

Precaire tewerkstelling en het welzijn van Belgische werknemers.

Vandevenne, Elief; Gevaert, Jessie; Huegaerts, Kelly; Vanroelen, Christophe

Published in:
Tijdschrift voor Sociologie

DOI:
[10.38139/TS.2022.03](https://doi.org/10.38139/TS.2022.03)

Publication date:
2022

License:
CC BY-NC-ND

Document Version:
Final published version

[Link to publication](#)

Citation for published version (APA):

Vandevenne, E., Gevaert, J., Huegaerts, K., & Vanroelen, C. (2022). Precaire tewerkstelling en het welzijn van Belgische werknemers. De rol van subjectieve materiële deprivatie op huishoudniveau en de werk-privébalans. *Tijdschrift voor Sociologie*, 3(March), 53-88. [1]. <https://doi.org/10.38139/TS.2022.03>

Copyright

No part of this publication may be reproduced or transmitted in any form, without the prior written permission of the author(s) or other rights holders to whom publication rights have been transferred, unless permitted by a license attached to the publication (a Creative Commons license or other), or unless exceptions to copyright law apply.

Take down policy

If you believe that this document infringes your copyright or other rights, please contact openaccess@vub.be, with details of the nature of the infringement. We will investigate the claim and if justified, we will take the appropriate steps.



Onderzoeksartikel

Precaire tewerkstelling en het welzijn van Belgische werknemers: de rol van subjectieve materiële deprivatie op huishoudniveau en de werk-privébalans

Elief Vandevenne Vrije Universiteit Brussel
elief.vandevenne@vub.be**Jessie Gevaert** Vrije Universiteit Brussel
jessie.gevaert@vub.be**Kelly Huegaerts** Vrije Universiteit Brussel
kelly.huegaerts@vub.be**Christophe Vanroelen** Vrije Universiteit Brussel
christophe.vanroelen@vub.be

Het onderzoek voor dit artikel werd ondersteund door het Fonds voor Wetenschappelijk Onderzoek Vlaanderen (FWO): toelagenummer G032318N.

Kernwoorden: precaire tewerkstelling, subjectieve materiële deprivatie, werk-privébalans, welzijn

Abstract

In recent decades, labor markets of high-income countries such as Belgium, have been subject to a process of de-standardization. This meant that the number of people with standard, full-time jobs was decreasing while at the same time there was an increase in de-standardized jobs. De-standardized jobs are often associated with adverse health and well-being outcomes. The notion of 'precariousness', which pays attention to the quality of the working situation, tries to capture the consequences of de-standardization. Nevertheless, an approach that focuses exclusively on work-related aspects, risks losing sight of the broader social context in which workers are embedded. This study therefore investigated how the social context determines the impact of precarious jobs on well-being. More specifically, we investigated the role of the household context through subjective material deprivation and work-life balance. Regression analyses were conducted on the recently collected (2019) EPRES-be dataset (n = 2.707) with the aim of examining precarious employment in Belgium. The results showed a positive association between precarious employment and low well-being. The household context proved important in explaining that relationship. The effect of precarious employment on well-being was partly explained by subjective material deprivation and the work-life balance.

Introductie

De arbeidsmarkten van hoge-inkomenslanden zoals België zijn de afgelopen decennia enorm veranderd. In de meeste industrielanden, ook in België, zorgde de sterke economische groei na het einde van de Tweede Wereldoorlog ervoor dat permanente, voltijdse en levenslange tewerkstelling met volwaardige lonen, sociale bescherming en voordelen de standaard werd voor een groot deel van de (mannelijke) bevolking (Vanroelen et al. 2017). Echter, wanneer we de arbeidsmarkt van vandaag vergelijken met die van voor 1970 zien we een afname van het aantal mensen dat zich in dergelijke ‘standaard tewerkstelling’ bevindt (Bosch 2004). Standaardjobs hebben in toenemende mate plaats gemaakt voor deeltijdse jobs, tijdelijke contracten, mini-jobs, flexi-jobs, interim jobs en freelance tewerkstelling (Weinkopf 2009). Wat deze met elkaar gemeen hebben, is een grote mate van flexibiliteit. Naast de toename van deze niet-standaard statuten, dringt flexibilisering ook door in bepaalde aspecten van meer traditionele (standaard) jobs (Eurofound 2013). Dat gebeurt meer concreet via onvoorspelbare of lange werkuren, deregulering van collectieve overlegprocedures en sociale rechten, verminderde werkzekerheid en lagere reële lonen (Bosch 2004). De uitholling van het standaard tewerkstellingsmodel heeft met zich meegebracht dat de hedendaagse arbeidsmarkt in toenemende mate een duale structuur vertoont, met een polarisatie tussen mensen in standaard jobs en mensen die geen toegang hebben tot deze jobs (Emmenegger et al. 2012).

