



Bron: UWV.

## 2.2 Premiedifferentiatie

In deze paragraaf leggen we uit hoe de gedifferentieerde werkgeverspremie berekend wordt. We bespreken eerst de berekeningswijze toen premiedifferentiatie werd ingevoerd en beschrijven vervolgens de wijzigingen die daarna hebben plaatsgevonden.

De gedifferentieerde werkgeverspremie is gebaseerd op het arbeidsongeschiktheidsrisicopercentage van de werkgever. Dit risicopercentage is gelijk aan:

$$a_{it} = \frac{\sum_{s=0}^T U_{t-2,t-2-s}}{\sum_{s=0}^T L_{t-2-s}/(T+1)},$$

waarbij  $U_{t,\tau}$  de kosten aan arbeidsongeschiktheid van bedrijf  $i$  in jaar  $t$  zijn voor (oud-) werknemers die vanaf jaar  $\tau$  (met  $t \geq \tau$ ) een arbeidsongeschiktheidsuitkering hebben ontvangen. De arbeidsongeschiktheidskosten worden gedeeld door de verzekerde loonkosten  $L_t$  om het werkgeversrisicopercentage  $a_{it}$  te bepalen. Zowel de AO-kosten als de loonsom zijn beschikbaar met een vertraging van twee jaar en worden gesommeerd over vijf verschillende opeenvolgende jaarcohorten. Als er minder cohorten beschikbaar zijn – bijvoorbeeld omdat een bedrijf minder dan vijf jaar bestaat – worden de kosten over de beschikbare cohorten geschaald tot een tijdsinterval van vijf jaar.

De uiteindelijke werkgeverspremie vloeit voort uit het arbeidsongeschiktheidspercentage, waarbij de premie wordt afgekapt op een minimumpremie en maximumpremie.<sup>3</sup> Deze minimum- en maximumpremies variëren per bedrijfsgrootte. Voor kleine bedrijven met een loonsom van minder dan 15 keer het gemiddelde Nederlandse loon is de maximumpremie gelijk aan drie keer de gemiddelde premie, terwijl de maximumpremie voor grote bedrijven vier keer de gemiddelde premie bedraagt. De minimumpremies worden bepaald op basis van een iteratief algoritme, zodanig dat de totale arbeidsongeschiktheidskosten gedekt worden door het totaal aan werkgeverspremies.

Werkgevers konden er ook voor kiezen om eigenrisicodrager te worden. Tussen 2001 en 2004 koos hoogstens 3,8% voor deze optie (Deelen 2005). Daarnaast laten Hassink et al. (2015) zien dat het eigen risicodragerschap in de jaren 2007 tot 2011, toen ongeveer 30% van de werkgevers eigenrisicodrager was, geen effect had op de instroom in de WIA. Om die redenen verwachten we dat het eigen risicodragerschap de prikkel van premiedifferentiatie niet substantieel zal veranderen.

## 2.3 Wijzigingen in de berekening van de gedifferentieerde premies

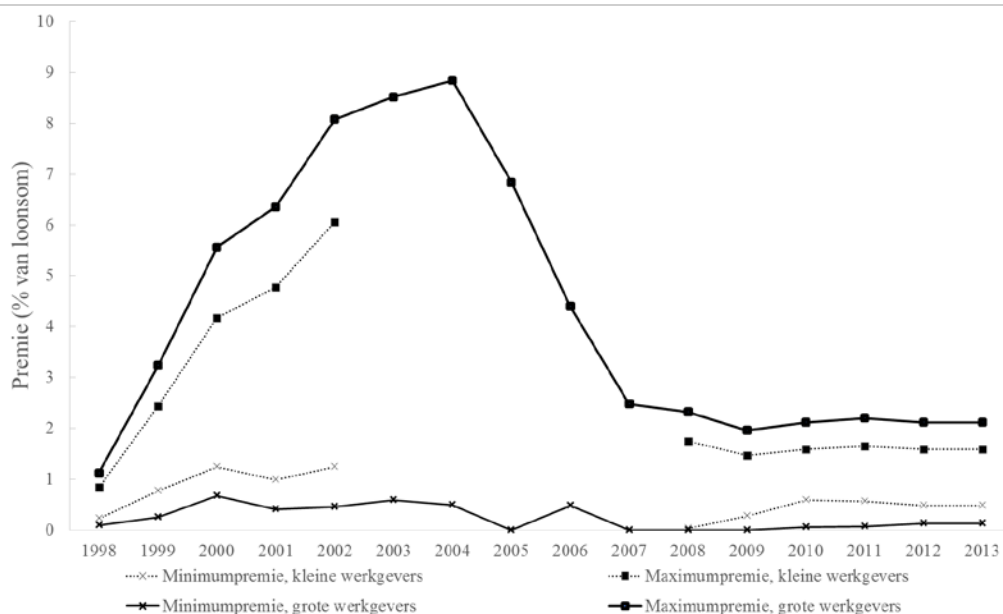
Sinds 1998 is de berekening van de gedifferentieerde premie grotendeels gelijk gebleven. Toch is de effectieve impact van premiedifferentiatie op de werkgeverspremies over de

<sup>3</sup> Daarnaast wordt er ook gecorrigeerd voor verschillen tussen de werkelijke AO-lasten en de AO-lasten van de bedrijven die de werkgeverspremie betalen. Deze verschillen ontstaan bijvoorbeeld doordat de gegevens met een vertraging van twee jaar worden gemeten en doordat sommige bedrijven geen premie meer betalen omdat zij bijvoorbeeld failliet zijn gegaan.

jaren heen wel veranderd. In 2003 werd premiedifferentiatie afgeschaft voor kleine bedrijven en werd de gedifferentieerde premie vervangen door een sectorale premie. In 2004 werd de groep van kleine bedrijven uitgebreid doordat bedrijven met een loonsom tot en met 25 keer het gemiddelde loon nu ook geoormerkt werden als "klein". Hierdoor nam het aantal bedrijven met een gedifferentieerde premie verder af. In 2008 werd premiedifferentiatie weer ingevoerd voor alle bedrijven. Vanaf dat moment worden zowel de arbeidsongeschiktheidslasten van de WAO en WGA betaald uit de gedifferentieerde premies; voor de IVA lasten geldt een uniforme premie.

