

Evaluatie van de maatregel 'werkbonus': impact op de lonen en de werkgelegenheid

Juli 2024

Antoine Dewatripont, ad@plan.be

Maritza López Novella, mln@plan.be

Abstract - De maatregel 'werkbonus' beoogt het arbeidsaanbod te stimuleren en werkloosheidsvallen te bestrijden. Door het bedrag van de werknemersbijdragen op lage lonen te verminderen, vergroot de maatregel het verschil tussen het nettoloon en de sociale uitkeringen. Om methodologische redenen richt onze studie zich op de periode rond de invoering van de maatregel in 2000 om te evalueren of hij zijn doelstellingen bereikt. De resultaten tonen aan dat de werkbonus een niet te verwaarlozen positief effect heeft op aan het werk blijven, in het bijzonder voor werknemers met korte werktijden of deeltijdse prestaties. Anderzijds heeft de werkbonus een zeer beperkt effect op het arbeidsvolume en wordt de groei van de brutolonen afgeremd. Hoewel dit laatste effect beperkt blijft, is het meer uitgesproken voor bepaalde groepen, zoals deeltijdse werknemers, en zou het erop wijzen dat werkgevers erin slagen zich een deel van het voordeel toe te eigenen. Deze resultaten zouden bevestigd moeten worden door een studie over de periode waarin de maatregel op kruisnelheid is. Helaas kan een evaluatie van de hervorming van 2023 maar pas over enkele jaren plaatsvinden.

Jel Classification - C21, C23, H24, J22, J38

Keywords - werkbonus, vermindering van de werknemersbijdragen, werkgelegenheidsmaatregelen, impactevaluatie, difference-in-differences, matching

Inhoudstafel

Synthese	1
1. Inleiding	3
2. De werkbonus	5
2.1. De maatregel	5
2.2. Berekening van het bedrag	6
3. Literatuuroverzicht	8
4. Gegevens	11
4.1. Gebruikte gegevens	11
4.2. Beschrijvende analyse van de gegevens	12
5. Evaluatiemethodologie	15
5.1. Impactevaluatie	15
5.2. Definitie van de behandelingsgroep en de controlegroep	15
5.3. Matching	17
5.4. Difference-in-differences	20
5.5. Geschat model	22
5.6. Gevoeligheidsanalyse	24
6. Resultaten	25
6.1. Kans om een jaar later aan het werk te zijn	25
6.2. Evolutie van het arbeidsvolume	26
6.3. Loonontwikkeling	26
6.4. Analyses per subgroep	27
6.4.1. Verschillen naar geslacht	28
6.4.2. Verschillen naar leeftijd	29
6.4.3. Verschillen naargelang arbeidsregime	30
Besluit	33
Bibliografie	35
Bijlagen	37
Bijlage 1 Onderscheid tussen rechthebbenden en begunstigten	37
Bijlage 2 Resultatentabellen: paneldata	40
Bijlage 3 Gedetailleerde resultaten van geschatte vergelijkingen (secties 6.1 tot en met 6.3)	41

Lijst van tabellen

Tabel 1	Berekening van het basisbedrag van de vermindering werkbonus voor het 2e kwartaal van 2000 ...	6
Tabel 2	Kenmerken van de begunstigden van de werkbonus in de steekproef en in de RSZ-werknemerspopulatie in het tweede kwartaal van 2000 (in % tenzij anders vermeld)	14
Tabel 3	Vergelijking van behandelings- en controlegroepen met en zonder matchingprocedure (in % tenzij anders vermeld) - RSZ-steekproef loontrekkende werkgelegenheid in het tweede kwartaal van 2000	19
Tabel 4	Impact van de werkbonus op de kans om een jaar later aan het werk te zijn - marginaal effect van een extra euro in het bedrag waar men recht op heeft, in procent	25
Tabel 5	Impact van de werkbonus op de jaarlijkse groei van het arbeidsvolume	26
Tabel 6	Impact van de werkbonus op de jaarlijkse groei van het bruto kwartaalloon	27
Tabel 7	Impact van de werkbonus op de kans om een jaar later aan het werk te zijn - marginaal effect van een extra euro in het bedrag waar men recht op heeft	28
Tabel 8	Impact van de werkbonus op de jaarlijkse groei van het arbeidsvolume	28
Tabel 9	Impact van de werkbonus op de jaarlijkse groei van het bruto kwartaalloon	29
Tabel 10	Impact van de werkbonus op de kans om een jaar later aan het werk te zijn - marginaal effect van een extra euro in het bedrag waar men recht op heeft	29
Tabel 11	Impact van de werkbonus op de jaarlijkse groei van het arbeidsvolume	30
Tabel 12	Impact van de werkbonus op de jaarlijkse groei van het brutoloon	30
Tabel 13	Impact van de werkbonus op de kans om een jaar later aan het werk te zijn - marginaal effect van een extra euro in het bedrag waar men recht op heeft	31
Tabel 14	Impact van de werkbonus op de jaarlijkse groei van het arbeidsvolume	31
Tabel 15	Impact van de werkbonus op de jaarlijkse groei van het bruto kwartaalloon	32

Lijst van figuren

Figuur 1	Maandelijks basisbedrag volgens het referteloon (jaar 2000, 2e kwartaal)	Erreur ! Signet non défini.
Figuur 2	Illustratie van de diiference-in-differences-methode	21
Figuur 3	Verdeling van de ontvangen bedragen door werknemers die recht hebben op de werkbonus - Steekproef voor het 2de kwartaal van 2000 met meer dan 37 000 rechthebbende werknemers	37
Figuur 4	Verdeling van kwartaallonen (euro) voor begunstigden van de werkbonus - Steekproef voor het tweede kwartaal van 2000 met meer dan 42 800 begunstigden	38

Synthese

De werkbonus is een federale werkgelegenheidsmaatregel die als belangrijkste doel heeft het arbeidsaanbod te verhogen. De maatregel werd ingevoerd in 2000, is sindsdien verschillende keren aangepast en staat nog steeds volop in de politieke belangstelling, zoals blijkt uit de versterking ervan vorig jaar. De bonus bestaat uit een vermindering van de werknemersbijdragen gericht op de relatief lage lonen. Concreet zullen werknemers met een brutoloon dat laag genoeg is om in aanmerking te komen, hun nettoloon zien stijgen omdat ze een lager bedrag aan werknemersbijdragen moeten betalen. Ondanks de levensduur is onze studie de eerste 'ex post' evaluatie van de impact van deze maatregel. Dit type evaluatie stelt ons in staat om achteraf vast te stellen of de doelstellingen van een maatregel daadwerkelijk zijn bereikt.

Het doel van de werkbonus is tweeledig. Ten eerste beoogt de maatregel de werkloosheidsval te bestrijden door het verschil tussen de werkloosheidsuitkeringen en de laagste nettolonen te vergroten. Ten tweede heeft deze maatregel een sociaal doel namelijk armoedebestrijding. Er wordt een hoger nettoloon en dus een grotere koopkracht gewaarborgd voor begunstigden met relatief lage lonen. Bovendien zou de maatregel het mogelijk maken om deze doelstellingen te bereiken zonder de loonkosten voor werkgevers te verhogen of de werkloosheidsuitkeringen te verlagen.

Deze studie evalueert de impact van het in aanmerking komen voor de werkbonus op drie resultaatindicatoren. De eerste is de kans om een jaar later aan het werk te zijn, wat het mogelijk maakt om te beoordelen of de werkbonus daadwerkelijk een stimulans is om te werken. De tweede indicator is het arbeidsvolume dat tijdens het kwartaal is uitgevoerd. Aangezien de werkbonus berekend wordt op basis van het uurloon en er rekening wordt gehouden met het aantal gewerkte uren, zou het deeltijdse werknemers theoretisch aanmoedigen om langer te werken. De derde indicator, tot slot, is het brutoloon van de werknemers. De impact van de werkbonus op het brutoloon wordt geschat om te evalueren of een deel van dit voordeel in realiteit niet ten goede komt aan de werkgevers. Studies in andere landen tonen aan dat begunstigden van dit soort maatregelen het risico lopen op loonstagnatie tijdens hun loopbaan.

Om methodologische redenen wordt de werkbonus in onze studie geëvalueerd op het moment van de invoering, namelijk in het jaar 2000. Tussen 2000 en 2023 waren de modaliteiten van de maatregel niet genoeg veranderd om een impact te kunnen schatten. In 2023 is het maximumbedrag voor de vermindering van de werknemersbijdragen aanzienlijk verhoogd voor de zeer lage lonen, maar deze verandering is te recent om de impact ervan al te kunnen evalueren. Hoewel onze evaluatieperiode teruggaat tot de invoering van de maatregel, zijn de doelstellingen van de werkbonus dezelfde gebleven en is de manier waarop hij wordt berekend niet veel veranderd. Onze studie maakt het dus mogelijk om de impact van de maatregel op de bestudeerde indicatoren tijdens de lanceringsfase te schatten.

Om de effecten van de maatregel te evalueren, gebruiken we een controlegroep. De rechthebbende werknemers op de werkbonus worden vergeleken met de groep werknemers van wie het brutoloon te hoog is om in aanmerking te komen. Bovendien worden deze twee groepen, de behandelingsgroep en

de controlegroep, beter vergelijkbaar gemaakt met behulp van de matchingmethode. Hun evolutie in de tijd wordt vervolgens vergeleken met behulp van de difference-in-differences-methode.

De resultaten tonen aan dat de werkbonus een positief effect had op de kans om aan het werk te blijven en dat hij voldoet aan zijn doelstelling van fiscale stimulans om te werken. In termen van arbeidsvolume heeft de werkbonus echter een zeer beperkte impact gehad. Het effect zou positief zijn, maar zelden statistisch significant. Ten slotte heeft de bonus een negatief effect gehad op de loonontwikkeling van de rechthebbende werknemers.

De analyses per werknemersgroep tonen heterogene effecten. Vrouwen zouden iets meer beïnvloed worden door de werkbonus als stimulans om te werken. Hun kans om aan het werk te blijven neemt iets sterker toe dan bij mannen. Daarnaast wordt hun loonontwikkeling iets minder neerwaarts beïnvloed dan bij mannen.

De analyse per leeftijdscategorie laat zien dat werknemers ouder dan 50 jaar het meest benadeeld zijn wat betreft de ontwikkeling van hun brutoloon. Het is dan ook voor deze groep werknemers dat het arbeidsvolume neerwaarts is beïnvloed door de werkbonus. Hieruit blijkt dat voor bepaalde groepen werknemers een dergelijke werkgelegenheidsmaatregel het omgekeerde effect kan hebben van wat oorspronkelijk de bedoeling was.

Een analyse per type prestatie laat ook verschillen zien in termen van arbeidsvolume en loonontwikkeling. Hoewel er geen significant effect lijkt te zijn voor deeltijdwerkers, vertraagt de bonus de ontwikkeling van het arbeidsvolume van voltijdwerkers enigszins. Verder wordt de loonontwikkeling van deeltijdse werkers en werknemers met zeer korte en onregelmatige prestaties sterker negatief beïnvloed door de maatregel. Er moet worden opgemerkt dat, voor deze laatste categorie, de bonus de kans om aan het werk te blijven verhoogt.

Er werd ook een analyse per subcategorie uitgevoerd naar gewest van woonplaats en naar statuut (arbeider of bediende). Voor deze dimensies waren er zeer weinig verschillen tussen de categorieën.

Concluderend toont onze studie aan dat de werkbonus zijn doelstellingen op tewerkstellingsvlak bereikt, vooral doordat er meer mensen aan het werk blijven. Anderzijds verdient het negatieve effect op de groei van de brutolonen aandacht, ook al is het beperkt, omdat de maatregel op de lange termijn waarschijnlijk omgekeerde effecten zal hebben van wat gehoopt werd. Een evaluatie met recentere gegevens, bijvoorbeeld voor de periode na de hervorming in 2023, zou het mogelijk maken deze resultaten te bevestigen over een periode waarin de maatregel volledig is ingevoerd. Bovendien zou het gebruik van gegevens van de Kruispuntbank van de Sociale Zekerheid het mogelijk maken om te onderzoeken of de werkbonus een stimulans is voor de overstap van werkloosheid naar werk. Dergelijke gegevens zouden ook analyses naar type huishouden en opleidingsniveau mogelijk maken. Een dergelijke analyse zou echter pas over een paar jaar kunnen plaatsvinden.

1. Inleiding

De beroepsinschakeling van personen zonder werk was de voorbije twee decennia een centraal onderwerp in het politieke debat in België. Deze inschakeling zou de uitgaven voor sociale uitkeringen kunnen verminderen en tegelijkertijd de belastingontvangsten verhogen, met name via de personenbelasting. Dit politieke debat spitste zich onder andere toe op de noodzaak om werklozen en sociale uitkeringsgerechtigden (para)fiscaal te stimuleren om werk te vinden. Iedereen was het erover eens dat werkloosheidsvallen moeten worden vermeden, een situatie waarin de financiële stimulans om te werken onvoldoende is omdat het verschil tussen de sociale uitkering en het arbeidsinkomen waarop de persoon recht zou hebben te klein is.

Het belangrijkste instrument om deze valkuil te vermijden is de werkbonus. Deze maatregel werd in 2000 ingevoerd en bestaat uit een vermindering van de werknemersbijdragen gericht op de lage lonen. Daardoor stijgt het nettoloon van laagverloonde werknemers en het verschil met het bedrag van de werkloosheidsuitkering. De werkbonus houdt geen stijging van het brutoloon in en is dus niet ten laste van de werkgevers. De werkbonus wordt berekend op basis van het uurloon van de werknemer. Bovendien kunnen deeltijdse werknemers als ze meer uren werken, voor eenzelfde uurloon, een grotere vermindering van de werknemersbijdragen krijgen en ontvangen ze dus een hoger nettoloon.

Sinds de invoering is het bonusbedrag verschillende keren verhoogd. Het volgt de inflatie en wordt indien nodig jaarlijks geïndexeerd. Het blijft een beleidsinstrument bij uitstek, aangezien het maximumbedrag voor de vermindering in juli 2023 opnieuw werd verhoogd voor de zeer lage lonen. Bovendien bestaat in Vlaanderen sinds 2022 een gelijkaardige regionale maatregel, de 'jobbonus', die geënt is op de federale werkbonus. Hoewel het bij de jobbonus op dit moment om kleinere bedragen gaat, is de constructie vergelijkbaar en is de doelstelling hetzelfde.

Vanuit politiek oogpunt is het voordeel van de werkbonus dat het niet alleen een stimulans is om werken aan te moedigen zonder de kosten voor de werkgevers te verhogen, maar dat er ook een sociaal aspect aan verbonden is. De doelgroep voor de financiële steun zijn laagverloonde werknemers, en het doel is ook om hun koopkracht te vergroten door hun netto-inkomen te verhogen. Daarom is deze maatregel de afgelopen twee decennia vaak gesteund door de verschillende partijen, zowel links als rechts, in de federale coalities die aan de macht zijn. Een dergelijke maatregel is ook makkelijker te verkopen dan een verlaging van de werkloosheidsuitkeringen, die door linkse partijen eerder als onrechtvaardig of asociaal wordt gezien. Ook andere maatregelen, zoals het verhogen van het minimumloon, worden vaker geblokkeerd door rechtse partijen omdat ze het concurrentievermogen van Belgische bedrijven zouden afremmen.

De economische theorie voorspelt dat een werkgelegenheidsmaatregel zoals de werkbonus een betere beroepsinschakeling van personen zonder werk zou aanmoedigen en het arbeidsvolume van de begunstigde werknemers zou doen toenemen. Uit de wetenschappelijke literatuur die dergelijke maatregelen evalueert, blijkt echter dat de effecten vaak kleiner zijn dan de effecten die door de economische theorie worden voorspeld, of in sommige gevallen zelfs nul zijn. In deze studie wordt gekeken naar de periode waarin de werkbonus werd ingevoerd om de impact van de maatregel op de kans om aan het werk te

blijven en op de evolutie van het arbeidsvolume van de begunstigde werknemers te evalueren. Deze twee indicatoren helpen ons te begrijpen of de werkbonus inderdaad een goed instrument is om werken aan te moedigen. De impact op de loonontwikkeling wordt ook geanalyseerd om beter te begrijpen of het echt de werknemers zijn die geprofiteerd hebben van de werkbonus. De begunstigde werknemers zouden lagere loonsverhogingen gekregen kunnen hebben door de werkbonus. In dat geval zijn het de werkgevers die gedeeltelijk van de werkbonus geprofiteerd hebben.

In de huidige context van verslechterende overheidsfinanciën in België is het belangrijk om ervoor te zorgen dat overheidsmaatregelen hun doelstellingen halen. De werkbonus is een relatief dure maatregel, die in 2023¹ een kostenplaatje had van bijna 1,6 miljard euro. De impactevaluatie met controlegroep bestaat erin een antwoord te formuleren op de volgende vraag: in welke mate verschillen de kansen op werk van de begunstigten als zij geen gebruik hadden gemaakt van de maatregel? Met andere woorden, de impactevaluatie beoogt het oorzakelijk verband te meten tussen de maatregel en de geobserveerde resultaten. Die methode beperkt zich dus niet tot het controleren of sturen van overheidsmaatregelen (kosten, aantal begunstigten, enz.) maar onderzoekt hun doeltreffendheid, met name de mate waarin ze de gewenste doelstellingen behalen. Indien blijkt dat de impact nul of zeer gering is, kunnen de voor de maatregel ingezette middelen eventueel een nieuwe bestemming krijgen. Een andere mogelijkheid is de maatregel aanpassen om deze effectiever te maken.