Deze nieuwe arbeidscontext brengt andere gezondheidsrisico's met zich mee. Gedestandaardiseerde vormen van tewerkstelling worden geassocieerd met nadelige gevolgen voor gezondheid en welzijn (Benach et al. 2014). Traditioneel werd er in de arbeidsgeneeskunde vooral gefocust op de blootstelling aan specifieke fysieke en psychosociale risico's zoals bijvoorbeeld nachtwerk of taakeisen (Virtanen et al. 2005). Er zijn echter ook gezondheidsrisico's verbonden aan de arbeidsvoorwaarden (onder andere stabiliteit van contract, loon, werkuren). De veranderde arbeidsrelatie tussen werkgevers en werknemers als gevolg van een toenemende erosie van overlegprocedures en beschermende arbeidsregulering (Lapido en Wilkinson 2002) blijkt daar ook een impact op te hebben (Clarke et al. 2007). Onderzoek toont bovendien aan dat bepaalde groepen (vrouwen, handarbeiders, jongeren, mensen met een migratieachtergrond) disproportioneel getroffen worden door deze risico's (Vosko 2006).

Een term die het geheel van flexibele en gedestandaardiseerde arbeidssituaties beoogt te vatten is ‘precariteit’. Deze term wordt al geruime tijd gebruikt om de transformatie van tewerkstellingssystemen en de nieuwe sociale breuklijnen die zich aftekenen rond arbeidsmarktonzekerheid te begrijpen (Rodgers en Rodgers 1989). Een precaire job verwijst dan naar een extreem instabiele job waarin negatieve jobkenmerken accumuleren en waarbij het werknemers aan onderhandelingskracht ontbreekt om betere voorwaarden af te dwingen (Vosko 2006). Precaire te-

werkstelling bestaat dus binnen een situatie van structurele machtsongelijkheid in de arbeidsverhouding tussen een werkgever en een werknemer (Van Aerden 2018). Werknemers komen daardoor potentieel in een zeer kwetsbare situatie terecht. Ze verliezen niet enkel zekerheid over tewerkstelling, maar ook over een stabiel inkomen, sociale bescherming, werkschema's, inspraak, doorgroeimogelijkheden enzovoort (Standing 2011). Precaire jobs worden dan ook gelinkt aan negatieve gezondheids- en welzijnsuitkomsten bij werknemers door onder andere stress, job-ontevredenheid en materiële deprivatie (Benach en Muntaner 2007).

De link tussen precariteit en negatieve gezondheidsuitkomsten is dus al langer duidelijk, maar empirisch aantonen hoe deze relatie precies in elkaar zit blijft een uitdaging. In veel studies worden daarom pragmatische 'proxy-indicatoren' gebruikt om precariteit empirisch te meten, waaronder het type contract (Benach et al. 2014). Deze benaderingen beperken zich echter tot één aspect van precair werk en zijn daardoor weinig accuraat (Julià et al. 2017). Om deze meetproblemen het hoofd te bieden werden recent meer omvattende, multidimensionale indicatoren ontwikkeld, met een sterkere voorspellende kracht voor onder andere welzijns- en gezondheidsproblemen van werknemers (Kreshpaj et al. 2020). De EPRES (*Employment Precariousness Scale*) werd reeds toegepast in verschillende internationale onderzoeken en is daarmee een van de bekendste voorbeelden van zo'n multidimensionale benadering (Vives et al. 2010; Matilla Santander et al. 2018; Padrosa et al. 2020). Onderhavige studie past het instrument voor de eerste keer toe binnen de context van een grootschalige, recente survey (2019) onder de Belgische beroepsbevolking.