Figuur 2 toont de minimum- en maximumpremies die tussen 1998 en 2013 golden. Doordat premiedifferentiatie geleidelijk is geïntroduceerd met opeenvolgende gedifferentieerde cohorten, is ook het verschil tussen minimum- en maximumpremies geleidelijk toegenomen in de eerste jaren. Vanaf 2005 daalt dit verschil van de premies echter, als gevolg van de verlenging van de loondoorbetaling bij ziekte van een tot twee jaar en de invoering van de WIA in 2006. Vanaf 2007 is de spreiding relatief constant. Aangezien voor de meeste kleine bedrijven geldt dat geen van hun (ex-)werknemers een arbeidsongeschiktheidsuitkering ontvangt, betaalt de meerderheid van de kleine bedrijven de minimumpremie. De meeste grote bedrijven betalen een premie die tussen de minimum- en maximumpremie in ligt.

**Figuur 2** Spreiding van de gedifferentieerde premies, gemeten als percentage van de loonsom en gestratificeerd naar bedrijfsgrootte (1998-2013)



Bron: UWV

### 3 Data

De analyses zijn gebaseerd op verschillende microdatabestanden van het CBS. Deze bestanden bevatten informatie over arbeidsongeschiktheidsuitkeringen, banen en werkgevers tussen 1999 en 2011. Helaas bevatten de gegevens van het CBS geen informatie over de gedifferentieerde premies of de bedrijfsgrootte op basis van de gedifferentieerde loonsom. We kunnen de totale loonsom wel berekenen op basis van de baangegevens, om zo te achterhalen of een bedrijf 'klein' of 'groot' is volgens de premiesystematiek van UWV. Wel moet bedacht worden dat de gegevens van het CBS niet volledig overeenkomen met de gegevens die UWV gebruikt bij het berekenen van de bedrijfsgrootte. Omdat de resulterende meetfouten relatief klein zijn, verwachten we dat we het effect van premiedifferentiatie op zijn hoogst enigszins onderschatten (zie De Groot en Koning (2016) voor een gedetailleerde beschrijving en analyse). Aangezien het CBS bedrijven met meerdere vestigingen samenvoegt tot een groot bedrijf terwijl UWV voor elke vestiging een afzonderlijke premie berekent, baseren we onze analyses alleen op bedrijven met één vestiging.

Tabel 1 toont een aantal beschrijvende statistieken van de gekoppelde werknemers- en werkgeversbestanden van het CBS. We laten alleen de gegevens van bedrijven met een vestiging zien. Het aantal bedrijven in onze dataset daalt sterk in 2006. Dit is het gevolg van wijzigingen bij het CBS na 2006.<sup>4</sup> We zien geen grote verschillen in de kenmerken van de bedrijven voor en na 2006, dus de selectie van bedrijven voor 2006 lijkt vergelijkbaar met de bedrijven na 2006. Daarnaast zien we in tabel 1 dat het grootste deel van de bedrijven de minimumpremie betaalt en dat het gemiddelde risicopercentage tot 2005 toeneemt en daarna weer daalt. Het aandeel arbeidsongeschiktheidsuitkeringen daalt sterk vanaf 2005. Dit is het gevolg van de verlenging van de loondoorbetaling bij ziekte en de invoering van de WIA (zie Koning en Lindeboom (2015) en Van Sonsbeek en Gradus (2013)). Dit zien we ook terug in de instroomcijfers, in 2001 stroomden 66.000 werknemers in de WAO, dit komt neer op 1,2% van het totaal aantal werknemers in onze dataset. Tussen 2007 en 2011 bedroeg de instroom nog maar 0,3-0,4% van het aantal werknemers. Daarentegen is de uitstroom na 2005 ook afgenomen. Dit kan grotendeels verklaard worden door de lagere instroom – aangezien de meeste uitstroom plaatsvindt in de eerste jaren na instroom in de AO – maar kan ook komen doordat de personen die na 2005 zijn ingestroomd een jaar langer ziek zijn geweest en gemiddeld voor een groter percentage arbeidsongeschikt zijn verklaard.

---

<sup>4</sup> Bij het samenstellen van ons analysebestand maken we gebruik van het algemeen bedrijvenregister (ABR) van het CBS. Tot en met 2006 was het ABR gebaseerd op het handelsregister van de Kamer van Koophandel, na 2006 op het basisbedrijvenregister (BBR). Daarnaast is het ABR in 2006 herzien en is de manier waarop het CBS bedrijfseenheden afleidt gewijzigd.

**Tabel 1** Beschrijvende statistieken van de gekoppelde werkgevers- en werknemersbestanden van het CBS, bedrijven met een vestiging, 2001-2011 (alleen oneven jaren)

	2001	2003	2005	2007	2009	2011
Aantal bedrijven	252,400	216,254	203,503	122,542	157,129	151,689
Aantal werknemers (x1000)	6803	5908	5582	3214	4108	3534
% grote bedrijven	8,4	9,4	9,4	8,2	8,9	5,6
% bedrijven met minimum premie	94,4	86,5	83,6	87,7	90,9	93,7
% bedrijven met maximum premie	2,4	4,9	7,7	8,7	6,7	4,8
Gemiddelde premie (% van loonsom)	1,73	2,30	1,87	0,79	0,76	0,87
Gemiddelde risicopercentage	0,6	2,2	2,8	2,3	2,1	1,9
<i>Kenmerken van personen met AO-uitkering<sup>a</sup></i>						
Aantal personen met AO-uitkering (x1000)	196	220	187	81	81	69
% met AO-uitkering	3,6	4,5	4,0	2,9	2,3	2,3
- WAO	100	100	100	84,6	60,8	41,3
- WGA	-	-	-	12,3	30,4	43,7
- IVA	-	-	-	3,1	8,8	15,0
- Volledig AO	48,8	50,2	49,0	52,0	55,9	59,1
Gemiddelde AO-uitkering (€ per jaar)	6.714	9.150	10.567	12.328	13.469	14.321
<i>Instroom en uitstroom AO</i>						
Instroom in AO, aantal (x1000)	66	41	14	11	11	10
Instroom in AO, %	1,2	0,8	0,7	0,4	0,3	0,3
Uitstroom uit AO, aantal (x1000)	22	22	23	6	5	4
Uitstroom uit AO, %	0,4	0,4	0,5	0,2	0,1	0,1