In deze evaluatie wordt ook gekeken naar de heterogeniteit van de effecten per groep werknemers. Deze analyses geven een beter inzicht of er verschillen in impact zijn naar gelang van bijvoorbeeld geslacht of leeftijd. Hieruit kunnen pistes naar voren komen om de maatregel te verbeteren, bijvoorbeeld door de doelgroep opnieuw te definiëren of door de maatregel alleen voor bepaalde specifieke groepen werknemers te versterken.

Deze studie is als volgt opgebouwd. Deel 2 geeft een beschrijving van de geëvalueerde maatregel. Deel 3 geeft een kort overzicht van de literatuur over de impact van dit type maatregelen. Deel 4 buigt zich over de methodologische aspecten van de impactevaluatie, terwijl deel 5 de gebruikte gegevens presenteert. Tot slot worden de resultaten toegelicht in deel 6 en worden de conclusies voorgesteld in het laatste deel.

¹ Dat bedrag is iets lager dan dat van de structurele vermindering (zie <https://www.rsz.be/stats/globale-tijdreeksen-verminderingen#data>).

2. De werkbonus

2.1. De maatregel

De werkbonus is een maatregel om de socialezekerheidsbijdragen van de werknemers te verminderen. Voor eenzelfde brutoloon ontvangen de rechthebbende werknemers een hoger nettoloon. Deze vermindering geldt zowel voor werknemers in de privésector als voor de contractuelen in de openbare sector². In de praktijk geldt dit alleen voor relatief lage lonen, gezien het loonplafond dat wordt gebruikt om het verminderingsbedrag te berekenen.

Het doel van deze maatregel is tweeledig. Ten eerste waarborgt de maatregel een hoger nettoloon voor laagverloonde werknemers, zonder de kosten voor de werkgever te verhogen. Bovendien bevordert het de werkgelegenheid voor relatief laagverloonde werknemers door het aanbod te stimuleren. In het bijzonder wordt de overstap van werkloosheid naar werk aangemoedigd. Het nettoloon waarop de rechthebbende werknemers aanspraak kunnen maken stijgt immers dankzij de bijdragevermindering, en het verschil met de werkloosheidsuitkering die deze personen zouden ontvangen als ze werkloos waren neemt toe.

De werkbonus geldt voor alle werknemers die een persoonlijke bijdrage van 13,07% verschuldigd zijn. Bijgevolg komen alleen specifieke groepen niet in aanmerking, zoals geneesheren in opleiding tot specialist of de meeste statutaire ambtenaren in de openbare sector³.

De werkbonus is een forfaitaire vermindering berekend op basis van het bruto maandloon. Voor de laagste lonen wordt het totale bedrag aan persoonlijke bijdragen (13,07%) gecompenseerd door de werkbonus. Boven een bepaalde loondrempel neemt het bedrag van de werkbonus lineair af tot nul voor lonen net boven het maximum in aanmerking komende loon. Het is de werkgever die het bedrag van de werkbonus in mindering brengt van de werknemersbijdragen wanneer het loon wordt betaald en aangegeven bij de RSZ.

De werkbonus is van kracht sinds 1 januari 2000 en is sindsdien verschillende keren verhoogd. De bedragen die worden gebruikt om de vermindering te berekenen hebben ook jaarlijks de inflatie gevolgd. Om methodologische redenen richt deze studie zich echter op de periode waarin de maatregel werd ingevoerd. Aangezien er sinds de invoering van de werkbonus (⁴) geen grote wijzigingen zijn geweest, is dit het enige moment waarop een significant verschil in het toegekende bedrag in de tijd kan worden gebruikt om de impact ervan te schatten. Het vervolg van dit deel beschrijft de toekenningsvoorwaarden die van kracht waren tijdens het tweede kwartaal van 2000.

² In het kader van onze studie hebben we de contractuelen van de openbare sector buiten beschouwing gelaten.

³ De voorwaarden worden in meer detail uitgelegd op de website van de Belgische sociale zekerheid, socialsecurity.be.

⁴ De belangrijkste wijziging in de berekening van het bedrag in 2023 is nog te recent om de impact ervan te kunnen waarnemen.

2.2. Berekening van het bedrag

Om het bedrag van de vermindering van de werknemersbijdragen te berekenen, moet de werkgever eerst een referteloon berekenen. Dit is het bruto maandloon van een voltijds equivalente werknemer. Bij de berekening van dit loon wordt geen rekening gehouden met de eindejaarspremie en eventuele vergoedingen wegens onrechtmatige beëindiging van de arbeidsovereenkomsten en vergoedingen voor uren die geen arbeidstijd zijn in de zin van de arbeidswetgeving. Flexi-loon en overuren horeca worden ook niet meegerekend bij de berekening van dit referteloon.

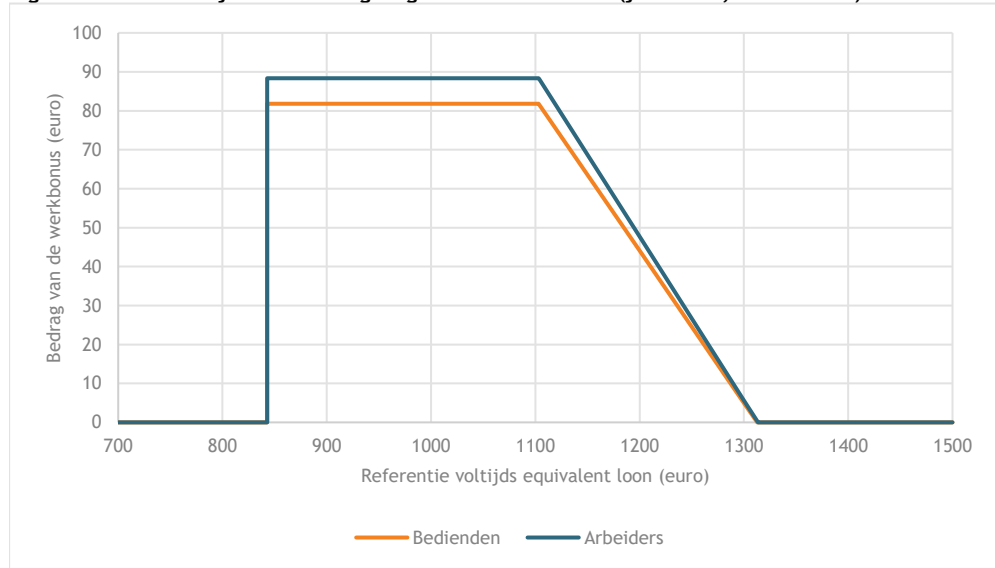
Er wordt vervolgens een maandelijks basisbedrag berekend op basis van het voltijds equivalent maandelijks referteloon. Deze berekening houdt rekening met verschillende categorieën werknemers en lonen. Tabel 1 toont de berekening van het basisbedrag volgens de toepassingsmodaliteiten in het tweede kwartaal van 2000.

Tabel 1 Berekening van het basisbedrag van de vermindering werkbonus voor het 2e kwartaal van 2000

Voltijds equivalent referteloon (euro)	Basisbedrag (euro)
Voor bedienden	
< 842,84	0
≥ 842,84 en ≤ 1103,13	81,80
> 1103,13 en ≤ 1313,84	$81,80 - (0,39 \times (\text{Referteloon} - 1103,13))$
> 1313,84	0
Voor arbeiders	
< 842,84	0
≥ 842,84 en ≤ 1103,13	88,35
> 1103,13 en ≤ 1313,84	$88,35 - (0,42 \times (\text{Referteloon} - 1103,13))$
> 1313,84	0

Bron: RSZ.

De werkbonus wordt afzonderlijk berekend voor bedienden en arbeiders. Afhankelijk van hun statuut hebben werknemers recht op een verschillend maximumbedrag van de vermindering. In het tweede kwartaal van 2000 bedroeg het maximumbedrag 88,35 euro voor arbeiders en 81,8 euro voor bedienden (tweede looncategorie). Voor lonen tussen 842,84 euro (eerste looncategorie) en 1 313,84 euro (derde looncategorie) werd het bedrag afnemend berekend op basis van het loon, rekening houdend met een neerwaartse helling van 0,39 voor bedienden en 0,42 voor arbeiders (zie figuur 1 hieronder). Tot slot kwamen lonen boven 1 313,84 euro (vierde looncategorie) en onder 842,84 euro (eerste looncategorie) niet in aanmerking voor de werkbonus. Onderstaande figuur toont het basisbedrag van de vermindering volgens het voltijds equivalent referteloon voor het tweede kwartaal van 2000.

Figuur 1 Maandelijks basisbedrag volgens het referteloan (jaar 2000, 2e kwartaal)

Bron: berekeningen van de auteurs, RSZ-gegevens.

Om tot slot het werkelijke bedrag te berekenen dat aan een werknemer wordt toegekend, moet het basisbedrag worden vermenigvuldigd met de fractie van het arbeidsvolume van de werknemer. Een voltijdse werknemer zal dus in aanmerking komen voor een vermindering van de persoonlijke bijdragen ten belope van het basisbedrag. Voor een werknemer die bijvoorbeeld halftijds werkt, moet het berekende basisbedrag worden gehalveerd.

3. Literatuuroverzicht

In veel landen bestaan overheidsmaatregelen om de tewerkstelling van personen met een laag inkomen aan te moedigen, bekend als 'in-work-benefits'. Door de inkomens van laagbetaalde werknemers te verhogen, willen ze niet alleen de werkgelegenheid stimuleren, maar ook de armoede bestrijden. De Angelsaksische landen waren pioniers op dit gebied: het Verenigd Koninkrijk met het Family Income Supplement (FIS) in 1971 en de Verenigde Staten met het Earned Income Tax Credit (EITC) in 1975. In tegenstelling tot de werkbonus hangen het recht op en het bedrag van de toegekende voordelen in het kader van deze maatregelen af van het gezinsinkomen en de gezinssituatie, in het bijzonder het aantal kinderen ten laste.

Hoewel deze beleidsmaatregelen in de loop der tijd zijn aangepast, zijn ze nog steeds van kracht en hebben ze aanleiding gegeven tot talrijke evaluatiestudies. Opeenvolgende hervormingen bieden mogelijkheden om hun impact te meten met behulp van methoden zoals difference-in-differences. De meeste evaluaties laten positieve effecten zien op de werkgelegenheidsgraad, met name voor doelgroepen zoals alleenstaande moeders. De effecten op het aantal gewerkte uren zijn echter meer gemengd. Afhankelijk van hun ontwerp, kunnen deze maatregelen werknemers aanmoedigen om hun uren te beperken om een bepaalde inkomensdrempel niet te overschrijden, waardoor ze niet van de maatregel zouden kunnen profiteren. Desondanks blijft de algemene impact op de werkgelegenheid over het algemeen positief, zoals blijkt uit de studies van Blundell et al. (2004), Eissa en Hoynes (2006), Meyer (2010) en Brewer et al. (2006).

Een van de redenen voor een negatieve impact op het aantal gewerkte uren is de gerichtheid op het gezinsinkomen. Hoewel dit zou leiden tot betere resultaten in termen van inkomensverdeling en armoedebestrijding (Immervoll en Pearson, 2009; Vandelanotte en Verbist, 2019), kan het negatieve gevolg hebben voor het arbeidsaanbod van gehuwde koppels, in het bijzonder voor de secundaire verdieners van het huishouden (Eissa en Hoynes, 2004; Immervoll en Pearson, 2009). Omgekeerd verminderen maatregelen zoals de werkbonus, die gebaseerd zijn op het individuele inkomen, deze negatieve effecten, maar ze zijn mogelijk minder doelgericht, wat hun doeltreffendheid kan beperken. Enerzijds zorgt individualisering ervoor dat personen die niet in een arm huishouden wonen, kunnen profiteren van de maatregel. Aan de andere kant opent het het recht voor een groter aantal begunstigden, bijvoorbeeld beide echtgenoten in een huishouden. Om de totale kosten van de maatregel gelijk te houden, moeten de bedragen die aan de begunstigden worden toegekend lager zijn dan de bedragen die in het kader van de gezinsmaatregelen worden toegekend, wat het positieve effect op de werkpraktijk zou verminderen. Volgens Immervoll en Pearson (2009) is de uitdaging bij het ontwerpen van deze maatregelen om een geschikte mate van gerichtheid te vinden die de positieve effecten op de werkgelegenheid maximaliseert en tegelijkertijd een negatief effect op de secundaire verdieners van het huishouden vermijdt.

Een ander voordeel van de werkbonus is de manier waarop het toegekende voordeel wordt berekend. Dit is gebaseerd op een 'voltijds equivalent' loon dat rekening houdt met het arbeidsvolume. Voltijdse werknemers hebben recht op de volledige vermindering, terwijl deeltijdse werknemers slechts recht hebben op de helft van de maximale vermindering. Als er geen rekening wordt gehouden met het

arbeidsvolume, kunnen deeltijdse begunstigden een stimulans hebben om hun arbeidstijd niet te verhogen. In een dergelijk systeem verhoogt een toename van het aantal uren het totale loon, dat het referentieloon is, en bestaat het risico dat het voordeel van de maatregel verloren gaat als de bovenste toekenningsdrempel wordt bereikt. Bovendien maakt het in aanmerking nemen van de arbeidstijd, en dus indirect het uurloon, het mogelijk om banen met een lage productiviteit beter te onderscheiden, die over het algemeen de doelgroep van de maatregel vormen. Maatregelen die hier geen rekening mee houden, lopen het risico andere categorieën werknemers te bevoordelen. Dit is met name het geval in Duitsland met de 'mini-jobs' die in 2003 werden ingevoerd en waarvan een vijfde van de begunstigden gepensioneerd of studenten zijn (Immervoll en Pearson, 2009).

Net als bij de Angelsaksische maatregelen hebben studies die deze maatregelen in andere landen evalueren, geconcludeerd dat ze positieve netto-effecten hebben op het arbeidsaanbod (Steiner en Whrohlich, 2004; Michalopoulos et al., 2005; Stancanelli, 2006; Sterdyniak, 2007; Immervoll en Pearson, 2009). Sommige van deze maatregelen vertonen gelijkenissen met de werkbonus, zoals de individualisering van het in aanmerking komen, maar hebben ook andere specifieke kenmerken. Zoals hierboven vermeld, wordt het voordeel in het kader van mini-jobs niet berekend op basis van een voltijds equivalent loon, wat tot gevolg zou kunnen hebben dat het aantal gewerkte uren wordt beperkt om het toegekende voordeel te maximaliseren. Steiner en Whrohlich (2004) constateerden bijvoorbeeld dat mini-jobs een positief effect hadden op participatie, maar een negatief effect op het aantal uren dat mensen met een baan werkten. De resultaten van de ex-poststudies die in Frankrijk zijn uitgevoerd om de maatregel 'prime pour l'emploi' te evalueren toen deze in 2001 werd ingevoerd, zijn gemengd. Sommige auteurs vinden geen significant effect op de werkgelegenheid (Cochard et al., 2008), terwijl anderen negatieve effecten vinden, bijvoorbeeld op de werkgelegenheid van vrouwen (Stancanelli, 2006; Sterdyniak, 2007). De redenen die hiervoor worden gegeven zijn de complexiteit van de toekenningsregels, de lage bedragen die worden toegekend (een paar honderd euro op jaarbasis) en de tijd die nodig is om de premie te krijgen, die tot 18 maanden kan duren.

Tot slot kijkt Blundell (2024) naar de langetermijneffecten van dit soort maatregelen, met name op de loonontwikkeling. Omdat ze een stimulans vormen voor deeltijds werk in het Verenigd Koninkrijk, moedigen deze maatregelen investeringen in menselijk kapitaal niet aan, waardoor begunstigden uiteindelijk uit laagverloond werk zouden kunnen stappen. Bovendien kunnen ze worden aangewend door werkgevers die, omdat ze weten dat het inkomen van hun werknemers wordt aangevuld door de staat, zich vrij voelen om de lonen laag te houden. Werkgevers worden ook ontmoedigd om de lonen te verhogen tot de maximale toekenningsdrempel, aangezien deze werknemers het recht op de maatregel zouden verliezen, wat zou leiden tot een aanzienlijke stijging van het brutoloon. De auteur pleit voor de integratie van de maatregelen van het type 'in-work benefits' met maatregelen die opleiding aanmoedigen en het menselijk kapitaal van laagproductieve werknemers verhogen.

In België ten slotte focussen studies over de werkbonus vooral op de effecten op armoede (Marx et al, 2011; Vandelannoote en Verbist, 2019) en werkgelegenheid (Orsini, 2006; Vandelannoote en Verbist, 2019). In tegenstelling tot de vele Angelsaksische studies die gebaseerd zijn op natuurlijke experimenten, gebruiken deze studies een 'ex ante' methodologie, waarbij ze in het bijzonder steunen op gedetailleerde microsimulatiemodellen. Orsini (2006) vond bijvoorbeeld dat de werkbonus een positief effect had op personen die gingen werken, in totaal 7 000 extra personen. Terwijl er geen effect was op het

aantal gewerkte uren voor vrouwen die al werkten, was er een lichte daling voor mannen. Vandellannoote en Verbist (2019) bevestigen op hun beurt het voordeel van een individueel toekenningssysteem bij het stimuleren van arbeidsmarktparticipatie, terwijl een op huishoudens gebaseerd systeem effectiever is bij het terugdringen van armoede. Deze auteurs concluderen dat de werkbonus een goed ontworpen maatregel is, maar dat de omvang ervan te beperkt is om significante effecten te genereren. Door het systeem te versterken zouden betere resultaten kunnen worden geboekt op het gebied van werkgelegenheid en armoedebestrijding.