Een benadering die zich uitsluitend beperkt tot de werksituatie loopt het risico de bredere sociale context waarin werknemers zich bevinden uit het oog te verliezen. Lewchuk et al. (2013) tonen bijvoorbeeld aan hoe de negatieve gevolgen van precair werk in huishoudens en gezinnen doordringen, maar ook hoe een specifieke huishoudsituatie (bijvoorbeeld meerdere huishoudleden die precair tewerkgesteld zijn) de negatieve gevolgen van precair werk kan versterken (Clarke et al. 2007). In voorgaand onderzoek kwam de huishoudsituatie (met name de algemene materiële situatie en werk-privébalans) reeds naar voor als een belangrijke tussenliggende factor in de relatie tussen precare tewerkstelling en welzijn (bijv. Van Aerden 2018; Lewchuk et al. 2011).

Bovendien is ook de gezinscontext, net zoals de arbeidsmarkt, enorm veranderd doorheen de tijd. Waar het naoorlogse arbeidsmodel steunde op mannelijke kostwinners en vrouwen die de onbetaalde reproductie van arbeidskracht op zich namen, zijn vrouwen vandaag massaal actief op de arbeidsmarkt (Bosch 2004). Zeker voor vrouwen leidt de combinatie van betaalde arbeid en reproductieve arbeid er vaak toe dat ze deeltijds werken of andere vormen van niet-standaard jobs opnemen (De Moortel, Vandenheede en Vanroelen 2014). Daarnaast leiden de moeilijke combinatie tussen betaalde arbeid en reproductieve taken, alsook de stagnerende reële

lonen, potentieel tot andere precare arbeidsvormen binnen hedendaagse huishoudens: jobs met onregelmatige, lange en onvoorspelbare werktijden, de combinatie van meerdere jobs en een lage arbeidsintensiteit (Quinlan 2015).

Een bijkomend doel van deze studie is aldus de rol van de huishoudcontext te onderzoeken. Concreet wordt onderzocht welke invloed subjectieve materiële deprivatie op huishoudniveau en de werk-privébalans hebben op de relatie tussen precare tewerkstelling en welzijn. In wat volgt, worden de centrale onderzoeksvragen en hypotheses verder onderbouwd vanuit de bestaande literatuur. Vervolgens worden de onderzoeksmethoden toegelicht, gevolgd door de resultaten van de analyse. Er wordt afgesloten met een discussie waarin de conclusies van het onderzoek en de beperkingen en aanbevelingen worden besproken.

Achtergrond

Erosie van het standaard tewerkstellingsmodel en segmentering van de arbeidsmarkt

De naoorlogse arbeidsmarkt werd gekenmerkt door het ‘standaard tewerkstellingsmodel’ met levenslange, voltijdse tewerkstelling, voorspelbare werktijden, groot-schalige collectieve vertegenwoordiging door vakbonden en een langetermijnperspectief op werk door interne arbeidsmarktcarrières (Bosch 2004). Vanaf de jaren zeventig keerde de dynamiek echter en kwam deze standaard tewerkstelling onder druk te staan. Sindsdien trachten bedrijven via innovatie en besparingen winstgevend te blijven (Benach et al. 2014) en via flexibel (personeels)beleid sneller te reageren op plotse marktverschuivingen (Smith 1997). Die nieuwe economische context vormde de achtergrond voor de erosie van de standaard tewerkstellingsrelatie (SER) (Benach et al. 2014). Regelgeving rond het aanwerven en ontslaan van personeel en regels over werktijden werden versoepeld (Benach et al. 2014). Bedrijven namen verder steeds vaker werknemers aan via niet-standaard contracten of besteedden werk uit aan zelfstandigen (Barker en Christensen 1998). Deze tendensen zorgden voor een meer gesegmenteerde arbeidsmarkt. Deze bevat een segment van werkers met jobs die qua kenmerken nog dicht aanleunen bij de SER (Schwander 2019), maar tegelijk ook een groeiend segment van ‘outsiders’ die slechts ten dele of helemaal geen toegang hebben tot de voordelen van standaard tewerkstelling (onder andere stabiele arbeidscontracten, sociale bescherming en carrièreperspectief) (Emmenegger et al. 2012). Het is daarbij belangrijk te vermelden dat flexibiliteit niet altijd op dezelfde wijze in (gedestandaardiseerde) jobs geïntroduceerd wordt. Over het algemeen kunnen we twee ‘wegen naar flexibiliteit’ onderscheiden: de ‘high road’ en de ‘low road’ (Bosch 2004). De *high road* wordt typisch genomen door langgeschoolden en resulteert in een ‘grenzeloos’ beroepsleven gekenmerkt door veel onafhankelijkheid, vrijheid en onderhandelingskracht. De *low road* naar flexibili-