<sup>a</sup> Alleen werknemers waarvan de werkgever achterhaald kon worden.

## 4 Empirische strategie

### 4.1 Identificatie van het effect van premiedifferentiatie

Zoals eerder gesteld schatten we de effecten van premiedifferentiatie op de instroom en uitstroom uit arbeidsongeschiktheid met behulp van een *difference-in-difference* aanpak. Hierbij maken we gebruik van de tijdelijke afschaffing van premiedifferentiatie voor kleine werkgevers tussen 2003 en 2007. We maken daarbij onderscheid tussen twee analyses: die van het effect van afschaffing van premiedifferentiatie voor kleine werkgevers in 2003 in de periode 2001-2004 en die van het effect van herintroductie van premiedifferentiatie in 2008 in de periode van 2006-2011. De reden hiervoor is dat de verlenging van de loondoorbetaling en de introductie van de WIA in 2006 verschillende effecten kunnen hebben gehad op grote en kleine werkgevers. Dit maakt het onwaarschijnlijk dat in- en uitstroom uit arbeidsongeschiktheid over de hele periode gelijke trends zouden hebben



voor grote en kleine bedrijven – een van de voorwaarden voor een *difference-in-difference* benadering.

Dit brengt ons vanzelf op de voorwaarden die nodig zijn om het effect van het afschaffen van premiedifferentiatie op de in- en uitstroom in de arbeidsongeschiktheid te kunnen meten. Ten eerste moeten kleine en grote bedrijven derhalve dezelfde trend (*'common trend'*) delen zonder de afschaffing van premiedifferentiatie voor kleine bedrijven. Ten tweede moeten bedrijven niet anticiperen op de grens tussen kleine en grote bedrijven, bijvoorbeeld door de loonsom zodanig te kiezen dat zij worden gezien als een klein bedrijf. Ten slotte moeten bedrijven niet continu switchen tussen de treatment en de controlegroep. In De Groot en Koning (2016) hebben wij deze drie voorwaarden getoetst. We vonden geen verschillen in de trends tussen controle en treatmentgroep voorafgaand aan de afschaffing van premiedifferentiatie, wat betekent dat er geen aanwijzingen zijn dat kleine en grote bedrijven niet dezelfde trend delen. Bovendien waren er geenszins aanwijzingen dat bedrijven anticiperen op de grens tussen kleine en grote bedrijven. En ten slotte vonden we dat slechts 3,5% van de bedrijven op enig moment switcht tussen treatment en controlegroep. Voor een uitgebreide bespreking van de verschillende toetsen verwijzen we naar De Groot en Koning (2016).

#### 4.2 Het model voor instroom in de arbeidsongeschiktheid

Om het effect van premiedifferentiatie op de instroom in de arbeidsongeschiktheid te schatten, aggregeren we de individuele gegevens over instroom in de arbeidsongeschiktheid op het niveau van de werkgever. De afhankelijke variabele  $y_{jt}^{instroom}$  is gedefinieerd als de fractie werknemers die in jaar  $t$  arbeidsongeschikt zijn geraakt, gemeten over de groep van alle werknemers die werkzaam waren voor werkgever  $j$  in het jaar waarin de loondoorbetaling bij ziekte gestart zou zijn ( $t-1$  voor 2005 en  $t-2$  na 2005). Omdat de afhankelijke variabele een fractie is en we gebruikmaken van paneldata, hebben we gekozen voor een *fractional probit* specificatie (zie Papke en Wooldridge (2008) voor een beschrijving).<sup>5</sup> De specificatie is gelijk aan

$$E(y_{jt}^{instroom} | G_{jt}^G, D_{jt}, X_{jt}, \rho_j) = \Phi(\alpha + \kappa^G G_{jt}^G + \bar{\kappa}^G \bar{G}_j^G + \delta D_{jt} + \bar{\delta} \bar{D}_j + \beta X_{jt} + \bar{\beta} \bar{X}_j + \mu_t + \rho_j)$$

waarbij  $\Phi$  de cumulatieve standaardnormale verdeling is en  $\rho_j$  een bedrijfseffect voor bedrijf  $j$  waarvoor wordt aangenomen dat het normaal verdeeld is, conditioneel op de verklarende variabelen  $G_{jt}^G$ ,  $D_{jt}$ ,  $X_{jt}$  en  $\mu_t$ .  $\alpha$  is een constante. De variabele  $D$  is onze treatment dummy: deze variabele is 0 als het bedrijf groot is, of als het bedrijf klein is in de jaren 1999 tot en met 2002 (dus in de jaren met premiedifferentiatie). In de extra analyse voor de periode na 2005, is deze variabele gelijk aan 0 in de jaren 2008 tot en met 2011 (toen premiedifferentiatie weer was ingevoerd voor alle bedrijven). In de jaren 2003 tot en met 2007 is  $D$  gelijk aan 1 voor kleine bedrijven.

<sup>5</sup> Het model wordt geschat met behulp van de pooled Bernoulli Quasi Maximum Likelihood Estimator, zoals beschreven in Papke en Wooldridge (2008).