4. Gegevens

4.1. Gebruikte gegevens

De gebruikte gegevens zijn afkomstig van de Rijksdienst voor Sociale Zekerheid (RSZ). Werkgevers die geregistreerd zijn bij de RSZ moeten elk kwartaal de loon- en arbeidstijdgegevens van al hun werknemers opsturen. Deze aangifte wordt gebruikt om de verschuldigde socialezekerheidsbijdragen en de bijdrageverminderingen, zoals de werkbonus, te berekenen, socialezekerheidsrechten toe te kennen en uitkeringen te betalen.

De gebruikte gegevens zijn gebaseerd op de individuele kenmerken van werknemers voor elk kwartaal van observatie:

- het geslacht;
- het statuut van de werknemer, arbeider of bediende;
- de leeftijd;
- het gewest van woonplaats;
- het type prestatie: voltijds, deeltijds of speciaal⁵;
- het bedrag van de ontvangen werkbonus (euro);
- het driemaandelijke bruto basisloon in euro (lopende prijzen) in jaar t en $t+1$. Dit is de definitie van de RSZ, d.w.z. het brutoloon exclusief voordelen zoals premies, vakantiegeld voor arbeiders en vergoedingen voor contractbreuk. Het loon in $t+1$ wordt ook gebruikt om te controleren of de persoon een jaar later nog steeds werkt.
- Het arbeidsvolume: deze variabele geeft aan of de prestatie het hele kwartaal beslaat, evenals het arbeidsregime.

Er moet worden opgemerkt dat onze gegevens geen informatie bevatten over het opleidingsniveau of de samenstelling van het huishouden van de werknemers. Deze informatie had nuttig kunnen zijn om de impact van de werkbonus voor verschillende categorieën van werknemers beter te begrijpen.

De gebruikte gegevens omvatten ook informatie over de werkgever:

- de activiteitssector van de werkgever, d.w.z. een door de RSZ toegewezen NACE-code;
- de grootte van de werkgever, een categorische variabele gebaseerd op het gemiddeld aantal werknemers tijdens het voorgaande jaar.

⁵ "Het prestatietype 'speciaal' heeft enerzijds betrekking op arbeid bij tussenpozen (dit is tijdelijke arbeid en interimarbeid in toepassing van de bepalingen op tijdelijk werk, de interimarbeid en de terbeschikkingstelling van personeel) en anderzijds op de arbeid verricht door thuisarbeiders. Anderzijds bevat dit arbeidsregime seizoenarbeid, waaronder de korte arbeidsperiodes begrepen worden ten gevolge van de seizoensgebonden aard van het werk of de noodzaak van de onderneming om een beroep te doen op versterking voor bepaalde perioden van het jaar." (Bron: Datawarehouse arbeidsmarkt en sociale bescherming).

De databank bevat geen andere informatie dan werkgelegenheid. Hoewel het mogelijk is om te observeren welke werknemers na een bepaalde periode niet meer in de databank voorkomen, is het niet mogelijk om hun bestemming te observeren (werkloosheid, zelfstandige werkgelegenheid, pensioering, overlijden, enz.). Omgekeerd is het mogelijk om te observeren dat iemand tot de loontrekkende werkgelegenheid toetreedt, maar is het niet mogelijk om de herkomst van die persoon te weten, vooral als de loontrekkende werkgelegenheid wordt voorafgegaan door een periode van werkloosheid.

De beschikbare gegevens bestrijken de periode 1997-2002. Aangezien de werkbonus in 2000 werd ingevoerd, maakt dit het mogelijk om observaties te hebben voor en na de invoering ervan, wat essentieel is voor de analysemethode die hieronder in deel 5 wordt gepresenteerd. Aangezien de werkbonus volledig werd ingevoerd vanaf het tweede kwartaal van 2000, richten we ons op gegevens van het tweede kwartaal van elk observatiejaar (1997-2002). Op deze manier elimineren we eventuele seizoensgebonden variaties in de analyse die onze resultaatindicatoren zouden kunnen beïnvloeden. Concreet beschikken we over een steekproef van 100 000 individuen voor elk van de zes bestudeerde kwartalen.

Ten slotte is het niet mogelijk om aan de hand van onze kwartaalgegevens de begunstigden van de werkbonus (die op maandbasis wordt berekend) precies te identificeren. Bijlage 1 illustreert de moeilijkheden die deze benadering met zich meebrengt. Bovendien is het niet mogelijk om dit probleem te onderscheiden van het probleem van non-take-up, d.w.z. rechthebbende werknemers die de vermindering niet ontvangen hoewel ze er recht op hebben, bijvoorbeeld omdat de werkgever niet op de hoogte is van het bestaan van de maatregel. De analysestrategie die in het onderstaande methodologische deel wordt gepresenteerd, is gekozen om rekening te houden met deze moeilijkheden.

4.2. Beschrijvende analyse van de gegevens

De onderstaande tabel toont de kenmerken van de begunstigden van de werkbonus op basis van onze steekproef van 100 000 werknemers voor het tweede kwartaal van 2000. De groep begunstigden omvat alle werknemers die dat kwartaal een werkbonus ontvingen die meer bedraagt dan nul. Voor elke groep kenmerken worden de verhoudingen weergegeven als percentages. Deze verhoudingen moeten vergeleken worden met die van de populatie van Belgische werknemers tussen 18 en 59 jaar voor dezelfde periode, in de laatste kolom.

Iets minder dan 43 000 werknemers ontvangen de werkbonus. Vrouwen zijn sterk vertegenwoordigd onder de begunstigden, net als arbeiders. Hun respectieve aandelen onder de begunstigden zijn veel hoger dan onder de populatie als geheel. Deze twee groepen omvatten een groter aandeel laagverloonde werknemers, wat verklaart waarom zij vaker begunstigden zijn van de werkbonus.

Jongere werknemers hebben ook vaker een laag loon. De groep jonger dan 25 jaar, een kleinere groep in de populatie, is goed voor bijna 30% van de begunstigden, terwijl ze minder dan 15% uitmaken van de werknemerspopulatie. Omgekeerd zijn werknemers ouder dan 55 jaar zeer weinig vertegenwoordigd in de groep begunstigden. Niet alleen heeft deze groep gemiddeld hogere lonen, maar de leeftijd is ook beperkt tot 59 jaar in onze steekproef. Vanaf de leeftijd van 60 jaar worden bepaalde types uittredingsgedrag meer uitgesproken, zoals brugpensioen, vervroegde pensionering, enz. Voor deze leeftijdsgroep is het daarom moeilijker om het effect van de werkbonus voor de bestudeerde indicatoren te isoleren.

Aangezien Vlaanderen een grotere werkende bevolking heeft dan de andere twee gewesten, zijn de begunstigden van de werkbonus verhoudingsgewijs vaker gedomicilieerd in Vlaanderen. Uit een vergelijking met de werknemerspopulatie blijkt echter dat Vlaanderen minder goed vertegenwoordigd is onder de begunstigden. Omgekeerd zijn Walen en Brusselaars beter vertegenwoordigd onder de begunstigden dan onder de werknemerspopulatie. Tot slot werken begunstigden van de werkbonus ook vaker deeltijds en behoren ze veel vaker tot de 'speciale' categorie.

Werkgevers van werknemers die de werkbonus ontvangen zijn er in alle maten, maar de kleinste werkgevers hebben verhoudingsgewijs meer begunstigden in dienst. In termen van bedrijfstakken zijn de werkgevers duidelijk meer geconcentreerd in de handel, onroerend goed en zakelijke dienstverlening, gezondheidszorg en maatschappelijke dienstverlening en horeca dan de werknemerspopulatie als geheel. De verwerkende industrie is ook sterk vertegenwoordigd, maar minder sterk dan voor de werknemerspopulatie als geheel, wat verklaard kan worden door de relatief hogere lonen in de industrie. Andere bedrijfstakken zoals de financiële activiteiten zijn extreem ondervertegenwoordigd. Het ontbreken van openbare diensten en onderwijs wordt verklaard door het feit dat de gebruikte gegevens geen betrekking hebben op de openbare sector.

De gemiddelde driemaandelijke vermindering van de persoonlijke socialezekerheidsbijdragen via de werkbonus bedraagt 58 euro. Dit bedrag is relatief laag en roept de vraag op of de maatregel effect kan hebben. In de volgende analyse testen we verschillende modellen om rekening te houden met de impact van zowel het in aanmerking komen als de hoogte van het toegekende bedrag.

Tabel 2 Kenmerken van de begunstigen van de werkbonus in de steekproef en in de RSZ-werknemerspopulatie in het tweede kwartaal van 2000 (in % tenzij anders vermeld)

Cohorte van 2000	Kenmerk	Steekproef van begunstigen	Werknemers populatie
Geslacht	Vrouwen	65,6	39,6
	Mannen	34,4	60,4
Type werknemer	Arbeiders	66,1	49,3
	Bedienden	33,9	50,7
Leeftijdscategorie	< 25 jaar	29,4	14,2
	25-40 jaar	48,1	52,4
	41-55 jaar	20,8	30,8
	>55 jaar	1,6	2,6
Gewest van woonplaats	Vlaanderen	59,7	64,2
	Wallonië	27,6	25,5
	Brussels Hoofdstedelijk Gewest	10,6	8,2
	Buitenland	2,1	2,1
Type prestatie	Voltijds	62,4	72,4
	Deeltijds	25,4	21,1
	Speciaal	12,2	6,4
Grootte van werkgever	< 5 werknemers	24,6	11,5
	5-19 werknemers	23,8	16,8
	20-100 werknemers	20,6	22,8
	101-999 werknemers	16,0	26,4
	≥ 1000 werknemers	15,0	22,5
Bedrijfstak NACE-BEL 21	Landbouw, jacht, bosbouw en visserij	2,2	1,1
	Winning van delfstoffen	0,0	0,2
	Verwerkende nijverheid	11,3	26,4
	Productie en distributie van elektriciteit, gas en water	0,0	0,7
	Bouwnijverheid	0,9	7,6
	Handel ⁶	25,9	17,9
	Horeca	16,0	4,2
	Transport, opslag en communicatie	4,0	5,6
	Financiële activiteiten	0,9	5,3
	Onroerende goederen, verhuur en diensten aan bedrijven	19,2	16,1
	Overheid	0,2	0,7
	Onderwijs	0,0	10,6
	Gezondheidszorg en maatsch. dienstverlening	12,4	3,6
Gemeenschaps-, sociale en persoonlijke diensten	6,9	0,1	
Gemiddeld arbeidsvolume per werknemer (als % van een voltijdse over het kwartaal)		61	81
Gemiddeld driemaandelijks voltijds equivalent brutoloon (euro)		3700	6140
Gemiddeld bedrag van de werkbonus over het kwartaal (euro)		58	10
Aantal individuen (nb)		42701	2328183

Bron: berekeningen van de auteurs, gegevens RSZ.

⁶ Deze bedrijfstak heet 'Groot- en detailhandel; reparatie van auto's, motorfietsen en huishoudelijke artikelen' in de NACE-BEL-classificatie.

5. Evaluatiemethodologie

5.1. Impactevaluatie

Het doel van de impactevaluatie is om het causale effect van een maatregel (zoals werkgelegenheidssteun) op de resultaatindicatoren te schatten. In onze studie zijn we geïnteresseerd in het causale effect van de werkbonus op indicatoren zoals de kans om aan het werk te blijven. Aangezien een groot aantal andere factoren een impact heeft op deze kans, zou het, om het causale effect te isoleren, idealiter nodig zijn om de situatie na toekenning van de bonus te vergelijken met een situatie die in alle opzichten identiek is, maar zonder de werkbonus. Deze tweede situatie wordt de contrafeitelijke situatie genoemd.

De methodologische moeilijkheid komt voort uit het feit dat deze contrafeitelijke situatie niet bestaat en daarom op zichzelf niet meetbaar is. De situatie die begunstigden zouden hebben ervaren zonder de maatregel kan immers niet worden waargenomen. De contrafeitelijke situatie moet dan worden geconstrueerd. Hiervoor wordt een controlegroep gebruikt die theoretisch identiek is aan de groep van begunstigden, met de uitzondering dat deze groep geen werkbonus ontvangt. Dankzij deze groep is het mogelijk om te veronderstellen wat er met de begunstigden zou zijn gebeurd als ze niet hadden kunnen profiteren van de werkbonus. Deze vergelijking tussen de behandelingsgroep (de begunstigden) en de controlegroep (de niet-begunstigden, die in alle andere opzichten sterk op elkaar lijken) maakt het mogelijk om de impact van de werkbonus te schatten, aangezien het enige verschil tussen de twee groepen de maatregel is.

In de praktijk is het essentieel dat deze twee groepen zoveel mogelijk overeenkomsten vertonen. Verschillende kenmerken tussen deze groepen zouden daarom een verschillende impact kunnen hebben op de indicator die van belang is. De schatting van de impact van de maatregel op de indicatoren die van belang zijn houdt het risico in dat ook deze andere effecten worden meegenomen en zou vertekend zijn. In het geval van de werkbonus is het moeilijk om vergelijkbare groepen te hebben omdat het brutoloon vrijwel het enige toekenningscriterium is. Zoals verderop in dit deel wordt uitgelegd, zijn er echter ook methoden om deze vertekening te beperken en de twee groepen beter vergelijkbaar te maken, zodat de impact van de maatregel beter kan worden geschat.

Nadat de twee groepen zijn gedefinieerd, passen we de difference-in-differences-methode toe die in deel 5.4 wordt beschreven. Via deze methode kan rekening worden gehouden met eventuele resterende verschillen en kan de impact van de maatregel worden geschat door de evoluties tussen de behandelingsgroep en de controlegroep te vergelijken. In onze studie worden de twee groepen vergeleken voor en na de periode waarin de maatregel werd ingevoerd, d.w.z. voor en na het jaar 2000.

5.2. Definitie van de behandelingsgroep en de controlegroep

Zoals uitgelegd in deel 4 profiteren sommige werknemers die in aanmerking zouden moeten komen niet van de werkbonus. Sommige van deze afwijkingen kunnen worden verklaard door de aard van onze gegevens. De werkbonus wordt bijvoorbeeld toegekend op basis van het maandelijks referteloon, terwijl onze gegevens op kwartaalbasis zijn. Voor kleine prestaties, bijvoorbeeld waarvan de duur

aanzienlijk korter is dan een volledig kwartaal of waarvan het arbeidsvolume zeer laag is, is onze schatting van het maandelijkse referteloan mogelijk niet nauwkeurig genoeg om het in aanmerking komen van werknemers correct vast te stellen. Het is ook mogelijk dat de maatregel niet wordt gebruikt, vooral in de opstartfase. Sommige werkgevers zouden de werkbonus niet aanvragen voor hun werknemers bijvoorbeeld omdat ze de maatregel niet kennen. Eerder werk (zie bijvoorbeeld Boucq en López Novella, 2018) heeft aangetoond dat maatregelen om de werkgeversbijdragen te verlagen non-take-upgraden hebben die niet gelijk zijn aan nul. Hoewel we geen gegevens hebben over dit fenomeen voor de werkbonus, is het niet onmogelijk dat sommige werkgevers de maatregel niet gebruiken hoewel hun werknemers er recht op hebben⁷.

Daarom werd beslist om alle rechthebbende werknemers als behandelingsgroep op te nemen, of ze nu wel of niet profiteren van de werkbonus. Onze studie schat daarom de impact van het in aanmerking komen voor de werkbonus op de indicatoren die van belang zijn. Deze aanpak, die zeer gebruikelijk is in de wetenschappelijke literatuur, staat bekend als 'intention-to-treat-evaluatie' (in plaats van behandelingsevaluatie) en bestaat dus uit het evalueren van de impact van de maatregel, niet op de begunstigden, maar op de groep waarop de maatregel is gericht, ongeacht of ze daadwerkelijk gebruik hebben gemaakt van de maatregel. De definitie van de behandelingsgroep in deze evaluatie en in het vervolg van de tekst verwijst daarom naar de groep rechthebbende werknemers en niet naar de begunstigden.

Idealiter lijkt de controlegroep zo goed mogelijk op de behandelingsgroep, met uitzondering van het recht op de werkbonus. De weinige groepen die vanaf het begin uitgesloten zijn van het voordeel van de werkbonus, zoals geneesheren in opleiding tot specialist of statutaire ambtenaren, zijn te specifiek om een adequate controlegroep te vormen. Afgezien van het loonniveau, bevat de werkbonus geen andere voorwaarde die het mogelijk maakt een groep niet-rechthebbende werknemers te identificeren die gelijken op de rechthebbende. Het probleem met het loonniveau als onderscheidend criterium is dat het kan leiden tot andere verschillen op de arbeidsmarkt. Het is bijvoorbeeld mogelijk dat wanneer de economische situatie verslechtert, werknemers met de laagste lonen gemakkelijker hun baan verliezen of hun arbeidsuren sterker verminderen. Daarom hebben we een controlegroep gekozen waarvan het loon zo dicht mogelijk bij dat van de rechthebbende werknemers aansluit.