teit wordt daarentegen vaak genomen door kortgeschoolden en leidt tot onzekerheid en instabiliteit (Vanroelen 2019). Het is met name die laatste vorm van flexibiliteit die vaak tot situaties van precare tewerkstelling leidt. De segmentering van de arbeidsmarkt, maar ook de veranderde machtsrelatie tussen werkgevers en werknemers maakt het voor vakbonden moeilijker om alle geledingen van de beroepsbevolking nog op afdoende wijze te vertegenwoordigen (Emmenegger et al. 2012). Tot op vandaag zorgen deze trends ervoor dat een groeiend deel van de permanente posities in de kortgeschoolde segmenten van de arbeidsmarkt door niet-standaard statuten wordt vervangen, wat precarisering in de hand werkt (Cappelli et al. 1997). Bovendien is er ook sprake van destandaardisering binnen de overblijvende permanente jobs, door uitholling van typische SER-kenmerken. Dit kan bijvoorbeeld gaan over minder garanties op een carrièreperspectief of over toenemende temporele flexibiliteit (Vanroelen 2019). Het is daarom dat het 'ideaaltype' van de SER in academisch onderzoek naar precariteit vaak wordt gehanteerd als een soort gouden standaard waartegen de diversiteit aan hedendaagse veranderingen op het vlak van tewerkstelling gepositioneerd kan worden. Deze gedestandaardiseerde arbeidsvormen worden gekenmerkt door een min of meerdere mate van precariteit (Julià et al. 2017).

Van gedestandaardiseerd werk naar precair werk

Niet elke job die afwijkt van de SER is dus een precare job. Precair werk wordt op verschillende manieren geconceptualiseerd. Rodgers en Rodgers (1989) waren pioniers en definieerden precariteit op basis van vier dimensies: 1) flexibele arbeidstijd, 2) weinig sociale bescherming, 3) lage verloning en 4) weinig controle over het arbeidsproces (lonen, werkuren et cetera). Zij zetten daarmee de toon en veel andere auteurs werden geïnspireerd om deze dimensies aan te vullen (Lewchuk 2017; Standing 2011; Vosko 2006). Hoewel de concepten verschillen in het aantal en de precieze inhoud van dimensies, toont een uitgebreide literatuurstudie aan dat de meeste conceptualiseringen van precair werk drie hoofdthema's omvatten: werkonzekerheid (contractueel), inkomenstekort (en inkomensonzekerheid) en het gebrek aan sociale rechten en bescherming (Kreshpaj et al. 2020). Er is tot op heden nog geen wetenschappelijke consensus bereikt over een uniform instrument, maar het is wel duidelijk dat precariteit als een multidimensionaal concept dient te worden opgevat.

Precariteit meten: een multidimensionaal concept

De multidimensionale benadering om precariteit te meten biedt een belangrijke aanvulling op twee andere methoden die vaak worden gehanteerd om (de gevolgen van) instabiliteit en flexibiliteit in de arbeidsverhoudingen te onderzoeken.