De variabele  $X_{jt}$  bevat zowel bedrijfskenmerken (sector dummies, gemiddeld loon) en kenmerken van de werknemers van het bedrijf (leeftijd, percentage mannen, percentage allochtonen). Daarnaast bevat het model twee dummies die de bedrijfsgrootte bevatten,  $G^1$  voor bedrijven met minder dan 15 werknemers en  $G^2$  voor bedrijven met 15 tot 25 werknemers. We controleren voor de variatie per jaar door jaardummies  $\mu$ . Daarnaast nemen we gemiddelden per bedrijf  $j$  mee in de variabelen  $\bar{G}_j^G$ ,  $\bar{D}_j$  en  $\bar{X}_j$ . We clusteren de standaardfouten op het niveau van de werkgevers en schatten het model op een gebalanceerde selectie van bedrijven.

#### 4.3 Het model voor de uitstroom uit de arbeidsongeschiktheid.

In tegenstelling tot de instroomanalyses, gebruiken we voor de analyses van de uitstroom uit de arbeidsongeschiktheid individuele gegevens, omdat we zo gebruik kunnen maken van de informatie over de duur van de uitkering. We specificeren een duurmodel voor de duur van een arbeidsongeschiktheidsuitkering vanaf het moment van instroom met een *Cox proportional hazard* specificatie:

$$y_{ij\tau,t}^{uitstroom} = \lambda(t) \exp(\kappa^G G_{jt}^G + \delta^{1ste} D_{jt}^{1ste} + \delta^{2de} D_{jt}^{2de} + \beta X_{ijt} + \mu_\tau)$$

waarbij  $y_{ij\tau,t}^{uitstroom}$  de uitstroom *hazard* op dag  $t$  is voor persoon  $i$  wiens arbeidsongeschiktheidsuitkering startte in jaar  $\tau$  en voor bedrijf  $j$  werkzaam was.  $\lambda(t)$  is de duurzaamheidskans van de uitstroom uit de arbeidsongeschiktheid. Net zoals in het instroommodel bevat het model dummies  $G_{jt}^G$  voor de bedrijfsgrootte en dummies voor het jaar van instroom  $\mu_\tau$ .  $X_{ijt}$  bevat zowel bedrijfskenmerken als kenmerken van de werknemer (zoals geslacht, loon voor AO, regio, huishoudkenmerken). Omdat het effect van premiedifferentiatie zou kunnen verschillen naarmate de duur van arbeidsongeschiktheid verstrijkt, nemen we een treatmentdummy voor het eerste AO-jaar ( $D_{jt}^{1ste}$ ) en het tweede AO-jaar ( $D_{jt}^{2de}$ ) op.

## 5 De geschatte effecten van het afschaffen van premiedifferentiatie voor kleine bedrijven

### 5.1 De effecten tot 2005

De schattingsresultaten voor het instroommodel staan in tabel 2. We tonen alleen de coëfficiënt van het afschaffen van premiedifferentiatie, de overige coëfficiënten staan in bijlage A. In het instroommodel vinden we een significante positieve coëfficiënt van de afschaffing van premiedifferentiatie, wat betekent dat het afschaffen van premiedifferentiatie voor kleine bedrijven heeft geleid tot een stijging van de instroom in de WAO. Op basis van de schattingsresultaten hebben we het gemiddelde partiële effect van de afschaffing van premiedifferentiatie bepaald. Dit geeft weer met hoeveel procentpunt de WAO-instroom gemiddeld stijgt als premiedifferentiatie voor de kleine bedrijven in onze data wordt afgeschaft. Het gemiddelde partiële effect van de afschaffing

van premiedifferentiatie voor kleine bedrijven op de WAO-instroom is gelijk aan 0,051 procentpunt. Dit lijkt misschien een kleine stijging, maar omdat de jaarlijkse WAO-instroom voor de afschaffing van premiedifferentiatie gelijk was aan 0,74%, komt dit neer op een relatieve stijging van 7%. Dit komt overeen met ongeveer de helft van de effecten die gevonden zijn door Koning (2009) en Van Sonsbeek en Gradus (2013). Een mogelijke verklaring hiervoor is dat de effecten van premiedifferentiatie kleiner zijn voor kleine bedrijven dan voor grote bedrijven. Daarnaast is het ook mogelijk dat werkgevers niet volledig op de hoogte zijn van premiedifferentiatie en vooral reageren op een premiestijging. De overige schattingsresultaten (zie bijlage A) zijn zoals verwacht: bedrijven met oudere werknemers, een lager gemiddeld loon en uit de sectoren bouw en vervoer hebben een hogere instroom in de WAO.

**Tabel 2** Fractional probit-schattingen voor de fractie van werknemers per bedrijf die instromen in de WAO (2001-2004) en Cox proportional hazard-schattingen voor de uitstroom uit de WAO voor werknemers die tussen 2001 en 2004 zijn gestroomd

	Instroommodel		Uitstroommodel	
Afschaffing premiedifferentiatie	0,027**	(0,009)	-	
Afschaffing premiedifferentiatie, eerste jaar na instroom	-		-0,154**	(0,022)
Afschaffing premiedifferentiatie, tweede jaar na instroom	-		-0,039	(0,024)
Klein bedrijf	0,041	(0,040)	-0,037**	(0,014)
Middelgroot bedrijf	0,040	(0,024)	0,029	(0,019)
Jaareffecten	Ja		Ja	
Kenmerken werknemers	Nee		Ja	
Kenmerken werkgevers	Ja		Nee	
Sector dummies	Ja		Ja	
Regionale dummies	Nee		Ja	
Aantal observaties	183.665		119.631	

Standaardfouten tussen haakjes, voor de instroomanalyses zijn de standaardfouten verkregen met behulp van bootstrap met 500 replicaties.

\* significant bij 10% significantieniveau; \*\* significant bij 5% significantieniveau.