Concreet vergelijkt deze evaluatie werknemers met een in aanmerking komend loon met werknemers die een loon boven de drempel hebben. Zoals uitgelegd in deel 2.2, kwamen werknemers met een voltijds equivalent bruto maandloon van maximum 1 313,84 euro in aanmerking in het tweede kwartaal van 2000. De behandelingsgroep die in deze evaluatie is opgenomen, bestaat uit werknemers met een driemaandelijks voltijds equivalent loon van maximum 3 941,52 euro. De behandelingsgroep bevat ook alleen werknemers met een driemaandelijks brutoloon van minstens 2 500 euro. De reden voor het uitsluiten van de lagere lonen uit de controlegroep is dat deze groep te specifiek is en niet meer vergelijkbaar zou zijn met de behandelingsgroep die bestaat uit werknemers met een loon boven de drempel om in aanmerking te komen voor de werkbonus.

De controlegroep die is gedefinieerd om vergelijkbaar te zijn met deze behandelingsgroep bestaat uit werknemers met, in het tweede kwartaal van 2000, een driemaandelijks voltijds equivalent brutoloon van meer dan 3 941,52 euro. Deze werknemers kwamen daarom niet in aanmerking voor de werkbonus.

⁷ Deze problemen worden geïllustreerd in bijlage 1.

Daarnaast, en om de vergelijkbaarheid met de behandelingsgroep te vergroten, werden alleen werknemers met een driemaandelijks loon van maximum 5 000 euro in aanmerking genomen.

Een andere mogelijkheid zou zijn geweest om rechthebbende werknemers die gebruik maken van de werkbonus te vergelijken met rechthebbende werknemers die dat niet doen. Deze optie zou leiden tot een aanzienlijke vertekening. Voor rechthebbende werknemers die de werkbonus niet ontvangen, komt dit waarschijnlijk omdat de werkgever niet de nodige stappen onderneemt. Het is ook aannemelijk dat deze groep zich minder bewust is van zijn rechten of minder in staat is om zijn werkgever te vragen deze stap te zetten. Uit de beschrijvende analyse blijkt (zie deel 4.1) dat bepaalde sectoren, zoals verkoop en horeca, oververtegenwoordigd zijn onder degenen die in aanmerking komen en de werkbonus niet ontvangen. Alles wijst er dus op dat de rechthebbende werknemers die geen gebruik maken van de werkbonus, een bepaalde groep met specifieke kenmerken vormen die de bestudeerde resultaatindicatoren kunnen beïnvloeden.

Aangezien het moeilijk is om in onze gegevens precies vast te stellen welke werknemers in aanmerking komen, zijn er gevoeligheidstests uitgevoerd over de definitie van deze groepen. Deze tests zorgen ervoor dat eventuele fouten bij het meten van het in aanmerking komen een beperkte invloed hebben op de resultaten. Om dit te doen, pasten we de minimum (maximum) loonvoorwaarde aan voor opname in de behandelingsgroep (controlegroep). Deze analyses werden uitgevoerd met verschillende loongrenzen om de groepen te definiëren en de resultaten waren elke keer vergelijkbaar. Daarnaast werden er twee parallelle analyses uitgevoerd met dezelfde methodologie maar met verschillende gegevens (zie deel 5.6).

5.3. Matching

Met de matchingmethode (zie, bijvoorbeeld, Caliendo en Kopeinig, 2008) kan men de behandelingsgroep en de controlegroep meer op elkaar laten lijken op het vlak van waargenomen kenmerken. Deze methode kent aan elk individu een gewicht toe naargelang van de kans dat hij/zij behoort tot de behandelingsgroep op basis van de waargenomen individuele kenmerken. Dat gewicht wordt ‘propensity score’ genoemd. In onze studie werd die methode uitgevoerd aan de hand van de procedure die wordt voorgesteld in Albanese en Cockx (2018).

Concreet betekent dit dat aan de individuen van de controlegroep die sterk (weinig) lijken op de individuen van de behandelingsgroep een groter (kleiner) gewicht wordt toegekend. Met de matchingmethode kunnen de behandelingsgroep en de controlegroep in evenwicht worden gebracht voordat de impact van de maatregel wordt gemeten. In combinatie met de difference-in-differences-methode (zie hieronder) wordt het effect van de bestudeerde maatregel nauwkeuriger geïsoleerd. Individuen in de behandelingsgroep krijgen een gewicht gelijk aan 1 om de groep te houden zoals waargenomen in de gegevens.

Om de propensity scores⁸ te berekenen, worden alle beschikbare werknemersspecifieke kenmerken in onze steekproef gebruikt (zie deel 4). De variabelen met het grootste gewicht in de kans om tot de

⁸ ‘Trimming’ maakt het mogelijk om individuen in de controlegroep met een propensity score aan de uitersten van de verdeling uit te sluiten van de analyse, omdat deze individuen anders te veel heterogeniteit en instabiliteit in de resultaten zouden veroorzaken. Individuen met een propensity score kleiner dan 0,1 of hoger dan 0,9 worden uitgesloten van de analyse. Nog

behandelingsgroep te behoren zijn arbeiders-/werknemersstatuut en het type prestatie. Werkgeversspecifieke variabelen, zoals het aantal werknemers en de activiteitensector, werden ook gebruikt. Tabel 3 toont de variabelen die uiteindelijk voor de matching werden geselecteerd en vergelekt de kenmerken van de controlegroep voor en na de toepassing van de matchingprocedure met de behandelingsgroep.

steeds in navolging van Albanese en Cockx (2018) worden de gewichten van de individuen in de controlegroep die zijn opgenomen in de analyse uiteindelijk genormaliseerd zodat ze een gemiddelde score hebben van 1.

Tabel 3 Vergelijking van behandelings- en controlegroepen met en zonder matchingprocedure (in % tenzij anders vermeld) - RSZ-steekproef loontrekkende werkgelegenheid in het tweede kwartaal van 2000

Cohorte van 2000	Kenmerk	Controlegroep voor matching	Controlegroep na matching	Behandelingsgroep
Geslacht	Vrouwen	46,0	67,9	67,5
	Mannen	54,0	32,1	32,5
Type werknemer	Arbeiders	65,4	62,6	64,0
	Bedienden	34,6	37,4	36,0
Leeftijdscategorie	< 25 jaar	22,3	30,0	30,2
	25-40 jaar	54,4	47,2	47,4
	41-55 jaar	21,8	21,1	20,8
	>55 jaar	1,5	1,7	1,7
Gewest van woonplaats	Vlaanderen	62,4	58,9	59,9
	Wallonië	26,6	28,2	27,5
	Brussels Hoofdstedelijk Gewest	8,7	10,6	10,2
	Buitenland	2,3	2,3	2,4
Grootte van werkgever	< 5 werknemers	13,5	25,4	25,9
	5-19 werknemers	20,4	23,6	23,7
	20-100 werknemers	24,3	20,3	30,0
	101-999 werknemers	20,8	16,7	16,4
	≥ 1000 werknemers	21,0	21,0	13,9
Bedrijfstak NACE-BEL 21	Verwerkende nijverheid	24,3	9,8	10,2
	Handel ⁹	22,3	24,4	25,7
	Horeca	4,8	17,8	17,4
	Onroerende goederen, verhuur en diensten aan bedrijven	22,2	18,2	18,1
	Gezondheidszorg en maatsch. dienstverlening	10,0	15,3	13,2
Type prestatie	Voltijds	62,4	40,0	39,9
	Deeltijds	25,4	48,3	48,8
	Speciaal	12,2	11,7	11,3
Gemiddeld arbeidsvolume per werknemer (als % van een voltijdse over het kwartaal)		76	65	59
Gemiddeld driemaandelijks voltijds equivalent brutoloon (euro)		4470	4380	3560
Aantal individuen		62573	59320	36801

Bron: berekeningen van de auteurs, RSZ-gegevens.

De tabel laat zien dat er zonder matching significante verschillen bestaan voor de meeste kenmerken tussen de controle- en behandelingsgroepen. Er waren duidelijke verschillen wat betreft geslacht (met een meer mannelijke controlegroep), leeftijd (een jongere controlegroep), type prestatie (meer voltijds in de controlegroep), grootte van de werkgever (groter in de controlegroep) en activiteitssector. Over het algemeen zijn de kenmerken van de behandelingsgroep dus minder gunstig voor het jobbehoud. De behandelingsgroep is ook veel meer vertegenwoordigd in de horeca en veel minder in de verwerkende industrie.

Matching brengt de twee groepen opnieuw in evenwicht zodat de kenmerken van de groepen in de laatste twee kolommen grotendeels overeenkomen. De uitzondering is de grootte van de werkgever, waar het verschil voor sommige categorieën groter wordt. In tegenstelling tot de andere criteria worden deze categorieën niet geïdentificeerd als belangrijk door de matchingprocedure, wat verklaart waarom ze minder goed in evenwicht zijn dan de andere (en zelfs waarom de verschillen groter worden). Aangezien het gemiddelde loon de variabele is die de behandelings- en controlegroep van elkaar onderscheidt, blijft het natuurlijk op een zeer verschillend niveau tussen de twee groepen, zelfs als het licht wordt beïnvloed. De andere variabelen waarvoor we de impact willen meten, zijn ook niet rechtstreeks opgenomen in de matchingprocedure. Dit verklaart waarom het niveau van arbeidsvolume significant verschillend blijft tussen de behandelingsgroep en de controlegroep na matching.

⁹ Zie voetnoot 8.

Tot slot moet worden opgemerkt dat de controlegroep oorspronkelijk meer individuen bevat dan de behandelingsgroep. Dit maakt het mogelijk om een betere controlegroep samen te stellen die meer lijkt op de behandelingsgroep. Het aantal uitgesloten personen (bijna 3 250 van de meer dan 65 000) blijft relatief laag vergeleken met de oorspronkelijke controlegroep.

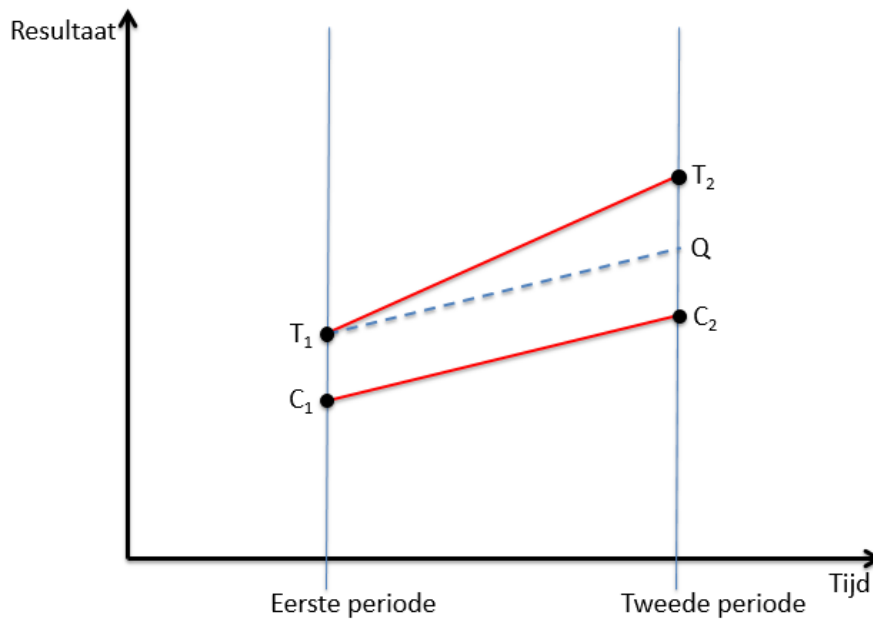
5.4. Difference-in-differences

Aangezien de matchingprocedure het mogelijk maakt om de behandelings- en controlegroepen uitsluitend op basis van waargenomen individuele kenmerken in onze gegevens in evenwicht te brengen, zouden verschillen op basis van niet-waargenomen kenmerken kunnen blijven bestaan. Niet-waargenomen kenmerken zoals motivatie of zelfvertrouwen kunnen bijvoorbeeld een invloed hebben op zowel de kans om tot de groep te behoren die in aanmerking komt voor de werkbonus (in plaats van de controlegroep met een hoger loon) als op de kans om aan het werk te blijven. Deze niet-waargenomen kenmerken kunnen een vertekening veroorzaken bij het schatten van de impact van de bonus op de bestudeerde indicatoren.

Om die moeilijkheid te verhelpen, wordt de zogenaamde difference-in-differences-methode gebruikt. Hierbij wordt de behandelingsgroep gedurende twee periodes – vóór en na de invoering van de maatregel – vergeleken met de controlegroep. Difference-in-differences neutraliseert verschillen tussen de twee groepen die constant zijn in de tijd, zoals motivatie. De evolutie in de tijd van de controlegroep wordt met andere woorden gebruikt als contrafeitelijke situatie voor de behandelingsgroep. De impact van de maatregel is het verschil tussen het resultaat dat zou worden waargenomen als de behandelingsgroep op dezelfde wijze was geëvolueerd als de controlegroep en het daadwerkelijk waargenomen resultaat.

Figuur 2 illustreert de difference-in-differences-methode. De behandelingsgroep (T) en controlegroep (C) worden gedurende twee periodes – vóór en na de invoering van de maatregel – geobserveerd. Gedurende de eerste periode zijn de indicatoren van belang van de twee groepen verschillend (afstand T_1C_1). Zonder de maatregel zou de behandelingsgroep zich op dezelfde manier hebben ontwikkeld als de controlegroep, wat tot punt Q zou hebben geleid. De afstand QT_2 vertegenwoordigt het effect van de maatregel.

Figuur 2 Illustratie van de difference-in-differences-methode



Om de impact van een maatregel onvertekend te kunnen meten, moeten bij dit type modellering bepaalde hypothesen worden gecontroleerd. De belangrijkste hypothese is dat de behandelingsgroep en de controlegroep door de tijd heen ‘parallele trends’ laten optekenen. De groepen kunnen verschillend zijn, maar ze moeten op gelijkaardige wijze evolueren in de tijd, vooral omdat ze beïnvloed worden door de conjunctuur of andere schokken die zich hebben voorgedaan tijdens de bestudeerde periode. Bovendien moeten de groepen homogeen blijven door de tijd heen. Als de samenstelling van de groepen zou veranderen, zou dat ook het meten van de impact van de maatregel ongeldig maken.

Er wordt een ‘placebo’-analyse gebruikt om de veronderstelling van parallelle trends te valideren. Deze analyse omvat het uitvoeren van dezelfde oefening voor en na voor twee periodes voorafgaand aan de uitvoering van de maatregel. In het geval van de bonus hebben we de jaren 1997 en 1998 gebruikt, met dezelfde definities van controle- en behandelingsgroepen¹⁰. Het idee is dat bij afwezigheid van een werkbonus tijdens deze periode, de groepen op dezelfde manier zouden evolueren en er geen significant verschil tussen hen zou blijken uit deze analyse. Een niet-significante impact valideert daarom de hypothese van parallelle trends. In ons geval kan deze hypothese met de ‘placebo’-analyse niet worden gevalideerd en is er dus ondanks de matching sprake van een gedifferentieerd trendeffect. Dit is waarschijnlijk te wijten aan het feit dat verschillen in loonniveau zorgen voor verschillende ontwikkelingen tussen de controle- en behandelingsgroepen. In het geval van een gedifferentieerde trend moet de difference-in-differences worden gecorrigeerd om te voorkomen dat er een vertekend effect wordt geschat. Om dit te doen, hebben we een trendparameter in de vergelijking geïntroduceerd (zoals gepresenteerd in deel 5.5). Deze extra parameter maakt het mogelijk om de verschillen in trends te schatten en de impact van de bestudeerde maatregel te isoleren. Dit is gedaan volgens de procedure van Albanese en Cockx (2018).

¹⁰ De bedragen van de vermindering van de persoonlijke bijdragen en het loon in de toekenningsvoorwaarden zijn gedeflatteerd met behulp van de jaarlijkse gezondheidsindex.

5.5. Geschat model

Er zijn drie resultaatindicatoren geselecteerd om de impact van de werkbonus te analyseren. Aangezien de RSZ-gegevens betrekking hebben op verloonde werkgelegenheid, richten de indicatoren zich daarop. Het is bijvoorbeeld niet mogelijk om onze gegevens te gebruiken om de overstap van werkloosheid naar werk te analyseren. Alleen een analyse op basis van gegevens van de Kruispuntbank van de Sociale Zekerheid (KSZ), die werkloosheids- en werkgelegenheidsgegevens verzamelt, zou het mogelijk maken om de impact van de werkbonus op de activering van werklozen te analyseren.

De in aanmerking genomen resultaatindicatoren zijn de kans om aan het werk te blijven, de evolutie van het arbeidsvolume en het brutoloon. Om de impact van de werkbonus op deze indicatoren te schatten, worden gegevens over de periode 1997-2002 gebruikt¹¹. De analyse heeft daarom betrekking op drie jaar voor en na de invoering van de maatregel. De modellen worden geschat op basis van gegevens voor het tweede kwartaal van het jaar.

De eerste indicator die in deze evaluatie wordt gebruikt, is de kans om een jaar later nog aan het werk te zijn (inclusief bij een nieuwe werkgever). Deze indicator maakt het mogelijk om vast te stellen of de werkbonus een stimulans is om aan het werk te blijven. Een positieve impact zou erop wijzen dat de werkbonus een van zijn doelstellingen bereikt, aangezien hij bedoeld is als stimulans om te werken.