Een eerste manier om een onzekere arbeidsmarktsituatie te meten, is via het concept van 'zelf gerapporteerde jobonzekerheid'. Dit verwijst naar een situatie

waarin werknemers zich bedreigd voelen door werkloosheid (De Witte 2005). De sterkte van dit 'subjectieve' concept zit voornamelijk in de voorspellende kracht voor een slechte mentale gezondheid en welzijn (De Witte 2016). Deze onderzoekstroom vergelijkt verder niet enkel werkenden met werklozen, maar laat ook toe om verschillende groepen van werkenden met elkaar te vergelijken (De Witte 2005) en bekritiseert zodoende het argument dat flexibel werk altijd een oplossing biedt voor (de neveneffecten van) werkloosheid (Benach, et al. 2000). Benach et al. (2002) stellen echter ook dat jobonzekerheid maar een gedeeltelijk beeld scheidt van de gevolgen van precariteit voor gezondheid, omdat er onvoldoende aandacht is voor de structurele determinanten die aan de basis liggen van die gepercipieerde (job) onzekerheid. Het gaat dan onder andere om inherent onstabiele arbeidsstatuten (bijvoorbeeld tijdelijke contracten), een gebrek aan collectieve vertegenwoordiging van werknemers en ongunstige relaties met leidinggevenden. Door deze structurele kenmerken niet op te nemen in de analyse en enkel rekening te houden met de percepties van werknemers, ontstaat het risico dat de onderliggende structurele oorzaken van jobonzekerheid buiten beschouwing blijven (Findlay, Kalleberg en Warhurst 2013).

Veel ander onderzoek focust pragmatisch op één indicator van instabiliteit of flexibiliteit. Een voorbeeld daarvan zijn de studies naar de effecten van niet-standaard contracten (Eurofound 2013; Virtanen et al. 2005). Men zou tijdelijk werk bijvoorbeeld als een objectieve vorm van jobonzekerheid kunnen beschouwen (Benach et al. 2014). Hoewel dit onderzoek de negatieve relatie tussen niet-standaard contracten en welzijn kan aantonen (bijv. Virtanen et al. 2005), wordt op die manier uitsluitend de dimensie van contractuele (in)stabiliteit opgenomen. De overige jobkenmerken die aanleiding kunnen geven tot precariteit komen dan niet aan bod, net als de gemeenschappelijke oorzaken die aan de basis van deze nadelige jobkenmerken liggen. Van Aerden (2018) stelt een clustering van negatieve jobkenmerken vast en verwijst naar precariteit als een algemene, achterliggende situatie van machtsongelijkheid tussen werkgevers en werknemers. Dit machtstekort beïnvloedt meerdere aspecten van de werkervaring (Cappelli 1997; Benach et al. 2014). Benaderingen die uitgaan van één indicator missen met andere woorden een holistische kijk op de complexe, hedendaagse arbeidsmarkt (Vanroelen 2019). Precariteit proberen te vatten met één dimensie wordt aldus onhoudbaar en meer en meer onderzoekers nemen de stelling in dat precariteit als een multidimensionaal concept gemeten dient te worden (Benach et al. 2002; Julià et al. 2017; Vanroelen 2019; Vives et al. 2010).

In navolging van deze ontwikkelingen zijn er verschillende meetinstrumenten geconstrueerd die precariteit als multidimensionaal concept proberen te vatten. De twee meest bekende zijn de *Employment Precariousness Scale* (EPRES) (Amable 2006; Vives et al. 2010) en de *Employment Precarity Index* (EPI) (Lewchuk 2017). Deze studie zal rapporteren over de resultaten van de eerste survey die werd uit-