In de derde kolom van tabel 2 staan de schattingsresultaten voor het model dat de uitstroom uit de WAO beschrijft. De volledige resultaten staan in bijlage A. Zoals verwacht hebben de geschatte coëfficiënten een negatief teken. Dit betekent dat de afschaffing van premiedifferentiatie de kans op uitstroom uit de WAO verlaagt en dus de duur van arbeidsongeschiktheid verlengt. We vinden alleen een significant effect voor het eerste jaar van arbeidsongeschiktheid. De schattingsresultaten corresponderen met een verlaging van de uitstroomkans van 3 procentpunt na een jaar (van 24,7% naar 21,7%) en van 4,7 procentpunt na twee jaar (van 34,1% naar 28,4%).<sup>6</sup> Dit komt grotendeels overeen met de resultaten van Van Sonsbeek en Gradus (2013).

<sup>6</sup> Dit hebben we berekend door de coëfficiënten om te rekenen naar hazard-ratio's en op basis van deze hazard-ratio's en de overige schattingsresultaten voor ieder klein bedrijf de uitstroomkans met en zonder premiedifferentiatie te berekenen.

Uit tabel 2 blijkt ook dat oud-werknemers van kleine bedrijven een lagere uitstroomkans hebben dan oud-werknemers van grote bedrijven. Een potentiële verklaring hiervoor is dat kleine bedrijven minder mogelijkheden hebben om aanpassingen op de werkvloer te doen, of om andere banen aan te bieden.<sup>7</sup> De overige verklarende variabelen (bijlage A) zijn zoals verwacht: oud-werknemers met een laag loon, vrouwen, allochtonen en alleenstaande ouders hebben een lagere uitstroomkans.

Op basis van de schattingsresultaten voor de in- en uitstroom, kunnen we ook het effect op het totaal aantal arbeidsongeschiktheidsuitkeringen berekenen. Hieruit volgt dat het aandeel arbeidsongeschiktheidsuitkeringen in de beroepsbevolking door de afschaffing van premiedifferentiatie voor kleine werkgevers 0,4% hoger was. Ongeveer twee derde van dit effect is te wijten aan een hogere instroom en een derde aan een lagere uitstroom. Als we aannemen dat het effect van het afschaffen van premiedifferentiatie voor grote bedrijven hetzelfde is als voor kleine bedrijven, zou het totaal aantal WAO-uitkeringen in 2004 1,7% hoger geweest zijn als premiedifferentiatie voor alle bedrijven was afgeschaft.

Tabel 3 geeft de resultaten van het effect van premiedifferentiatie weer naar arbeidsongeschiktheidsklassen en uitkeringshoogtes. De geschatte effecten op de WAO-instroom per subgroep verschillen niet significant van elkaar; dit komt waarschijnlijk doordat de aandelen per bedrijf zijn berekend en de standaardfouten hierdoor sterk toenemen. De geschatte effecten op de uitstroom verschillen wel significant van elkaar: het afschaffen van premiedifferentiatie heeft alleen effect op de uitstroom van gedeeltelijk arbeidsongeschikten en de effecten zijn groter voor uitkeringsgerechtigden met een lage arbeidsongeschiktheidsuitkering. Dit suggereert dat de effecten groter zijn voor arbeidsongeschikten met een hogere kans op herstel. Daarnaast zijn de effecten groter voor personen met een relatief lage arbeidsongeschiktheidsuitkering.

We hebben verschillende robuustheidsanalyses uitgevoerd om te onderzoeken of onze schattingsresultaten gevoelig zijn voor de specificatie en selectie van bedrijven. Uit deze analyses blijkt dat de schattingsresultaten zeer robuust zijn, zie De Groot en Koning (2016) voor een volledige beschrijving en de resultaten van deze analyses.

---

<sup>7</sup> Circa 50% van alle werkhervattingen vanuit de arbeidsongeschiktheid vindt plaats bij de vorige werkgever.

**Tabel 3** Schattingsresultaten van het effect van het afschaffen van premiedifferentiatie op de in- en uitstroom in de arbeidsongeschiktheid naar mate van arbeidsongeschiktheid en naar hoogte van de arbeidsongeschiktheidsuitkering

	Instroommodel		Uitstroommodel			
			Eerste jaar		Tweede jaar	
Hoofdanalyse	0,027**	(0,009)	-0,154**	(0,022)	-0,039	(0,024)
<i>Naar mate van AO</i>						
AO ≤ 35%	-0,075	(0,077)	-0,270**	(0,056)	0,023	(0,056)
AO 35-80%	0,012	(0,040)	-0,297**	(0,069)	0,035	(0,069)
AO > 80%	0,034	(0,053)	-0,048	(0,040)	-0,002	(0,041)
<i>Naar hoogte van de AO-uitkering</i>						
Lager dan mediaan	-0,031	(0,027)	-0,191**	(0,036)	0,028	(0,036)
Hoger dan mediaan	0,140	(0,148)	-0,103**	(0,052)	0,058	(0,053)

Standaardfouten tussen haakjes, voor de instroom analyses zijn de standaardfouten verkregen met behulp van bootstrap met 500 replicaties.

\* significant bij 10% significantieniveau, \*\* significant bij 5% significantieniveau.

## 5.2 Effecten van de minimum- en maximumpremie

Tot dusver geldt als impliciete veronderstelling in onze analyse dat het effect van premiedifferentiatie niet afhangt van de hoogte van de premie. Het kan echter zo zijn dat werkgevers met een maximumpremie aan de marge geen prikkel voelen om verdere instroom uit arbeidsongeschiktheid te voorkomen of uitstroom te stimuleren. Om zulke effecten vast te kunnen stellen, hebben we de gedifferentieerde premies per bedrijf berekend, om vervolgens te bezien of het effect van premiedifferentiatie inderdaad kleiner is als de maximale premie betaald wordt. Voor kleine bedrijven in 2003 en 2004 – die geen gedifferentieerde premie betaalden – nemen we een aparte dummyvariabele op. Uiteraard kan het effect van de maximumpremie op de WAO in- en uitstroom beïnvloed worden door *endogeniteitsbias*. Bij werkgevers die minder aan preventie en re-integratie doen, is er sprake van een hoger arbeidsongeschiktheidsrisico, en dus ook een hogere kans dat deze werkgevers de maximumpremie betalen. Om hiermee rekening te houden schatten we het effect van de maximumpremie conditioneel op het arbeidsongeschiktheidsrisico van het bedrijf. In het model nemen we een derdegraads polynoom van het arbeidsongeschiktheidsrisico op om het effect van een hoger arbeidsongeschiktheidsrisico te scheiden van het effect van de maximumpremie.