De tweede indicator heeft betrekking op het arbeidsvolume. Dit is de evolutie van het arbeidsvolume tussen het jaar in kwestie (jaar t) en het voorgaande jaar ($t-1$)¹². De gebruikte variabele geeft een idee van de mate van tewerkstelling tijdens het kwartaal. Er kan echter geen onderscheid worden gemaakt tussen enerzijds het deel van het kwartaal waarin arbeid is verricht en anderzijds het percentage van de wekelijkse arbeidstijd dat is verricht ten opzichte van een voltijdse tewerkstelling. Een voltijdse werknemer die de helft van het kwartaal heeft gewerkt en een halftijdse werknemer die het volledige kwartaal heeft gewerkt, hebben allebei een arbeidsvolume van 50% in onze gegevens. Op zich zijn de twee dimensies interessant voor het bestuderen van de werkbonus, die zowel tot doel heeft mensen aan te moedigen om te werken als om meer te werken. Bovendien maken andere variabelen in de databank het mogelijk om te identificeren of een werknemer voltijds of deeltijds werkt.

Om problemen van omgekeerde causaliteit te vermijden, werd de evolutie in plaats van het niveau van deze variabele gebruikt in de schattingen. Dit komt omdat een hoger arbeidsvolume ook leidt tot een hoger niveau van de werknemersbijdragevermindering bij de berekening van de werkbonus. Aangezien het bedrag van de bonus rechtstreeks gekoppeld is aan het arbeidsvolume, is de schatting van de impact van de bonus waarschijnlijk vertekend. Het gebruik van de evolutie van deze indicator vermindert deze endogeniteit. Bovendien wordt de impact geschat door alleen rekening te houden met het bedrag van de werkbonus in jaar t , die op zichzelf geen impact kan hebben op het referentieloon in $t-1$.

De derde en laatste bestudeerde indicator is het loon. Deze indicator geeft aan of de werkbonus de brutoloonontwikkeling in de behandelingsgroep niet heeft afgeremd. Net als bij het arbeidsvolume,

¹¹ Voor resultaatindicatoren die jaarlijkse evoluties vereisen, zoals arbeidsvolume en loon, is de analyseperiode beperkter en loopt van 1998 tot 2002.

¹² Aangezien het eerste jaar dat beschikbaar is in de gegevens 1997 is, is het niet mogelijk om de evolutie tussen 1996 en 1997 te bestuderen.

wordt het niveau van het brutoloon gebruikt om het bedrag van de werkbonus te berekenen. Een hoger uurloon leidt automatisch tot een lagere vermindering. Om problemen van omgekeerde causaliteit te vermijden, verwijzen we naar de evolutie van het brutoloon tussen het beschouwde jaar en het voorgaande jaar.

Voor elk van deze indicatoren wordt de volgende vergelijking geschat voor de periode 1998-2002:

$$Y_{it} = \alpha + \beta_1 X_{it} + \sum_{t=2000}^{2002} \gamma_t Jaar_t + \beta_2 Behandeling_{it} + \beta_3 Trend_{it} + \beta_4 Traitement_{it} * Trend_{it} + \sum_{t=2000}^{2002} \delta_t Impact_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

- met Y_{it} , die overeenkomt met een van de drie bestudeerde indicatoren voor individu i tijdens het tweede kwartaal van jaar t . Dit zijn de voorwaardelijke kans om een jaar later nog steeds te werken (in $t+1$), de loonontwikkeling in procent tussen t en $t-1$ (lopende prijzen) en de procentuele verandering in het arbeidsvolume tussen t en $t-1$;
- X_{it} , een vector van individuele kenmerken. Het betreft de variabelen die zijn gepresenteerd in deel 4 hierboven¹³. Deze kenmerken omvatten werknemersspecifieke variabelen zoals leeftijd, statuut (arbeider of bediende), arbeidsregime, gewest van woonplaats en geslacht, maar ook werkgeversspecifieke kenmerken zoals activiteitensector of aantal werknemers;
- $Jaar_t$, een binaire variabele die gelijk is aan 1 voor het jaar t . Deze variabelen worden alleen opgenomen voor de jaren na de invoering van de werkbonus. Samen vormen ze de parameter die wordt geïntroduceerd door de difference-in-differences-methode, die het mogelijk maakt om te controleren voor verschillen tussen de perioden voor en na de invoering van de werkbonus;
- $Behandeling_{it}$, binaire variabele gelijk aan 1 als de werknemer in de behandelingsgroep zit en gelijk aan 0 als de werknemer in de controlegroep zit. Dit is de tweede parameter die wordt geïntroduceerd door de difference-in-differences-methode, die het mogelijk maakt om te controleren voor constante verschillen in de tijd tussen de twee groepen;
- $Trend_{it}$, een variabele die de onderscheiden evoluties tussen de groepen tijdens de periode beoogt vast te leggen en die gelijk is aan -1 voor 1998, 0 voor 1999, 1 voor 2000, 2 voor 2001 en 3 voor 2002;
- $Impact_{it}$, de interactie tussen de variabelen Jaar en Behandeling. Het is de variabele die van belang is om de impact van de werkbonus te schatten met behulp van de difference-in-differences-methode. Voor de analyse van de kans om een jaar later nog steeds aan het werk te zijn, komt deze variabele overeen met het bedrag waarvoor de werknemer in aanmerking komt. Dit is niet mogelijk voor de andere twee indicatoren van belang, gezien de endogeneiteitsproblemen (zie hierboven). Voor het arbeidsvolume en het brutoloon gaat het dus om een binaire variabele die alleen de waarde 1 aanneemt voor werknemers die in aanmerking komen voor de werkbonus tijdens de periode na de invoering van de maatregel;
- α een constante en ε_{it} de foutterm.

¹³ Tabel A2 in de bijlage presenteert de resultaten van één van de geschatte vergelijkingen, inclusief alle gebruikte controlevariabelen.

Aangezien de eerste indicator een waarschijnlijkheid is, wordt een logit-model gebruikt om deze te schatten. Voor de andere twee wordt een OLS-regressie geschat. Deze schattingen werden gemaakt met behulp van STATA 15.0 software en de individuele gewichten werden geschat met behulp van de matchingmethode.

5.6. Gevoeligheidsanalyse

Om de gevoeligheid van de resultaten te testen, werden twee analyses uitgevoerd op basis van verschillende steekproeven. Het vergelijken van de resultaten van deze twee analyses zorgt ervoor dat de resultaten stabiel en robuust zijn.

De eerste en belangrijkste analyse is gebaseerd op transversale gegevens. Ze is gebaseerd op willekeurige steekproeven die jaarlijks zijn getrokken in de periode 1997-2002. Voor elk van deze zes jaren wordt een steekproef van 100 000 werknemers tussen 18 en 59 jaar getrokken uit alle werknemers die in het tweede kwartaal bij de RSZ geregistreerd stonden en een bruto kwartaalloon tussen 2 500 en 5 000 euro hadden.

De tweede analyse is gebaseerd op longitudinale gegevens. Ze is gebaseerd op een steekproef van 100 000 werknemers die in het tweede kwartaal van 1997 bij de RSZ zijn aangegeven. Deze steekproef werd willekeurig getrokken onder alle werknemers tussen 18 en 59 jaar met een bruto kwartaalloon tussen 2 500 en 5 000 euro. Deze werknemers worden vervolgens tot 2003 jaarlijks gevolgd.

Het nadeel van transversale analyse is dat het niet dezelfde werknemers zijn die gedurende de hele periode worden gevolgd. Daardoor kunnen er in de loop van de tijd veranderingen optreden in de samenstelling van de twee vergelijkingsgroepen, wat de schatting van de impact van de werkbonus zou kunnen vertekenen. Aan de andere kant heeft een longitudinale analyse het voordeel dat dezelfde individuen over de hele periode worden gevonden en dat eventuele veranderingen in samenstelling die de twee groepen verschillend zouden kunnen beïnvloeden, worden vermeden. Een groot nadeel is echter dat er na verloop van tijd waarschijnlijk een vertekening door verloop optreedt. Het is waarschijnlijk dat meer werknemers in de behandelingsgroep tijdens de bestudeerde periode hun baan zullen opzeggen. Deze groep zal geleidelijk alleen nog bestaan uit werknemers die meer dan anderen geneigd zijn om te blijven werken om andere redenen dan de werkbonus. De resultaten van de transversale analyse worden voorgesteld in deel 6, terwijl die van de panelanalyse werden gebruikt als robuustheidstest en worden voorgesteld in de bijlage.

6. Resultaten

In dit deel presenteren we de resultaten die zijn verkregen met behulp van de modellering in deel 5.5. Ter herinnering, drie resultaatindicatoren worden onderzocht: de kans om een jaar later aan het werk te zijn, de evolutie van het arbeidsvolume en van het brutoloon. Voor elk van deze indicatoren worden drie coëfficiënten gerapporteerd die de impact van de werkbonus meten. Ze komen respectievelijk overeen met de drie cohorten van werknemers die in aanmerking komen voor de werkbonus en die in de analyse zijn opgenomen, d.w.z. werknemers die werk hadden tijdens het tweede kwartaal van 2000, 2001 en 2002. Tot slot mag niet worden vergeten dat de resultaten betrekking hebben op de impact van het in aanmerking komen of het gerechtigde bedrag. Het gaat dus om een aanpassing van de gemiddelde impact voor de behandelde personen (ATT, average effect of treatment on the treated).

6.1. Kans om een jaar later aan het werk te zijn

De eerste indicator die geanalyseerd wordt, is de kans dat men één jaar na het recht op de werkbonus nog aan het werk is. In theorie zou de werkbonus deze kans moeten verhogen, omdat werknemers hierdoor een hoger netto-inkomen hebben. Werk zou dus beter worden betaald en het verschil met een sociale uitkering wordt groter.

Om de impact van de werkbonus op deze kans te schatten, is de analyse in dit deel gebaseerd op alle rechthebbende werknemers in de steekproef. De geschatte impact is daarom een gemiddelde impact voor al deze werknemers. De verschillende impact per groep werknemers wordt hieronder in deel 6.4 getoond.

De impact is geschat door het bedrag te nemen waar werknemers recht op hebben. Deze benadering betekent dat het bedrag van de werkbonus in de schatting kan worden opgenomen. Om de interpretatie van de coëfficiënten verkregen door het schatten van een niet-lineair model te vergemakkelijken, worden de marginale effecten weergegeven.

Tabel 4 hieronder laat zien dat de werkbonus een significant positief effect heeft op de kans om aan het werk te blijven. Deze kans zou gemiddeld stijgen met ongeveer 0,045 procentpunt wanneer de werkbonus met één euro stijgt, ongeacht de onderzochte cohorte.

Tabel 4 Impact van de werkbonus op de kans om een jaar later aan het werk te zijn - marginaal effect van een extra euro in het bedrag waar men recht op heeft, in procent
Jaarlijks geschatte coëfficiënten op basis van de cohorten 1997-2002

Jaar	Impact	z-stat	Betrouwbaarheidsinterval (95%)
2000	0,00045***	8,73	[0,00035; 0,00055]
2001	0,00044***	47,35	[0,00042; 0,00045]
2002	0,00049***	40,55	[0,00046; 0,00051]

*, ** en *** stemmen respectievelijk overeen met significantieniveaus van 10, 5 en 1%

Bron: RSZ-gegevens, berekeningen FPB.

6.2. Evolutie van het arbeidsvolume

De tweede onderzochte indicator is het arbeidsvolume. Rechthebbende werknemers aanmoedigen om hun arbeidsvolume te verhogen, is een van de doelstellingen van de werkbonus. Het voordeel wordt zo berekend dat hoe langer een in aanmerking komende deeltijdse werknemer werkt, hoe groter de verlaging is van de persoonlijke socialezekerheidsbijdragen.

Aangezien het arbeidsvolume echter een van de factoren is waarmee rekening wordt gehouden bij de berekening van het bedrag van de werkbonus, kan voor deze indicator alleen het effect van het in aanmerking komen worden geschat en niet het bedrag. Bovendien wordt de impact geschat op het groeipercentage van het arbeidsvolume tussen het beschouwde jaar en het voorgaande jaar, om elk probleem van omgekeerde causaliteit te vermijden. De coëfficiënten tonen het gemiddelde effect van het in aanmerking komen op het groeipercentage van het arbeidsvolume voor alle rechthebbende werknemers.

De resultaten in tabel 5 tonen aan dat het in aanmerking komen voor de werkbonus geen significant effect heeft op het arbeidsvolume voor de cohorten 2000 en 2001. Een positief en miniem significant effect verschijnt voor de cohorte 2002. Bijgevolg zou de werkbonus het arbeidsvolume van de rechthebbenden in dat kwartaal met 2,3% doen toenemen¹⁴. Het feit dat de werkbonus vrijwel geen significante impact heeft gehad op de evolutie van het arbeidsvolume zou te wijten kunnen zijn aan het feit dat de verminderingbedragen gemiddeld laag blijven. Het gemiddelde verminderingbedrag van de werknemersbijdragen dat werknemers in de rechthebbende groep ontvingen, bedroeg ongeveer 65 euro voor dit kwartaal. Ter vergelijking: hun gemiddeld bruto kwartaalloon bedroeg ongeveer 2 150 euro. Een andere hypothese is een vertraging in de bekendheid van de maatregel bij de werknemers. Naarmate de bonus meer bekendheid krijgt, kunnen werknemers hun gedrag aanpassen, wat zou verklaren waarom het effect pas twee jaar na de uitvoering duidelijk werd. Ten slotte, de analyses per subgroep hieronder laten toe het resultaat beter te begrijpen.

Tabel 5 Impact van de werkbonus op de jaarlijkse groei van het arbeidsvolume
Jaarlijks geschatte coëfficiënten op basis van de cohorten 1997-2002

Jaar	Impact	z-stat	Betrouwbaarheidsinterval (95%)
2000	-0,004	-0,53	[-0,022; 0,013]
2001	0,015	0,18	[-0,015; 0,018]
2002	0,023*	1,92	[-0,001; 0,005]

*, ** en *** stemmen respectievelijk overeen met significantieniveaus van 10, 5 en 1%
Bron: RSZ-gegevens, berekeningen FPB.

6.3. Loonontwikkeling

De derde en laatste bestudeerde indicator is de loonontwikkeling. Meer specifiek de ontwikkeling van het bruto kwartaalloon tussen het jaar t-1 en t als percentage van het bruto kwartaalloon in t-1. Deze ontwikkeling wordt berekend voor het tweede kwartaal van elk jaar gedurende de periode 1998-2002. De definitie van het brutoloon komt overeen met het basisloon van de RSZ en omvat geen premies of vakantiegeld voor arbeiders.

De werkbonus heeft geen rechtstreekse invloed op het brutoloon, maar wel op het nettoloon, doordat de persoonlijke socialezekerheidsbijdragen die werknemers moeten betalen verminderen. De schatting

¹⁴ Alle resultaten van deze regressie staan in tabel A2 in de bijlage.

maakt het mogelijk om vast te stellen of de stijging van het nettoloon de ontwikkeling van het brutoloon afremt. In dat geval zou een deel van de vermindering van de persoonlijke socialezekerheidsbijdragen ten goede komen aan de werkgevers. Omdat ze weten dat hun werknemers een hoger nettoloon ontvangen dankzij de werkbonus, kunnen ze proberen om hun brutoloon minder snel te verhogen.

Net als bij het arbeidsvolume en om het endogeniteitsprobleem te compenseren, is het geschatte effect dat van het in aanmerking komen voor de werkbonus op de loonontwikkeling. De geschatte coëfficiënten meten de gemiddelde impact van het in aanmerking komen voor een uitkering voor alle rechthebbende werknemers in de geanalyseerde steekproef.

De resultaten in de onderstaande tabel 6 tonen dat de werkbonus de groei van de brutolonen voor rechthebbende werknemers effectief heeft afgeremd. Voor elk van de drie jaren zijn de coëfficiënten negatief en significant op een 1%-niveau. In het eerste jaar, in 2000, zagen rechthebbende werknemers hun loon voor het eerst 1% minder snel stijgen dan wanneer ze niet in aanmerking waren gekomen. De impact blijft dus beperkt en is niet groter dan de stijging van het nettoloon die rechtstreeks voortvloeit uit de werkbonus. Dezelfde groep rechthebbende werknemers ontving gemiddeld iets meer dan 60 euro aan werkbonus in het tweede kwartaal van 2000, of iets minder dan 3% van hun gemiddelde brutoloon.

Tabel 6 Impact van de werkbonus op de jaarlijkse groei van het bruto kwartaalloon
Jaarlijks geschatte coëfficiënten op basis van de cohorten 1997-2002

Jaar	Impact	z-stat	Betrouwbaarheidsinterval (95%)
2000	-0,010***	-6,10	[-0,013; -0,007]
2001	-0,011***	-5,89	[-0,015; -0,008]
2002	-0,007***	-2,59	[-0,012; -0,002]

*, ** en *** stemmen respectievelijk overeen met significantieniveaus van 10, 5 en 1%
Bron: RSZ-gegevens, berekeningen FPB.

De daling van de groei blijft stabiel in 2001 en is iets lager in 2002. Het feit dat werkgevers een deel van de verlaging van de persoonlijke socialezekerheidsbijdragen vangen door de stijging van het brutoloon van hun werknemers af te remmen, wordt dus bevestigd voor elk van de eerste drie jaren van de invoering van de werkbonus.

6.4. Analyses per subgroep

De impact van de werkbonus op elk van de drie indicatoren werd ook afzonderlijk geanalyseerd voor verschillende groepen werknemers¹⁵. Deze analyse stelt ons in staat om vast te stellen of bepaalde groepen meer door de maatregel worden getroffen dan andere, in welk geval het de moeite waard kan zijn om een maatregel op een beperkte groep werknemers te richten. Een andere optie is om de maatregel te verbeteren door rekening te houden met deze heterogene effecten en bijvoorbeeld flexibeler te maken in termen van modaliteiten, afhankelijk van het profiel van de werknemer.