gevoerd op basis van een meetschaal voor preciaire tewerkstelling, ontworpen voor België (EPRES-be). Bij het samenstellen van de schaal werd ervoor gekozen om het EPRES-model als basismodel te gebruiken. De EPRES werd origineel ontworpen voor onderzoek naar de Spaanse arbeidsmarkt (Vives et al. 2010), en is inhoudelijk beter geschikt voor onderzoek binnen een Europese context dan de EPI-schaal, die voor Canada werd ontworpen (Lewchuk et al. 2015). De originele EPRES bestaat uit zes dimensies waarvan de waarden worden opgenomen in een overkoepelende somschaal. Het betreft de volgende dimensies: *temporariness* (contractduur), *disempowerment* (mate van overleg over arbeidsvoorwaarden), *wages* (economische waardering), *rights* (het hebben van socialezekerheidsrechten en werknemersrechten), *exercise of rights* (de daadwerkelijke toegang tot die rechten) en *vulnerability* (weerstand tegen autoritaire behandeling). Onderzoek dat deze schaal hanteerde, rapporteerde reeds associaties tussen precair werk en negatieve gezondheids- en welzijnsuitkomsten (Benach et al. 2014; Puig-Barrachina et al. 2014). In deze studie wordt een aangepaste versie van het originele EPRES-instrument gebruikt, bestaande uit acht dimensies: geen vast contract, machteloosheid, gebrek aan rechten, geen afdwingbaarheid van rechten, kwetsbaarheid, onzekere werktijden, lage verloning en geen training. De reden voor het toevoegen van de dimensies ‘onzekere werktijden’ en ‘geen training’ is dat ze in ander onderzoek naar voor kwamen als belangrijke componenten van een preciaire werksituatie (Van Aerden et al. 2014; Van Aerden et al. 2016). De originele (Spaanse) EPRES werd omwille van diezelfde reden ook uitgebreid met een indicator voor onzekere werktijden (Padrosa et al. 2020).

Preciaire tewerkstelling en laag welzijn

Welzijn is een complex concept, maar verwijst in de meeste onderzoeken naar een algemene, mentale toestand van tevredenheid (Sirgy 2012). Hoewel er geen consensus is over één specifieke definitie, kan wel gesteld worden dat welzijn de algemene aanwezigheid van positieve emoties inhoudt en de afwezigheid van langdurig negatieve emoties, zoals angst of verdriet (CDP 2018). Dit concept wordt zowel via objectieve indicatoren (bijvoorbeeld voldoende inkomen) als via subjectieve rapportering gemeten (Western en Tomaszewski 2016). Een bekend voorbeeld van een instrument dat subjectief welzijn meet, is de WHO-5-schaal van de World Health Organization (*Five Well-Being Index*) (Topp et al. 2015). Het betreft een reeks van vijf stellingen die de respondent kan beoordelen op een schaal van 0 (ervaar ik nooit) tot 5 (ervaar ik altijd). In empirisch onderzoek is de (positieve) relatie tussen preciaire tewerkstelling en laag welzijn reeds meermaals aangetoond (Benach en Muntaner 2007; Julià, et al. 2017), ook wanneer laag welzijn werd geoperationaliseerd aan de hand van de WHO-5 (Van Aerden et al. 2016). Eerder werd echter al duidelijk dat er een academische uitdaging schuilt in het ontrafelen van de wijze waarop preciaire tewerkstelling precies interfereert met welzijn en via welke mechanismen dat

gebeurt. Julià et al. (2017) noemen drie paden via dewelke precare tewerkstelling invloed uitoefent op welzijn: 1) via directe psychologische effecten gerelateerd aan gevoelens van onzekerheid, onrechtvaardigheid en machteloosheid, 2) via de blootstelling aan schadelijke, fysieke en psychosociale arbeidsomstandigheden en 3) via sociale en materiële levensomstandigheden buiten het arbeidsproces die beïnvloed worden door de werksituatie.