De resultaten van deze schattingen staan beschreven in tabel 4. Wat betreft de instroom in de WAO vinden we een relatief groot effect van het bestaan van de maximumpremie. Bedrijven die de maximumpremie betalen hebben – bovenop hun reeds hogere risicopercentage – een hogere instroom in de WAO. Dit effect is groter dan het effect van het afschaffen van premiedifferentiatie, al moet hierbij opgemerkt worden dat slechts een

beperkt aandeel werkgevers de maximumpremie betalen. De maximumpremie heeft ook een effect op de uitstroom uit de WAO, (oud-) werknemers van werkgevers die de maximumpremie betalen keren minder vaak terug naar werk. Dit effect is ongeveer even groot als het effect van het afschaffen van premiedifferentiatie.

**Tabel 4** Schattingsresultaten van de modellen met het afschaffen van premiedifferentiatie en interactie met de maximumpremie en arbeidsongeschiktheidspercentages per bedrijf, WAO-instroom en WAO-uitstroom

	Instroommodel		Uitstroommodel			
			1 <sup>e</sup> AO-jaar		2 <sup>e</sup> AO-jaar	
Hoofdanalyse	0,027**	(0,009)	-0,154**	(0,022)	-0,039	(0,024)
<i>Schatting met interactietermen en risico percentage</i>						
Ref: lagere premie dan maximum	-	-	-	-	-	-
Betaalt maximum premie	0,111**	(0,023)	-0,128**	(0,025)		
Afschaffen premiedifferentiatie	0,030**	(0,005)	-0,166**	(0,022)	-0,051**	(0,024)
Risicopercentage	0,081**	(0,039)	-0,054	(0,034)		
Risicopercentage <sup>2</sup> (x10)	-0,023	(0,051)	0,004*	(0,002)		
Risicopercentage <sup>3</sup> (x100)	0,014	(0,012)	-0,001*	(0,0003)		

Standaardfouten tussen haakjes, voor de instroomanalyses zijn de standaardfouten verkregen met behulp van bootstrap met 500 replicaties.

\* significant bij 10% significantieniveau; \*\* significant bij 5% significantieniveau.

### 5.3 Het afschaffen van premiedifferentiatie na 2005

Zoals eerder aangegeven kunnen de hervormingen na 2004 een effect gehad hebben op zowel de omvang als de compositie van (nieuwe) arbeidsongeschikte werknemers. Daarom hebben we tot nu toe de analyses gebaseerd op de periode voor 2005. We kunnen dezelfde analyses echter ook toepassen op de periode tussen 2006 en 2011, waarin premiedifferentiatie weer werd ingevoerd voor alle bedrijven in 2008. De *treatment* is in dit geval de afwezigheid van premiedifferentiatie voor kleine bedrijven in 2006 en 2007. Omdat we voor de periode na 2005 niet kunnen vaststellen of er voldaan is aan de *common trend*-voorwaarde (zie ook paragraaf 4.1), is enige voorzichtigheid bij het interpreteren van de schattingsresultaten voor deze periode geboden.

In tabel 5 staan de schattingsresultaten van het afschaffen van premiedifferentiatie voor en na 2005. Voor het instroommodel laten we het gemiddelde partiële effect zien in plaats van de geschatte coëfficiënt zodat de resultaten van de verschillende selecties vergelijkbaar zijn. Voor zowel de in- als de uitstroom vinden we voor de periode na 2005 geen significante effecten van het afschaffen van premiedifferentiatie. Dit suggereert dat werkgevers na 2005 niet meer reageren op de prikkel van premiedifferentiatie.

**Tabel 5** Schattingsresultaten van de modellen voor en na 2005 en voor verschillende selecties van arbeidsongeschiktheidsuitkeringen, WAO-instroom en WAO-uitstroom. Voor WAO-instroom laten we het gemiddelde partiële effect zien

	Instroommodel		Uitstroommodel			
			1 <sup>e</sup> AO-jaar		2 <sup>e</sup> AO-jaar	
Voor 2005	0,0005**	(0,0002)	-0,154**	(0,022)	-0,039	(0,024)
Na 2005	0,0001	(0,0001)	0,068	(0,079)	0,053	(0,137)
<i>Voor 2005, verschillende selecties</i>						
Exclusief WAO <35%	0,0005**	(0,0001)	-0,106**	(0,034)	0,016	(0,034)
Twee jaar ziekteperiode, >35%	0,0003**	(0,0001)	-0,047	(0,034)	0,084**	(0,040)

Standaardfouten tussen haakjes, voor de instroomanalyses zijn de standaardfouten verkregen met behulp van bootstrap met 500 replicaties.

\* significant bij 10% significantieniveau; \*\* significant bij 5% significantieniveau.