Analyses per geslacht, leeftijdscategorie en per type prestatie leverden heterogene resultaten op en worden hieronder gepresenteerd. Voor het type werknemer (arbeider of bediende) en het gewest van woonplaats zijn er echter weinig verschillen gevonden. Het lijkt er niet op dat de werkbonus een verschillend

¹⁵ Vanwege het soms beperkte aantal werknemers voor de verschillende cohorten wanneer deze in subgroepen worden verdeeld, en de instabiliteit die dit met zich meebrengt voor matching, blijven de gewichten die in heterogene analyses worden gebruikt de gewichten die worden geschat op basis van de groep als geheel.

effect had op werknemers naargelang ze in Wallonië, Vlaanderen of het Brussels Gewest woonden. Ook de impact van de werkbonus op de drie geanalyseerde indicatoren verschilt weinig tussen arbeiders en bedienden.

6.4.1. Verschillen naar geslacht

Tabel 7 toont dat de impact van het bedrag van de werkbonus op de kans dat men een jaar later nog aan het werk is positief is zowel voor vrouwen als voor mannen. De werkbonus had een iets grotere impact op deze kans voor vrouwen.¹⁶ Het verschil was het duidelijkst in 2001, maar was ook significant in 2002. Vrouwen zijn daarom iets gevoeliger geweest voor de fiscale stimulans die uitgaat van de verlaging van de persoonlijke socialezekerheidsbijdragen.

Tabel 7 Impact van de werkbonus op de kans om een jaar later aan het werk te zijn - marginaal effect van een extra euro in het bedrag waar men recht op heeft
Jaarlijks geschatte coëfficiënten op basis van de cohorten 1997-2002

Geslacht	Jaar	Impact	z-stat	Betrouwbaarheidsinterval (95%)
Vrouwen	2000	0,00044***	21,5	[0,00040; 0,00049]
	2001	0,00048***	19,9	[0,00043; 0,00052]
	2002	0,00046***	11,1	[0,00043; 0,00061]
Mannen	2000	0,00045***	24,1	[0,00042; 0,00049]
	2001	0,00037***	34,1	[0,00035; 0,00039]
	2002	0,00044***	20,2	[0,00039; 0,00048]

*, ** en *** stemmen respectievelijk overeen met significantieniveaus van 10, 5 en 1%
Bron: RSZ-gegevens, berekeningen FPB.

Wat het arbeidsvolume betreft, lijkt de stimulans ook iets beter te hebben gewerkt voor vrouwen. Deel 6.2 toont dat het arbeidsvolume licht werd gestimuleerd door de werkbonus voor de groep van recht-hebbende werknemers als geheel, maar enkel voor het jaar 2002. De onderstaande tabel 8, uitgesplitst naar geslacht, laat zien dat de positieve effecten alleen betrekking hebben op vrouwen. In aanmerking komen voor de werkbonus verhoogt de jaarlijkse groei van hun arbeidsvolume met bijna 2%. Hoewel de coëfficiënt ook positief is voor mannen in 2002 (0,032), is deze niet significant. Het is belangrijk om te onthouden dat deze coëfficiënt wordt berekend voor alle in aanmerking komende mannen en geen rekening houdt met de hoogte van het gerechtigde bedrag. Voor mannen is de coëfficiënt nog significant maar negatief voor het jaar 2000 (-0,026). Hoewel het verrassend is, is dit negatieve effect niet uniek; het is ook het geval voor oudere werknemers (zie volgende deel). Voor mannen is dit negatieve effect op het arbeidsvolume echter tijdelijk en wordt het nihil (niet-significante coëfficiënt) voor de cohorten 2001 en 2002.

Tabel 8 Impact van de werkbonus op de jaarlijkse groei van het arbeidsvolume
Jaarlijks geschatte coëfficiënten op basis van de cohorten 1997-2002

Geslacht	Jaar	Impact	z-stat	Betrouwbaarheidsinterval (95%)
Vrouwen	2000	0,005	0,43	[-0,017; 0,026]
	2001	0,005	1,22	[-0,003; 0,014]
	2002	0,019**	2,05	[0,001; 0,038]
Mannen	2000	-0,026**	-2,50	[-0,046; -0,005]
	2001	-0,007	-0,42	[-0,040; 0,026]
	2002	0,032	1,26	[-0,018; 0,008]

*, ** en *** stemmen respectievelijk overeen met significantieniveaus van 10, 5 en 1%
Bron: RSZ-gegevens, berekeningen FPB.

¹⁶ Alle verschillen in alle tabellen in dit deel werden getest om te zien of ze significant waren, maar alleen de verschillen die significant waren worden besproken.

Tot slot is de jaarlijkse groei van het brutoloon voor beide groepen neerwaarts beïnvloed door de werkbonus. Het enige significante verschil tussen de respectieve coëfficiënten van de twee geslachten voor hetzelfde jaar is dat voor 2001.

Tabel 9 Impact van de werkbonus op de jaarlijkse groei van het bruto kwartaalloon
Jaarlijks geschatte coëfficiënten op basis van de cohorten 1997-2002

Geslacht	Jaar	Impact	z-stat	Betrouwbaarheidsinterval (95%)
Vrouwen	2000	-0,011***	-2,90	[-0,018; -0,004]
	2001	-0,010***	-5,59	[-0,013; -0,006]
	2002	-0,007***	-2,84	[-0,013; -0,002]
Mannen	2000	-0,008***	-3,25	[-0,013; -0,003]
	2001	-0,017***	-5,80	[-0,023; -0,011]
	2002	-0,009**	-2,36	[-0,018; -0,002]

*, ** en *** stemmen respectievelijk overeen met significantieniveaus van 10, 5 en 1%

Bron: RSZ-gegevens, berekeningen FPB.

6.4.2. Verschillen naar leeftijd

Om het effect van het in aanmerking komen voor de werkbonus naar leeftijd te kunnen analyseren, werd de groep van in aanmerking komende werknemers in drie leeftijdscategorieën verdeeld; de min 25-jarigen, de 49-plussers en de anderen. Een meer beperkt aantal categorieën gebruiken (in vergelijking met de hierboven gepresenteerde beschrijvende analyses) zorgt ervoor dat er genoeg individuen overblijven in elke categorie en dat de leesbaarheid van de resultatengemakkelijker is.

Tabel 10 toont de impact van het bedrag van de werkbonus op de kans dat men een jaar later nog aan het werk is volgens leeftijdscategorie. Voor elk van de drie leeftijdsgroepen is er een positieve impact op de kans om nog steeds aan het werk te zijn. De stimulans heeft het beste gewerkt voor de jongere werknemers die over het algemeen minder jobstabiliteit hebben. De coëfficiënten voor de groep oudere werknemers zijn ook positief. Het kan zijn dat de bonus deze werknemers aanmoedigt om hun pensioen uit te stellen. We moeten echter opmerken dat deze laatste groep minder talrijk is en speciaal is: deze werknemers hebben lage lonen, ook al zijn ze aan het eind van hun loopbaan.

Tabel 10 Impact van de werkbonus op de kans om een jaar later aan het werk te zijn - marginaal effect van een extra euro in het bedrag waar men recht op heeft
Jaarlijks geschatte coëfficiënten op basis van de cohorten 1997-2002

Leeftijdscategorie	Jaar	Impact	z-stat	Betrouwbaarheidsinterval (95%)
< 25 jaar	2000	0,00065***	21,9	[0,00059; 0,00071]
	2001	0,00047***	13,2	[0,00040; 0,00054]
	2002	0,00056***	21,5	[0,00051; 0,00061]
≥ 25 en < 50 jaar	2000	0,00037***	25,4	[0,00034; 0,00040]
	2001	0,00043***	11,7	[0,00035; 0,00050]
	2002	0,00047***	17,2	[0,00041; 0,00052]
≥ 50 jaar	2000	0,00049***	10,1	[0,00039; 0,00058]
	2001	0,00049***	11,9	[0,00041; 0,00057]
	2002	0,00055***	11,9	[0,00046; 0,00064]

*, ** en *** stemmen respectievelijk overeen met significantieniveaus van 10, 5 en 1%

Bron: RSZ-gegevens, berekeningen FPB.

Tabel 11 hieronder toont de impact van de bonus op de evolutie van het arbeidsvolume per leeftijdscategorie. Voor deze indicator verschilt deze impact sterk naargelang de leeftijdsgroep. Terwijl de twee jongere categorieën weinig beïnvloed lijken te zijn (geen significante coëfficiënt), is de derde categorie in elk bestudeerd jaar beïnvloed. De jaarlijkse groei van het arbeidsvolume voor rechthebbende werknemers van 50 jaar of ouder is de afgelopen drie jaar zelfs negatief beïnvloed. In 2000 daalde dit

groecijfer met bijna 5% door de werkbonus. Deze impact bedroeg -7,6% in 2001 en ongeveer -4% in 2002. We mogen niet vergeten dat de groep oudere werknemers die in aanmerking komt ondanks het feit dat ze aan het einde van hun loopbaan zijn, een meer beperkte en specifieke groep is. Gezien de resultaten is het waarschijnlijk dat deze werknemers van de stijging van hun nettoloon zullen profiteren om minder te gaan werken ten opzichte van hun situatie vóór de werkbonus.

Tabel 11 Impact van de werkbonus op de jaarlijkse groei van het arbeidsvolume
Jaarlijks geschatte coëfficiënten op basis van de cohorten 1997-2002

Leeftijdscategorie	Jaar	Impact	z-stat	Betrouwbaarheidsinterval (95%)
< 25 jaar	2000	-0,003	-0,09	[-0,059; 0,054]
	2001	0,037	0,93	[-0,040; 0,113]
	2002	0,039	0,78	[-0,060; 0,139]
≥ 25 en < 50 jaar	2000	-0,001	-0,10	[-0,025; 0,022]
	2001	-0,008	-0,67	[-0,032; 0,016]
	2002	0,019	1,08	[-0,016; 0,054]
≥ 50 jaar	2000	-0,048***	-3,32	[-0,076; -0,019]
	2001	-0,076***	-3,78	[-0,115; -0,036]
	2002	-0,039*	-1,68	[-0,086; 0,007]

*, ** en *** stemmen respectievelijk overeen met significantieniveaus van 10, 5 en 1%
Bron: RSZ-gegevens, berekeningen FPB.

Er zijn ook duidelijke verschillen tussen leeftijdsgroepen wat betreft de impact van de werkbonus op de evolutie van het brutoloon. Tabel 12 hieronder toont dat de twee jongere groepen minder beïnvloed zijn door de werkbonus. Voor elk van de twee groepen is slechts één van de jaarlijkse coëfficiënten significant. Aan de andere kant is de groep oudere rechthebbende werknemers elk jaar kleiner geworden. Alle drie de coëfficiënten zijn significant negatief. In 2000 daalde de jaarlijkse groei van het brutoloon van deze werknemers met 2,5%. Voor de volgende twee jaar bedraagt deze vermindering 3%. Dit kan niet worden verklaard door de evolutie van het arbeidsvolume, aangezien deze evolutie wordt berekend in termen van voltijds equivalent loon. Het lijkt daarom waarschijnlijker dat dit wordt verklaard door een reactie van de werkgevers van deze werknemers.

Tabel 12 Impact van de werkbonus op de jaarlijkse groei van het brutoloon
Jaarlijks geschatte coëfficiënten op basis van de cohorten 1997-2002

Leeftijdscategorie	Jaar	Impact	z-stat	Betrouwbaarheidsinterval (95%)
< 25 jaar	2000	-0,006	-6,10	[-0,015; 0,002]
	2001	-0,014**	-2,40	[-0,025; -0,003]
	2002	-0,012	-1,64	[-0,027; 0,002]
≥ 25 en < 50 jaar	2000	-0,010***	-2,64	[-0,017; -0,003]
	2001	-0,008	-1,57	[-0,018; 0,002]
	2002	-0,002	-0,35	[-0,015; 0,010]
≥ 50 jaar	2000	-0,025***	-3,88	[-0,037; -0,012]
	2001	-0,030***	-9,50	[-0,037; -0,024]
	2002	-0,030***	-5,87	[-0,040; -0,020]

*, ** en *** stemmen respectievelijk overeen met significantieniveaus van 10, 5 en 1%
Bron: RSZ-gegevens, berekeningen FPB.

6.4.3. Verschillen naargelang het arbeidsregime

Tabel 13 presenteert de resultaten van de impact van de werkbonus op de kans om een jaar later aan het werk te zijn per type prestatie: voltijds, deeltijds en speciaal. Deze laatste categorie verwijst naar prestaties die worden gekenmerkt door zeer korte of onregelmatige contracten (bijvoorbeeld seizoens- of gelegenheidswerk in de land- en tuinbouw of de horeca). de opsplitsing laat zien dat alle soorten werk profiteren van de bonus in termen van aan het werk blijven. De speciale prestaties, d.w.z. de

prestaties met de meest onzekere arbeidsomstandigheden, profiteren echter het meest. Een extra euro verhoogt de kans om een jaar later aan het werk te blijven met 0,1 procentpunt. Op hun beurt profiteren deeltijdse prestaties meer van de maatregel dan voltijdse prestaties, met een effect van respectievelijk 0,07 en 0,04.

Tabel 13 Impact van de werkbonus op de kans om een jaar later aan het werk te zijn - marginaal effect van een extra euro in het bedrag waar men recht op heeft
Jaarlijks geschatte coëfficiënten op basis van de cohorten 1997-2002

Type prestatie	Jaar	Impact	z-stat	Betrouwbaarheidsinterval (95%)
Voltijds	2000	0,00032***	28,24	[0,00029 ; 0,00034]
	2001	0,00035***	33,20	[0,00033 ; 0,00037]
	2002	0,00044***	29,23	[0,00041 ; 0,00047]
Deeltijds	2000	0,00074***	24,84	[0,00068 ; 0,0008]
	2001	0,00069***	27,83	[0,0007 ; 0,00081]
	2002	0,00076***	28,12	[0,00071 ; 0,00081]
Speciaal	2000	0,0012***	13,88	[0,00106 ; 0,0014]
	2001	0,0013***	5,60	[0,00088 ; 0,00182]
	2002	0,0013***	14,90	[0,00113 ; 0,0015]

*, ** en *** stemmen respectievelijk overeen met significantieniveaus van 10, 5 en 1%
Bron: RSZ-gegevens, berekeningen FPB.

Tabel 14 toont de resultaten van de impact van de werkbonus op de evolutie van het arbeidsvolume. Terwijl de bonus geen significant effect heeft op deeltijdse of speciale prestaties, heeft hij een negatief effect op voltijdse prestaties. De werkbonus zou dus de groei van het arbeidsvolume voor deze prestaties verminderen. Net als in het geval van mannen en oudere werknemers hierboven, blijft dit effect beperkt, maar het laat zien dat de werkbonus tegenovergestelde effecten kan hebben dan de beoogde effecten voor specifieke categorieën werknemers. Opgemerkt moet worden dat dit effect afneemt aan het einde van de analyseperiode en marginaal significant wordt in 2002.

Tabel 14 Impact van de werkbonus op de jaarlijkse groei van het arbeidsvolume
Jaarlijks geschatte coëfficiënten op basis van de cohorten 1997-2002

Type prestatie	Jaar	Impact	z-stat	Betrouwbaarheidsinterval (95%)
Voltijds	2000	-0,019***	-3,61	[-0,029 ; -0,008]
	2001	-0,033***	-6,25	[-0,043 ; -0,023]
	2002	-0,017*	-1,75	[-0,036 ; 0,002]
Deeltijds	2000	0,016	0,34	[-0,078 ; 0,110]
	2001	0,017	0,67	[-0,033 ; 0,067]
	2002	0,045	1,34	[-0,021 ; 0,11]
Speciaal	2000	-0,065	-0,87	[-0,213 ; 0,082]
	2001	0,088	0,49	[-0,129 ; 0,215]
	2002	0,031	0,28	[-0,192 ; 0,254]

*, ** en *** stemmen respectievelijk overeen met significantieniveaus van 10, 5 en 1%
Bron: RSZ-gegevens, berekeningen FPB.

Tot slot geeft tabel 15 de resultaten voor de impact van de werkbonus op de jaarlijkse brutoloon groei. Zoals al het geval was voor de geaggregeerde resultaten, verlaagt de bonus de loongroei voor alle soorten prestaties. Dit effect is echter groter voor deeltijdse en speciale prestaties. De grootste daling deed zich voor bij de speciale prestaties in 2001: een in aanmerking komende werknemer zou een 2,5% lagere jaarlijkse loongroei hebben als hij of zij de bonus ontving. In 2002 was de daling in deze categorie echter niet meer significant. In het geval van deeltijdse werkers is de daling van de orde van 1% en significant voor elk bestudeerd jaar. Een volgende studie zou deze resultaten moeten bevestigen en proberen een beter inzicht te krijgen in het mechanisme waarmee werkgevers erin slagen een deel van de subsidie voor deze categorieën werknemers te vangen.