Het eerste pad betreft de psychosociale ervaringen van werknemers, gerelateerd aan inherente kenmerken van precare tewerkstelling. Dit aspect komt regelmatig terug in onderzoek. Beckers et al. (2008) wijzen bijvoorbeeld op gevoelens van ongelijkheid en onrechtvaardigheid bij precare werknemers die onvrijwillig overuren maken en hoe die gevoelens hun werkhouding en welzijn negatief beïnvloeden. Ook Bosmans et al. (2016) stellen een negatieve relatie vast tussen precare tewerkstelling (in dit geval uitzendkrachten) en mentale gezondheid, waarbij respondenten aangaven gevoelens van machteloosheid, gebrek aan sociale steun, wantrouwen en onbillijkheid te ervaren. Veel literatuur rond tewerkstellingskwaliteit richt zich ook op het tweede pad dat Julià et al. (2017) aanhalen, de blootstelling aan nadelige arbeidsomstandigheden. Underhill en Quinlan (2011) wijzen op de gezondheids- en veiligheidsrisico's waar precare werknemers aan worden blootgesteld, onder andere door een gebrek aan degelijk beschermingsmateriaal, training en voorzorgsmaatregelen. Ander onderzoek werpt dan weer licht op de welzijnsrisico's verbonden aan psychosociale arbeidsomstandigheden, zoals ongelijke machtsrelaties tussen werkgevers en werknemers (Amable et al. 2006) of de mate waarin werknemers vrijheid krijgen en betrokken zijn bij hun werk (Van Aerden et al. 2014). Waar de eerste twee paden de directe en indirecte gevolgen van de arbeidssituatie proberen te vatten, kijkt het derde pad ook naar de bredere sociale en materiële levensomstandigheden waarin een werknemer zich bevindt. Uit eerder onderzoek bleek reeds dat er binnen huishoudens strategieën worden ontwikkeld rond (precair) werk, het vrijwaren van een gezinsinkomen en het vervullen van huishoudelijke taken (Preoteasa et al. 2016). In de volgende delen gaan we daarom dieper in op de invloed van huishoudenkenmerken op de relatie tussen precair werk en welzijn.

De rol van huishoudens

Om de relatie tussen precair werk en welzijn ten volle te begrijpen, is het dus noodzakelijk om ook aandacht te hebben voor het 'derde pad' en dit op huishoudeniveau. Het is met andere woorden wenselijk om niet alleen naar individuele arbeidsmarktervaringen te kijken, maar deze eveneens te beschouwen als sociaal ingebed binnen een huishoudencontext (Tucker 2002). Binnen huishoudens zijn er verschillende factoren die een invloed kunnen hebben op hoe iemands precare job diens welzijn beïnvloedt (Julià et al. 2017). Uit onderzoek blijkt dat de algemene materiële draagkracht van een huishouden daarbij een belangrijke factor is (bijv. Schneider en Harknett 2017), maar ook de balans tussen werk en gezinsleven blijkt invloed uit te

oefenen op de relatie tussen precair werk en welzijn (Preoteasa et al. 2016).

Subjectieve materiële deprivatie

Een laag inkomen is een essentiële component van nagenoeg elke schaal die precariteit probeert te meten (Puig-Barrachina et al. 2014; Vives et al. 2015; Wright et al. 2018). Beslissingen over tewerkstelling en bij uitbreiding over inkomen zijn echter beslissingen die zelden individueel worden genomen, maar veeleer als huishoudstrategieën begrepen dienen te worden (Hilbrecht et al. 2008; Trlifajová en Hurrell 2019). Verder zijn er bovenop het objectieve inkomen meerdere factoren die bepalen hoe mensen inschatten of hun huishouden daadwerkelijk toekomt met het haar beschikbare inkomen. Het uitgavenniveau, de geambieerde levensstijl en de perceptie van de eigen sociale positie tegenover die van anderen zijn daar voorbeelden van (OECD 2006). Onderzoek heeft eerder aangetoond dat de subjectieve ervaring van deprivatie een invloed heeft op het mentaal welzijn (Oshio en Urakawa 2014). Het is daarom van belang om deze factor mee in rekening te nemen in dit onderzoek.