Om deze resultaten te kunnen interpreteren, is het van belang te beseffen dat er vanaf 2005 drie belangrijke wijzigingen zijn geweest in de regeling voor arbeidsongeschiktheid: (1) premiedifferentiatie geldt niet meer voor personen die minder dan 35% arbeidsongeschikt zijn bevonden, aangezien zij geen arbeidsongeschiktheidsuitkering meer ontvangen, (2) de loondoorbetaling bij ziekte is verlengd van een naar twee jaar en (3) zowel de spreiding als de hoogte van de maximumpremies is sterk afgenomen na 2005 (zie figuur 2). Om het effect van deze wijzigingen te analyseren, hebben we de modellen voor de periode voor 2005 opnieuw geschat, waarbij we alleen de arbeidsongeschiktheidsuitkeringen meenemen die met de wijzigingen ná 2005 ook waren toegekend. Eerst selecteren we alleen arbeidsongeschiktheidsuitkeringen met een arbeidsongeschiktheidspercentage van meer dan 35%. Het geschatte effect van het afschaffen van premiedifferentiatie op de WAO in- en uitstroom verandert dan niet significant. Als we alleen arbeidsongeschiktheidsuitkeringen van meer dan een jaar meenemen – om de verlenging van de loondoorbetaling naar ziekte na te bootsen – veranderen de coëfficiënten echter wel significant en substantieel. Het gemiddelde partiële effect op de WAO-instroom daalt van 0,0005 naar 0,0003, terwijl het effect op de uitstroom in het ‘eerste’ AO-jaar (in werkelijkheid het tweede AO-jaar) niet meer significant is. Dit duidt erop dat het kleinere effect van premiedifferentiatie na 2005 deels te wijten is aan de verlenging van de loondoorbetaling bij ziekte.<sup>8</sup>

## 6 Conclusie

In dit artikel hebben we de effecten van de gedifferentieerde werkgeverpremies op de instroom en uitstroom van de arbeidsongeschiktheidsregelingen onderzocht. We hebben hierbij gebruikgemaakt van de afschaffing van premiedifferentiatie voor kleine

<sup>8</sup> In deze aanvullende analyses onderschatten we waarschijnlijk de impact van de verlenging van de loondoorbetaling bij ziekte van een naar twee jaar, omdat de financiële prikkel van een jaar extra loon doorbetalen voor werkgevers zichtbaarder is dan het betalen van een hogere gedifferentieerde premie.

werkgevers in 2003, waardoor we een *difference-in-difference analyse* konden gebruiken. We richten ons voornamelijk op de periode voor 2005, aangezien er verschillende hervormingen hebben plaatsgevonden in 2005 en 2006 die onze identificatiestrategie in de periode na 2005 kunnen verstoren.

Onze belangrijkste bevinding is dat het afschaffen van premiedifferentiatie in 2003 de instroom in de WAO voor kleine bedrijven met zo'n 7% heeft verhoogd, terwijl de uitstroom uit de WAO van (oud-) werknemers van kleine bedrijven hierdoor met ongeveer 12% is afgenomen. Uit onze berekeningen volgt dat het totaal aantal personen met een arbeidsongeschiktheidsuitkering in 2004 0,4% hoger was door de afschaffing van premiedifferentiatie voor kleine werkgevers. De effecten op de WAO-uitstroom lijken sterker te zijn voor personen met een gedeeltelijke arbeidsongeschiktheidsuitkering en werknemers met relatief lage arbeidsongeschiktheidsuitkeringen. Daarnaast blijkt het afkappen van de gedifferentieerde premie tot een maximumpremie te leiden tot kleinere effecten van premiedifferentiatie aangezien werkgevers die de maximumpremie betalen geen prikkel meer hebben om verdere WAO instroom te beperken.

In een extra analyse hebben we onderzocht of de effecten van premiedifferentiatie in de periode na 2005, oftewel na de verlenging van de loondoorbetaling bij ziekte en de invoering van de WIA, gelijk zijn gebleven. Voor deze periode vinden we zowel voor de WGA instroom als de WGA uitstroom geen effecten van premiedifferentiatie. Dit lijkt grotendeels te komen door de verlenging van de ziekteperiode van een naar twee jaar, doordat werkgevers nu financieel verantwoordelijk zijn voor een ziekteperiode van twee jaar heeft de extra prikkel van premiedifferentiatie weinig effect meer.

### **Auteurs**

Nynke de Groot (e-mail: [nynke.de.groot@vu.nl](mailto:nynke.de.groot@vu.nl)) is onderzoeker aan de faculteit Economie van de Vrije Universiteit Amsterdam. Pierre Koning (e-mail: [p.w.c.koning@law.leidenuniv.nl](mailto:p.w.c.koning@law.leidenuniv.nl)) is hoogleraar Arbeidsmarkt en Sociale Zekerheid aan de faculteit Economie van de Vrije Universiteit Amsterdam en Universitair Hoofddocent aan de vakgroep algemene economie van de faculteit Rechten van de Universiteit Leiden. Dit onderzoek maakt deel uit van het project "Leren re-integreren" dat werd gefinancierd door Instituut Gak.