Tabel 15 Impact van de werkbonus op de jaarlijkse groei van het bruto kwartaalloon
Jaarlijks geschatte coëfficiënten op basis van de cohorten 1997-2002

Type prestatie	Jaar	Impact	z-stat	Betrouwbaarheidsinterval (95%)
Voltijds	2000	-0,009***	-2,90	[-0,015 ; -0,003]
	2001	-0,007*	-1,75	[-0,014 ; 0,001]
	2002	-0,001	-0,13	[-0,010 ; 0,009]
Deeltijds	2000	-0,01***	-3,84	[-0,015 ; -0,005]
	2001	-0,014***	-4,69	[-0,02 ; -0,008]
	2002	-0,013***	-3,43	[-0,021 ; -0,006]
<u>Speciaal</u>	2000	-0,015**	-2,23	[-0,028 ; -0,002]
	2001	-0,025***	-2,85	[-0,042 ; -0,008]
	2002	-0,013	-1,19	[-0,034 ; 0,008]

*, ** en *** stemmen respectievelijk overeen met significantieniveaus van 10, 5 en 1%

Bron: RSZ-gegevens, berekeningen FPB.

Besluit

Zoals in veel OESO-landen heeft België een werkgelegenheidsmaatregel ingevoerd om potentiële problemen met het arbeidsaanbod aan te pakken en om ‘werk lonend te maken¹⁷’. In deze studie hebben we getracht vast te stellen in hoeverre de doelstellingen van de werkbonus worden gehaald met behulp van een ‘ex post’ impactevaluatie. Om methodologische redenen moesten we ons focussen op de periode vanaf de invoering in 2000 en keken we naar drie resultaatindicatoren: aan het werk blijven, de evolutie van het arbeidsvolume en van het brutoloon. Onze resultaten tonen aan dat de werkbonus zijn doelstellingen bereikt in termen van aan het werk blijven, maar minder in termen van arbeidsvolume. Bovendien verschijnt er een negatief effect op de loonontwikkeling dat erop wijst dat werkgevers zich een deel van de subsidie kunnen toe-eigenen.

Meer specifiek tonen onze resultaten dat de werkbonus een significant positief effect heeft op de kans om aan het werk te blijven. Dit effect is niet verwaarloosbaar en geldt voor alle onderzochte subcategorieën van werknemers, met inbegrip van degenen die zeer korte werktijden hebben.

Anderzijds heeft de bonus over het algemeen geen positief effect op de groei van het arbeidsvolume en wordt dit effect licht negatief voor bepaalde categorieën van werknemers, met name voor degenen die voltijds werken. In tegenstelling tot de kans om aan het werk te blijven, is de bestudeerde impact voor deze indicator die van het in aanmerking komen, en niet die van het in aanmerking komende bedrag, wat betekent dat we ook de (vele) in aanmerking komende werknemers meetellen die recht hebben op een zeer klein bedrag en voor wie de bonus waarschijnlijk geen effect heeft op het gedrag.

Wat het effect op het brutoloon betreft, zou de werkbonus de stijging van de brutolonen van de recht-hebbende werknemers voor alle subcategorieën van werknemers enigszins vertragen. Ook dit negatieve effect is sterker voor bepaalde categorieën, met name werknemers met zeer korte of onregelmatige werktijden en deeltijdse werkers. Het verkregen effect voor deze indicator moet ook worden gerelativeerd met het feit dat het geschatte effect dat van het in aanmerking komen is en niet dat van het bedrag waarop men recht heeft.

De effecten op de werkgelegenheid zijn in overeenstemming met de internationale literatuur, die positieve effecten vindt op de toegang tot werk in combinatie met negatieve effecten op het aantal gewerkte uren voor bepaalde categorieën werknemers. Zelfs als de werkbonus door zijn constructie minder aanzet tot vermindering van het aantal gewerkte uren dan vergelijkbare maatregelen in andere landen, blijkt er toch een bescheiden inkomenseffect te zijn voor bepaalde categorieën werknemers. Voor deze groepen zou de bonus een vertraging van de groei van het aantal werkuren betekenen. Wat betreft het vertragende effect op de brutolooingroei, dit is ook gedocumenteerd in het Verenigd Koninkrijk, waar de lonen van degenen die profiteren van vergelijkbare maatregelen op de lange termijn lijken te stagneren.

Tot slot heeft onze studie bepaalde beperkingen. Daardoor kunnen we het effect van de bonus op de overstap van werkloosheid naar werk niet meten, wat een van de doelstellingen van de maatregel is.

¹⁷ Uit het Engels ‘make work pay’.

Bovendien komt de onderzochte periode overeen met de start van de maatregel en wordt deze waarschijnlijk gekenmerkt door een gebrek aan bekendheid van door werkgevers met het bestaan en de modaliteiten ervan. Niettemin is onze studie de eerste 'ex post' evaluatie van deze maatregel die, meer dan twintig jaar na de lancering ervan, nog steeds wordt hervormd en versterkt. Idealiter zou een nieuwe studie de impact van de in 2023 ingevoerde versterking voor zeer lage lonen kunnen evalueren. Deze evaluatie zou ook de kosten van de maatregel kunnen onderzoeken om de voordelen en kosten te vergelijken tijdens een periode waarin de maatregel op kruisnelheid is. Een evaluatie 'ex post' vereist echter een zekere afstand en kan pas over een paar jaar worden uitgevoerd.

Bibliografie

- ALBANESE A. en B. COCKX (2018), "*Permanent wage cost subsidies for older workers. An effective tool for employment retention and postponing early retirement ?*", *Labour Economics*, Vol. 58, p.145-166.
- BLUNDELL R. en H. HOYNES (2004), "*Has 'in-work' benefit reform helped the labour market?*" In D. Card, R. Blundell en R. Freeman (eds). Freeman (eds), *Seeking a Premier Economy: The Economic Effects of British Economic Reforms, 1980-2000*, National Bureau of Economic Research.
- BLUNDELL R. (2024), "Beyond tax credits and the minimum wage: the challenge of labour market inequality", *Fiscal Studies* Fiscal Vol. 45, nr 1, p.1-106.
- BOUCQ E. en M. LÓPEZ NOVELLA (2018), "Non-take-up van werkgeversbijdrageverminderingen: het geval van de maatregel "eerste aanwervingen", Working Paper 06-18, Federaal Planbureau
- BREWER M. en J. BROWNE (2006), "*The effect of the working families' tax credit on labour market participation*", The Institute for fiscal studies, Briefing note n°69. CALIENDO M. en S. KOPEINIG (2008), "*Some practical guidance for the implementation of propensity score matching*", *Journal of Economic Surveys* 22:1, p.31-72.
- COCHARD M., JUNOD-MESQUI B., ARNAUD F. en S. VERMARE (2008), "Les effets incitatifs de la prime pour l'emploi : une évaluation difficile", *Economie et Statistique* n°412.
- EISSA N. en H. W. HOYNES (2004), "*Taxes and the labour market participation of married couples: the earned income tax credit*", *Journal of Public Economics* 88, p.1931-1958.
- EISSA N. en H. W. HOYNES (2006), "*Behavioral responses to taxes: Lessons from the EITC and labor supply*", *Tax Policy and the Economy*, Vol. 20, p. 73110.
- IMMERVOLL H. en M. PEARSON (2006), "*A Good Time for Making Work Pay? Taking Stock of In-Work Benefits and Related Measures across the OECD*", *OECD Social, Employment and Migration Working Papers*, nr. 81.
- MARX I., VANHILLE J. en G. VERBIST (2011), "Combating In-Work Poverty in Continental Europe: An Investigation Using the Belgian Case", *IZA Discussion Paper No. 6067*.
- MEYER B. (2010), "*The Effects of the Earned Income Tax Credit and Recent Reforms*", *Tax Policy and the Economy* 24:1, p.153-180.
- MICHALOPOULOS C., ROBINS P.K. en D. CARD (2005), "When financial work incentives pay for themselves: evidence from a randomized social experiment for welfare recipients", *Journal of Public Economics* 89, n°5-29.
- ORSINI C. (2006), "Tax-Benefits Reforms and the Labor Market: Evidence from Belgium and other EU Countries", Working Paper KUL (<https://dx.doi.org/10.2139/ssrn.898847>).
- STANCANELLI E. (2006), "Evaluating the impact of the French tax credit programme: a difference in difference model", OFCE Working Paper n°2004-07.
- STEINER V. en K. WROHLICH (2004), "Work incentives and labour supply effects of the 'Mini-Jobs Reform in Germany", *DIW Discussion Paper* n°438.

STERDYNIAK H. (2007), "Low-skilled Jobs: The French Strategy", OFCE Document de travail n°2007-15.

VANDELANNOOTE D. en G. VERBIST (2019), "La conception du bonus à l'emploi vise-t-elle à stimuler l'emploi et à lutter contre la pauvreté en Belgique ?", Revue belge de la sécurité sociale, Vol. 2, p. 227250.

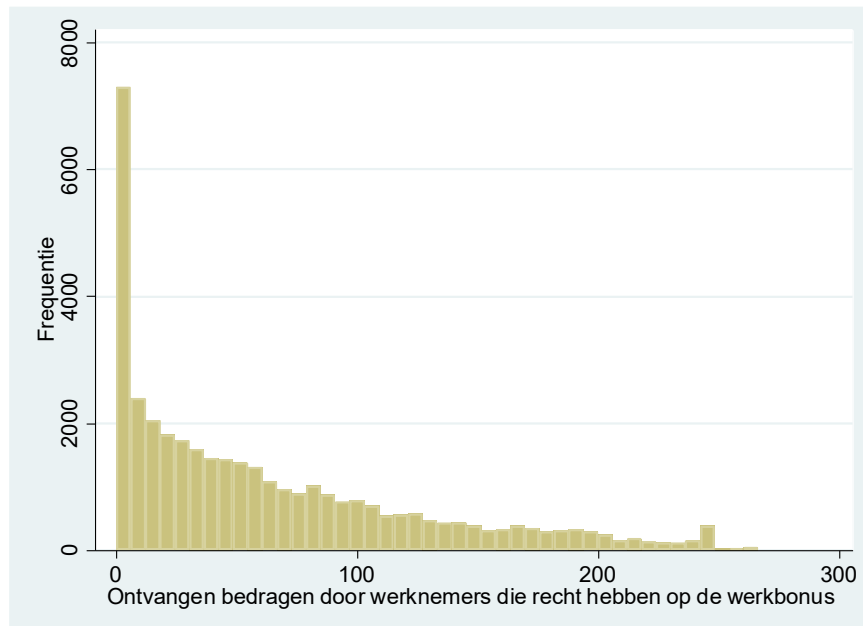
Bijlagen

Bijlage 1 Onderscheid tussen rechthebbenden en begunstigten

Deze bijlage illustreert de moeilijkheden die we ondervonden om de begunstigten van de werkbonus correct te identificeren aan de hand van onze gegevens. Ze bevat ook beschrijvende analyses van de begunstigten en rechthebbende werknemers in onze steekproef en verklaart de keuze om te werken met rechthebbenden voor de impactevaluatie.

De volgende figuur toont de verdeling van de bedragen van de vermindering van de werknemersbijdragen die in het tweede kwartaal van 2000 werden ontvangen door werknemers die in aanmerking kwamen voor de werkbonus, zoals geïdentificeerd aan de hand van onze gegevens. Het eerste fenomeen dat moet worden opgemerkt, is dat een niet te verwaarlozen aantal werknemers die volgens onze gegevens in aanmerking kwamen, de werkbonus niet hebben gekregen (bedrag gelijk aan nul). Deze non-take-up kan gedeeltelijk worden verklaard door het feit dat het aan de werkgevers is om de sociale bijdrageverminderingen aan te vragen voor hun werknemers die in aanmerking komen voor de werkbonus op het moment dat ze het loon berekenen en de RSZ-aangifte sturen. Misschien doen sommige werkgevers deze aanvraag niet omdat ze bijvoorbeeld niet op de hoogte zijn of omdat ze de bedragen verwaarloosbaar vinden¹⁸.

Figuur 3 Verdeling van de ontvangen bedragen door werknemers die recht hebben op de werkbonus - Steekproef voor het 2de kwartaal van 2000 met meer dan 37 000 rechthebbende werknemers



Bron: berekeningen van de auteurs, RSZ-gegevens.

In deze studie is het onderscheid tussen rechthebbende en begunstigde belangrijk, vooral omdat zoveel werknemers die theoretisch rechthebbend zijn, geen voordeel lijken te halen uit de werkbonus. Zoals

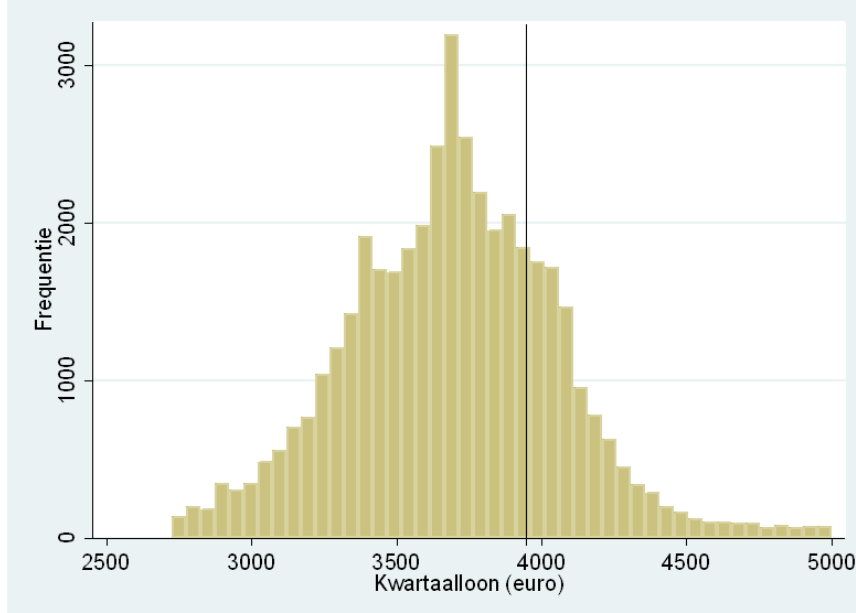
¹⁸ Er moet echter worden opgemerkt dat uit de gegevens blijkt dat deze non-take-up even vaak voorkomt bij hogere dan bij lagere bedragen.

beschreven in het methodologisch deel, wordt het effect van het in aanmerking komen (en vervolgens van het gerechtigde bedrag) geschat.

Voor de ontvangen bedragen, weergegeven in figuur 2, is de verdeling scheef naar links, met een hoog aandeel relatief lage bedragen (< 100 euro) en een laag aandeel hogere bedragen. Dit geeft aan dat relatief weinig werknemers op dat moment de maximale vermindering ontvingen.

Een tweede fenomeen is het tegenovergestelde van het eerste, namelijk de toekenning van een bedrag aan werknemers die op basis van onze gegevens als niet-rechthebbend worden beschouwd. Dit betekent dat sommige werknemers slechts op maandelijkse basis in aanmerking zouden komen, bijvoorbeeld voor een van de maanden in een kwartaal. Als dit loon wordt gecompenseerd door het loon van de andere twee maanden, zou het gemiddelde loon over het kwartaal (zoals blijkt uit de gegevens) hoger zijn dan de toelatingsdrempel. Dit kan een verklaring zijn voor het feit dat een relatief groot aantal werknemers van wie het loon op kwartaalniveau niet in aanmerking lijkt te komen, in feite een vermindering van de werkbonus heeft genoten. In de onderstaande figuur heeft een relatief groot deel van de begunstigden een gemiddeld loon over het kwartaal dat hoger is dan de toelatingsdrempel voor de werkbonus, weergegeven door de verticale zwarte balk. Uit de gegevens blijkt dat een groot deel van deze werknemers in werkelijkheid een zeer klein bedrag van de werkbonus ontving. Dit lijkt de hypothese van het verschil in maandloon over het kwartaal en rond de toelatingsdrempel te bevestigen, wat geruststellend is voor de evaluatie.

Figuur 4 Verdeling van kwartaallonen (euro) voor begunstigden van de werkbonus - Steekproef voor het tweede kwartaal van 2000 met meer dan 42 800 begunstigden



Bron: berekening van de auteurs, RSZ-gegevens.

De verdeling van het brutoloon van werknemers die de werkbonus hebben ontvangen volgt een normale verdeling, met een frequentiepiek rond de 3 700 euro, of iets meer dan 1 200 euro per maand. Als deze werknemers voltijds werken en hetzelfde loon verdienen voor elk van de drie maanden van het kwartaal, komen ze in aanmerking voor ongeveer 75 euro over het kwartaal. Lagere lonen die in aanmerking komen voor de maximale vermindering (d.w.z. een maximum van ongeveer 3 300 euro over

het kwartaal) zijn minder goed vertegenwoordigd. Ten slotte verdienen sommige werknemers die in het tweede kwartaal van 2000 de werkbonus ontvingen, een relatief hoog gemiddeld loon over het kwartaal. Gelukkig zijn er maar heel weinig.

Bijlage 2 Resultatentabellen: paneldata

Tabel A1 presenteert de resultaten die zijn verkregen voor alle werknemers met behulp van de panelanalyse. De transversale analyse (deel 6.1 tot en met 6.3) is gebaseerd op verschillende cohorten van dezelfde grootte in de loop van de tijd, de panelanalyse volgt dezelfde individuen gedurende de hele periode. De twee analyses vullen elkaar aan en een vergelijking van de resultaten bevestigt hun robuustheid.

Tabel A1 Effecten van de werkbonus: berekeningen op basis van paneelgegevens
Longitudinale follow-up van werknemers in de periode 1997-2002

Impact	Jaar	Coëfficiënt	z-stat	Betrouwbaarheidsinterval (95%)
Marginale impact van een extra euro in het gerechtigd bedrag op de kans om een jaar later nog steeds te werken	2000	0,00024***	9,45	[0,00019; 0,00029]
	2001	0,00024**	8,69	[0,00019; 0,00030]
	2002	0,00036***	10,38	[0,00030; 0,00043]
Impact van het in aanmerking komen op de jaarlijkse groei van het arbeidsvolume	2000	0,039**	1,98	[0,001; 0,077]
	2001	0,055*	1,80	[-0,004; 0,114]
	2002	0,038	0,90	[-0,044; 0,120]
Impact van het in aanmerking komen op de jaarlijkse groei van het loon	2000	-0,023***	-5,36	[-0,031; -0,014]
	2001	-0,045***	-7,15	[-0,057; -0,033]
	2002	-0,058***	-6,80	[-0,074; -0,041]

*** en ** komen overeen met significantieniveaus van respectievelijk 10%, 5% en 1%. Gezien de impact van de kans om een jaar later nog aan het werk te zijn werd berekend met behulp van een model van het type panel ("xtlogit"-commando van STATA), was het gebruik van gewichten die waren afgeleid van matching niet mogelijk voor deze indicator. De resultaten van deze regressie zonder matching worden daarom gepresenteerd.

Tabel A1 laat zien dat de verkregen coëfficiënten op basis van het panel allemaal hetzelfde teken hebben als de coëfficiënten die zijn geschat op basis van de transversale analyses (zie tabellen 4-6). Zo blijft de impact van de werkbonus op de kans dat men een jaar later nog aan het werk is positief voor elk onderzocht jaar. Het is ook positief, maar, net als bij de transversale analyse, zelden significant voor het groeipercentage van het arbeidsvolume. Tot slot blijft de impact voor de loonontwikkeling negatief. Deze resultaten bevestigen dus de schattingen op basis van de transversale gegevens.

De waarde van de coëfficiënten is hoger voor resultaten geschat op basis van het panel. Dit kan worden verklaard door het verschil tussen de twee soorten gegevens, in het bijzonder het verloopeffect. Bij paneldata verlaat een niet te verwaarlozen deel van de individuen het panel na verloop van tijd en de effecten worden dan alleen gemeten voor de overblijvende substeekproef. Deze groep heeft waarschijnlijk specifieke kenmerken die verklaren waarom ze langer blijven werken (leeftijd, sector, enz.). Bovendien treft dit verloopeffect een groter deel van de behandelingsgroep, ongetwijfeld omdat deze groep werknemers bevat die een groter risico lopen om betaald werk te verlaten (laag loon, zwakke binding met de arbeidsmarkt, etc.).

Bijlage 3 Gedetailleerde resultaten van geschatte vergelijkingen (secties 6.1 tot en met 6.3)

Voor elk van de drie indicatoren geven de tabellen hieronder de gedetailleerde resultaten van de transverse regressies die zijn uitgevoerd voor de groep werknemers als geheel.

Tabel A2 Marginale impact van het bedrag van de werkbonus op de kans dat men een jaar later nog aan het werk is
Details van de geschatte regressie voor alle rechthebbende werknemers (cohortes 1997-2002)

Variabele	Coëfficiënt	z-stat	Betrouwbaarheidsinterval (95%)
Cohorte van 1998 ^a	-	-	-
Cohorte van 1999	-0,00054	-0,23	[-0,00514; 0,00406]
Cohorte van 2000	-0,01932***	-4,76	[-0,02278; -0,01136]
Cohorte van 2001	-0,03670***	-6,55	[-0,06243; -0,03349]
Cohorte van 2002	-0,04796***	-6,50	[-0,06243; -0,03349]
Behandelingsgroep ^a	-0,00522***	-3,00	[-0,00863; -0,00181]
Trend	0,00318*	1,66	[-0,00058; 0,00694]
Trend*behandelingsgroep	-0,00887***	-14,61	[-0,0101; -0,00768]
Bedrag waarop men recht heeft in 2000 (in euro)	0,00045***	8,73	[0,00035; 0,00055]
Bedrag waarop men recht heeft in 2001 (in euro)	0,00044***	47,35	[0,00042; 0,00045]
Bedrag waarop men recht heeft in 2002 (in euro)	0,00049***	40,55	[0,00046; 0,00051]
Tewerkgesteld	-0,12509***	-112,86	[-0,12726; -0,12291]
Reeds werkzaam in t-1 ^a	-	-	-
Vrouwen	-0,00106	-0,93	[-0,00330; 0,00118]
Mannen ^a	-	-	-
Arbeiders	-0,01306***	-11,78	[-0,01523; -0,01089]
Bedienden ^a	-	-	-
Jonger dan 25 jaar	-0,02926***	-31,42	[-0,03108; -0,02743]
Tussen 25 en 40 jaar ^a	-	-	-
Tussen 41 en 55 jaar	0,01174***	8,45	[0,00901; 0,01446]
Ouder dan 55 jaar	-0,05191***	-45,08	[-0,05417; -0,04966]
Werkgever met minder dan 5 werknemers	-0,02780***	-15,68	[-0,03128; -0,02433]
Werkgever met 5 tot 19 werknemers	-0,01473***	-8,07	[-0,01831; -0,01115]
Werkgever met 20 tot 99 werknemers	-0,00842***	-4,89	[-0,01180; -0,00505]
Werkgever met 100 tot 999 werknemers	-0,00075	-0,47	[-0,003288; 0,00238]
Werkgever met meer dan 999 werknemers ^a	-	-	-
Landbouw, jacht, bosbouw en visserij	-0,01072***	-6,86	[-0,01378; -0,00766]
Winning van delfstoffen	-0,00746***	-7,00	[-0,00855; -0,00537]
Verwerkende nijverheid	-0,01511***	-11,87	[-0,01760; -0,01261]
Productie en distributie van elektriciteit, gas en water	0,0527***	28,57	[0,04217; 0,04838]
Bouwnijverheid	-0,03587***	-29,62	[-0,03824; -0,03335]
Handel ^a	-	-	-
Horeca	-0,05536***	-33,02	[-0,05864; -0,05207]
Vervoer, opslag en communicatie	-0,01965***	-10,23	[-0,02342; -0,01589]
Financiële activiteiten	0,00933***	12,20	[0,00784; 0,01084]
Onroerende goederen, verhuur en diensten aan bedrijven	-0,04047**	-34,25	[-0,04279; -0,03816]
Gezondheidszorg en maatsch. dienstverlening	-0,01791**	-9,82	[-0,02149; -0,01434]
Gemeenschapsvoorzieningen, sociale en persoonlijke diensten	-0,02710***	-11,87	[-0,03158; -0,02263]
Voltijds werk ^a	-	-	-
Deeltijds werk	-0,03530***	-32,65	[-0,03742; -0,03318]
Speciale prestatie	-0,08454***	-54,69	[-0,08757; -0,08151]
Voltijds equivalent bruto driemaandelijks referteloon ≤ 3 700 euro	-0,06054***	-27,96	[-0,06478; -0,05630]

Variabele	Coëfficiënt	z-stat	Betrouwbaarheidsinterval (95%)
> 3 700 euro en ≤ 4 100 euro	-0,02047***	-16,09	[-0,02230; -0,01780]
> 4 100 euro en ≤ 4 500 euro	-0,01483***	-12,65	[-0,01713; -0,01253]
> 4 500 euro ^a	-	-	-
Werknemer gedomicilieerd in Vlaanderen ^a	-	-	-
Werknemer gedomicilieerd in Wallonië	-0,02271***	-18,83	[-0,02507; -0,02035]
Werknemer gedomicilieerd in het Brussels Gewest	-0,04954***	-37,43	[-0,05214; -0,04695]

Aantal observaties (individueen): 558 381; Wal $\chi^2 = 4,33e+07$;

*, ** en *** stemmen respectievelijk overeen met significantieniveaus van 10, 5 en 1%;

^a komt overeen met de referentiemodaliteit (de andere coëfficiënten moeten worden geïnterpreteerd ten opzichte van die referentie)

Tabel A3 Impact van de werkbonus op de jaarlijkse groei van het arbeidsvolume
Details van de geschatte regressie voor alle rechthebbende werknemers (cohortes 1997-2002)

Variabele	Coëfficiënt	z-stat	Betrouwbaarheidsinterval (95%)
Cohorte van 1998 ^a	-	-	-
Cohorte van 1999	0,043***	14,48	[0,037; 0,049]
Cohorte van 2000	0,029***	6,09	[0,020; 0,039]
Cohorte van 2001	0,026***	4,64	[0,015; 0,036]
Cohorte van 2002	-0,102***	-12,08	[-0,118; -0,085]
Behandelingsgroep ^a	-0,004	-1,00	[-0,013; 0,004]
Trend	-0,017***	-11,37	[-0,020; -0,014]
Trend*behandelingsgroep	0,005*	1,74	[-0,001; 0,010]
Effect in 2000	-0,005	-0,53	[-0,022; 0,013]
Effect in 2001	0,001	0,18	[-0,015; 0,018]
Effect in 2002	0,023*	1,92	[-0,001; 0,005]
Tewerkgesteld	0,619***	208,56	[0,613; 0,625]
Reeds werkzaam in t-1 ^a	-	-	-
Vrouwen	-0,048***	-29,54	[-0,051; -0,045]
Mannen ^a	-	-	-
Arbeiders	-0,026***	-12,29	[-0,031; -0,022]
Bedienden ^a	-	-	-
Jonger dan 25 jaar	0,087***	37,96	[0,083; 0,092]
Tussen 25 en 40 jaar ^a	-	-	-
Tussen 41 en 55 jaar	-0,019***	-7,36	[-0,024; -0,014]
Ouder dan 55 jaar	-0,091***	-21,20	[-0,099; -0,082]
Werkgever met minder dan 5 werknemers	0,071***	32,86	[0,067; 0,075]
Werkgever met 5 tot 19 werknemers	0,072***	33,56	[0,068; 0,076]
Werkgever met 20 tot 99 werknemers	0,056***	22,55	[0,051; 0,061]
Werkgever met 100 tot 999 werknemers	0,038***	10,64	[0,031; 0,045]
Werkgever met meer dan 999 werknemers ^a	-	-	-
Landbouw, jacht, bosbouw en visserij	-0,009***	-3,77	[-0,013; -0,004]
Winning van delfstoffen	0,077***	61,95	[0,074; 0,079]
Verwerkende nijverheid	0,025***	9,44	[0,020; 0,030]
Productie en distributie van elektriciteit, gas en water	0,574***	174,15	[0,567; 0,580]
Bouwnijverheid	-0,001	-0,10	[-0,002; 0,002]
Handel ^a	-	-	-
Horeca	0,102***	41,87	[0,097; 0,107]
Vervoer, opslag en communicatie	0,023***	19,26	[0,020; 0,025]
Financiële activiteiten	0,009***	8,34	[0,007; 0,011]
Onroerende goederen, verhuur en diensten aan bedrijven	-0,004**	-2,34	[-0,007; -0,001]
Gezondheidszorg en maatsch. dienstverlening	0,008**	2,34	[-0,007; -0,001]
Gemeenschapsvoorzieningen, sociale en persoonlijke diensten	0,017***	9,15	[0,013; 0,020]
Voltijds werk ^a	-	-	-
Deeltijds werk	0,131***	80,37	[0,128; 0,134]
Speciale prestatie	0,398***	89,80	[0,390; 0,407]
Voltijds equivalent bruto driemaandelijks referteloon ≤ 3 700 euro	0,014***	2,99	[0,005; 0,023]
> 3 700 euro en ≤ 4 100 euro	-0,034***	-21,96	[-0,037; -0,031]
> 4 100 euro en ≤ 4 500 euro	0,398***	89,80	[0,390; 0,407]
> 4 500 euro ^a	-	-	-
Werknemer gedomicilieerd in Vlaanderen ^a	-	-	-
Werknemer gedomicilieerd in Wallonië	-0,027***	-28,83	[-0,007; 0,003]
Werknemer gedomicilieerd in het Brussels Gewest	-0,031***	-4,10	[-0,046; -0,016]

Aantal observaties (individuen): 481 416; R²= 0,0697; *, ** en *** stemmen respectievelijk overeen met significantieniveaus van 10, 5 en 1%;
^a komt overeen met de referentiemodaliteit (de andere coëfficiënten moeten worden geïnterpreteerd ten opzichte van die referentie).

Tabel A4 Impact van de werkbonus op de jaarlijkse groei van het driemaandelijks voltijds equivalent loon
Details van de geschatte regressie voor alle rechthebbende werknemers (cohortes 1997-2002)

Variabele	Coëfficiënt	z-stat	Betrouwbaarheidsinterval (95%)
Cohorte van 1998 ^a	-	-	-
Cohorte van 1999	0,003***	4,05	[0,001; 0,004]
Cohorte van 2000	0,012***	13,01	[0,011; 0,014]
Cohorte van 2001	0,017***	12,83	[0,014; 0,019]
Cohorte van 2002	-0,016***	-8,98	[-0,019; -0,012]
Behandelingsgroep ^a	0,055***	76,29	[0,053; 0,056]
Trend	0,004***	11,92	[0,003; 0,005]
Trend*behandelingsgroep	0,001	0,82	[-0,001; 0,002]
Effect in 2000	-0,010***	-6,10	[-0,013; -0,007]
Effect in 2001	-0,011***	-5,89	[-0,015; -0,008]
Effect in 2002	-0,007***	-2,59	[-0,012; -0,002]
Tewerkgesteld	-0,008***	-19,69	[-0,008; -0,007]
Reeds werkzaam in t-1 ^a	-	-	-
Vrouwen	-0,036***	-114,93	[-0,036 ; -0,35]
Mannen ^a	-	-	-
Arbeiders	-0,046***	-125,00	[-0,047; -0,045]
Bedienden ^a	-	-	-
Jonger dan 25 jaar	0,002***	4,17	[0,001; 0,002]
Tussen 25 en 40 jaar ^a	-	-	-
Tussen 41 en 55 jaar	-0,007***	-21,72	[-0,008; -0,006]
Ouder dan 55 jaar	-0,018***	-61,08	[-0,018; -0,017]
Werkgever met minder dan 5 werknemers	-0,024***	-32,03	[-0,025; -0,022]
Werkgever met 5 tot 19 werknemers	-0,016***	-21,47	[-0,017; -0,014]
Werkgever met 20 tot 99 werknemers	-0,009***	-11,73	[-0,010; -0,007]
Werkgever met 100 tot 999 werknemers	-0,005***	-7,59	[-0,007; -0,004]
Werkgever met meer dan 999 werknemers ^a	-	-	-
Landbouw, jacht, bosbouw en visserij	-0,016***	-22,01	[-0,017; -0,014]
Winning van delfstoffen	0,003***	7,54	[0,002; 0,004]
Verwerkende nijverheid	0,015***	29,17	[0,014; 0,016]
Productie en distributie van elektriciteit, gas en water	0,144***	154,25	[0,142; 0,146]
Bouwnijverheid	0,028***	60,81	[0,027; 0,029]
Handel ^a	-	-	-
Horeca	-0,015***	-32,89	[-0,016; -0,014]
Vervoer, opslag en communicatie	0,029***	54,92	[0,028; 0,030]
Financiële activiteiten	0,022***	39,91	[0,021; 0,023]
Onroerende goederen, verhuur en diensten aan bedrijven	0,018***	31,07	[0,017; 0,019]
Gezondheidszorg en maatsch. dienstverlening	0,015***	27,68	[0,014; 0,016]
Gemeenschapsvoorzieningen, sociale en persoonlijke diensten	0,006***	11,79	[0,005; 0,007]
Voltijds werk ^a	-	-	-
Deeltijds werk	-0,009***	-33,60	[-0,010; -0,009]
Speciale prestatie	-0,018***	-23,33	[-0,020; -0,016]
Werknemer gedomicilieerd in Vlaanderen ^a	-	-	-
Werknemer gedomicilieerd in Wallonië	-0,004***	-11,44	[-0,004; -0,003]
Werknemer gedomicilieerd in het Brussels Gewest	-0,001	-1,57	[-0,002; 0,001]

Aantal observaties (individueen): 480 749; R²= 0,0525; *, ** en *** stemmen respectievelijk overeen met significantieniveaus van 10, 5 en 1%;

^a stemt overeen met de referentiemodaliteit (alle overige coëfficiënten moeten worden geïnterpreteerd ten opzichte van die referentie).

Federaal Planbureau

Het Federaal Planbureau (FPB) is een instelling van openbaar nut die beleidsrelevante studies en vooruitzichten maakt over economische, socio-economische en milieuvraagstukken. Daarnaast bestudeert het de integratie van die vraagstukken in een context van duurzame ontwikkeling. Het stelt zijn wetenschappelijke expertise onder meer ter beschikking van de regering, het Parlement, de sociale gesprekspartners, nationale en internationale instellingen.

De werkzaamheden van het FPB worden steeds gekenmerkt door een onafhankelijke benadering, transparantie en aandacht voor het algemeen welzijn. De kwaliteit van de gegevens, een wetenschappelijke methodologie en de empirische geldigheid van de analyses staan daarbij centraal. Tot slot zorgt het FPB voor een ruime verspreiding van de resultaten van zijn werkzaamheden en draagt zo bij tot het democratisch debat.

Het Federaal Planbureau is EMAS en Ecodynamische Onderneming (drie sterren) gecertificeerd voor zijn milieubeheer.

Belliardstraat 14-18, 1040 Brussel
+32-2-5077311
www.plan.be
contact@plan.be

Overname wordt toegestaan, behalve voor handelsdoeleinden, mits bronvermelding.

Verantwoordelijke uitgever: Baudouin Regout

Wettelijk Depot: D/2024/7433/32