## Referenties

- Autor, D.H. en M.G. Duggan, 2010, Supporting Work: A Proposal for Modernizing the U.S. Disability. The Center for American Progress and the Hamilton Project.
- Deelen, A.P., 2005, Adverse selection in disability insurance: empirical evidence for Dutch firms. CPB Discussion Paper 46.
- Groot, N. de en P.W.C. Koning, 2016, Assessing the effects of disability insurance experience rating. The case of The Netherlands. *Labour Economics*, vol. 41: 304-317.
- Hassink, W.H.J., P.W.C. Koning en W. Zwinkels, 2015, Employers opting out of disability insurance: selection or incentive effects. IZA Discussion Paper Series 9181.
- Hyatt, D.E. en T. Thomason, 1998, Evidence on the Efficacy of Experience Rating in British Columbia. A Report to The Royal Commission on Workers' Compensation in BC. Niet gepubliceerd.
- Ison, T.G., 1986, The significance of experience rating, *Osgoode Hall Law Journal*, vol. 24 (4): 723-742.
- Jong, Ph. de, T. Everhardt en C. Schrijvershof, 2011, Toepassing van de Wet verbetering Poortwachter, Ape rapport nr. 856.
- Koning, P.W.C., 2009, Experience rating and the inflow into disability insurance, *De Economist*, vol. 157(3): 315-335.
- Koning, P.W.C. en M. Lindeboom, 2015, The rise and fall of disability insurance enrollment in the Netherlands, *Journal of Economic Perspectives*, vol. 29(2).
- Koning, P.W.C. en D. Van Vuuren, 2007, Hidden unemployment in disability insurance, *Labour*, vol. 21(4): 611-636.
- Korkeamäki, O.I. en T. Kyrrä, 2012, Institutional rules, labour demand and retirement through disability programme participations, *Journal of Population Economics*, vol. 25(2): 439-468.
- Lippel, K., 1999, Therapeutic and anti-therapeutic consequences of workers' compensation. *International Journal of Law and Psychiatry*, vol. 22 (5-6): 521-546.
- OECD, 2010, *Sickness, Disability and Work: Breaking the Barriers. A Synthesis of Findings Across OECD Countries*, OECD Publishing, Paris.
- Papke, L.E. en J.M. Wooldridge, 2008, Panel data methods for fractional response variables with an application to test pass rates. *Journal of Econometrics*, vol. 145: 121-133.
- Ruser, J.W. en R. Butler, 2009, The economics of occupational safety and health, foundations and trends, *Microeconomics*, vol. 5(5): 301-354.
- Sonsbeek, J-M. van en R.H.J.M. Gradus, 2013, Estimating the effects of recent disability reforms in the Netherlands, *Oxford Economic Papers*, vol. 65(4): 832-855.
- Strunin, L. en L.I. Boden, 2004, The workers' compensation system: worker friend or foe? *American Journal of Industrial Medicine*, vol. 45(4): 338-345.
- Tompa, E., K. Cullen en C. McLeod, 2012, Update on a systematic literature review on the effectiveness of experience rating. *Policy and Practice in Health and Safety*, vol. 2: 47-65.

**Bijlage A Volledige schattingsresultaten van de hoofdanalyses****Tabel A1** Fractional probit schattingsresultaten voor het aandeel werknemers per werkgever dat instroomt in de WAO (2001-2004) en Cox proportional hazard schattingsresultaten van de uitstroom uit de WAO, voor personen die tussen 2001 en 2004 zijn ingestroomd

	Instroommodel		Uitstroommodel	
<i>Effecten premiedifferentiatie</i>				
Afschaffen premiedifferentiatie	0,027**	(0,009)	-	-
Afschaffen premiedifferentiatie, 1 <sup>e</sup> jaar WAO	-	-	-0,154**	(0,022)
Afschaffen premiedifferentiatie, 2 <sup>e</sup> jaar WAO	-	-	-0,039	(0,024)
<i>Kenmerken werkgevers</i>				
Klein bedrijf	0,041	(0,040)	-	-
Middelgroot bedrijf	0,040	(0,024)	-	-
Gemiddelde leeftijd	0,007**	(0,001)	-	-
Percentage mannen	-0,031	(0,047)	-	-
Percentage allochtonen	0,063	(0,056)	-	-
Percentage alleenstaanden	0,054	(0,040)	-	-
Percentage eenoudergezinnen	0,031	(0,048)	-	-
Percentage met kinderen	0,089**	(0,019)	-	-
Gemiddeld jaarloon onder € 7500	0,372**	(0,047)	-	-
Gemiddeld jaarloon € 7500-€15.000	0,333**	(0,044)	-	-
Gemiddeld jaarloon € 15.000-€25.000	0,255**	(0,042)	-	-
Gemiddeld jaarloon € 25.000-€40.000	0,164**	(0,040)	-	-
<i>Sector</i>				
- Landbouw	0,089**	(0,019)	-0,029	(0,031)
- Industrie	0,180**	(0,014)	-0,104**	(0,032)
- Overheid	0,131**	(0,013)	-0,025	(0,033)
- Bouw	0,375**	(0,015)	-0,183**	(0,038)
- Handel	0,130**	(0,013)	0,013	(0,032)
- Horeca	0,033**	(0,017)	-0,019	(0,035)
- Vervoer	0,222**	(0,019)	0,133**	(0,035)
- Financiële sector	0,255**	(0,061)	0,253**	(0,057)
- Zakelijke dienstverlening	0,116**	(0,015)	-0,055*	(0,033)
- Onderwijs	0,095**	(0,017)	-0,065*	(0,034)
- Gezondheidszorg	0,110**	(0,015)	-0,008	(0,031)
<i>Kenmerken personen met WAO-uitkering</i>				
Leeftijd, 25-35 jaar	-	-	-0,086**	(0,024)
Leeftijd, 35-45 jaar	-	-	-0,291**	(0,024)
Leeftijd, 45-55 jaar	-	-	-0,592**	(0,024)
Leeftijd, 55-65 jaar	-	-	-0,771**	(0,025)

82 Leidt premiedifferentiatie voor werkgevers tot minder arbeidsongeschiktheid?

Man	-	-	0,005	(0,010)
Alleenstaand	-	-	0,026	(0,033)
Paar	-	-	-0,029	(0,032)
Alleenstaande ouder	-	-	0,050	(0,035)
Heeft kinderen	-	-	0,152**	(0,010)
Loon, €10.000-€20.000	-	-	0,052**	(0,011)
Loon, €20.000-€30.000	-	-	0,114**	(0,012)
Loon, €30.000-€40.000	-	-	0,226**	(0,016)
Loon, €40.000-€50.000	-	-	0,249**	(0,025)
Loon, >€50.000	-	-	0,189**	(0,022)
Jaar fixed effects	Ja		Ja	
Regionale fixed effects	Ja		Ja	
Aantal observaties	183.665		119.631	
Log pseudolikelihood	-30.352		-689.144	

Standaardfouten tussen haakjes, voor de instroomanalyses zijn de standaardfouten verkregen met behulp van bootstrap met 500 replicaties.

\* significant bij 10% significantieniveau; \*\* significant bij 5% significantieniveau.