De precare job van een van de gezinsleden kan een belangrijke onderliggende factor zijn die maakt dat huishoudens inkomensinstabiliteit ervaren of het gevoel hebben niet toe te komen met hun inkomen (Preoteasa et al. 2016). Dat komt onder andere door de vaak lage inkomens en financiële onzekerheid die gepaard gaat met precair werk. Verder kunnen ook gebrekkige sociale bescherming, kwetsbaarheid op het werk en een gebrek aan controle over uurroosters bijdragen aan een gevoel van materiële deprivatie op huishoudniveau (Lewchuk et al. 2013). Precair tewerkgestelden hebben ook vaak een partner die eveneens precair tewerkgesteld is (Lewchuk et al. 2013). Dat leidt in veel gevallen tot een algemeen gebrek aan toekomstperspectief, slechte huisvesting en een ongezonde levensstijl (Lewchuk et al. 2013; Vosko 2006). Dit kan dan weer negatieve gevolgen hebben voor het welzijn van de leden van het huishouden (Lewchuk, Clarke, en De Wolff 2011). Subjectieve materiële deprivatie treedt in dat geval op als een mediërende factor in de relatie tussen precare tewerkstelling en slechte mentale of fysieke gezondheid. Het effect van precare tewerkstelling op welzijn verloopt met andere woorden deels via de gepercipieerde materiële situatie van het huishouden (bijv. Schneider en Harknett 2017). Lewchuk et al. (2015) observeerden dat precare werknemers meer huishoudelijke inkomensinstabiliteit, deprivatie en lagere huishoudinkomens rapporteren dan de niet-precare groep. Al in een eerdere studie stelden ze vast dat een gunstigere materiële situatie binnen het huishouden de impact van de precare tewerkstelling van een gezinslid op diens welzijn kan verzachten (Lewchuk et al. 2013). Bijvoorbeeld wanneer een voldoende hoog inkomen, sociale rechten en bepaalde extralegale voordelen beschikbaar zijn via de tewerkstelling van een ander gezinslid. De optelsom van de inkomensbronnen binnen het huishouden zorgt dan met andere woorden voor een gunstige algemene materiële situatie (Gallie 2007). Een materiële situatie die door gezinnen als 'haalbaar' wordt ingeschat kan zo een buf-

fer vormen die de negatieve welzijnsgevolgen voor één precair tewerkgesteld lid van het huishouden (deels) neutraliseert.

Op die manier kan de subjectieve materiële situatie van het huishouden twee rollen spelen in de relatie tussen precare tewerkstelling en welzijn: 1) de rol van extra risicofactor, wanneer de algemene materiële situatie van het huishouden ook precair is, of 2) de bufferrol, wanneer de materiële huishoudsituatie steun biedt in de omgang met een individueel precare werksituatie (Preoteasa et al. 2016). Het is daarom relevant om bij het bestuderen van de relatie tussen precare tewerkstelling en welzijn rekening te houden met ervaringen van materiële deprivatie op het niveau van het huishouden.

Werk-privébalans

Onderzoek naar werk en privéleven wordt vaak opgevat in termen van werk-privéconflict en werk-privébalans. Greenhaus en Singh (2003, p.2) definiëren de werk-privébalans als ‘de mate waarin individuen gelijkwaardig betrokken zijn in en tevreden zijn met hun werk-rol en gezins-rol’. Werk-privéconflict wordt daarentegen begrepen als een vorm van rolconflict waarbij de druk en verantwoordelijkheid die uitgaat van de rol als werknemer in sommige opzichten onvereenigbaar is met die in het sociale leven en gezinsleven (Greenhaus en Beutell 1985). Uit de literatuur blijkt dat de omgang met en verhouding tussen deze rollen een impact heeft op het welzijn (Hoffmann-Burdzińska en Rutkowska 2015).

Aangezien de sociale rollen buiten het werkleven en de tijd die men daarin wenst te investeren sterk verschillen tussen individuen, wordt werk-privébalans vaak opgevat als een subjectief concept: vindt iemand zelf dat die genoeg tijd heeft voor beide rollen (Gröpel en Kuhl 2009)? Een gepercipieerd onevenwicht tussen deze rollen hangt vaak samen met negatieve gevolgen voor welzijn (McNamara, Bohle, en Quinlan 2011). Een goede werk-privébalans wordt daarentegen juist geassocieerd met een gunstig(er) subjectief welzijn en algemene levenstevredenheid (Hoffmann-Burdzińska en Rutkowska 2015). Verder scoren personen die een evenwicht ervaren tussen werk en privéleven ook beter op jobtevredenheid en tevredenheid binnen het huwelijk (Brough et al. 2014).

Onderzoek naar precariteit hecht vaak groot belang aan werktijden (bijvoorbeeld de hoeveelheid gewerkte uren, de onregelmatigheid, de voorspelbaarheid en de mate van controle over het werkschema) (Van Aerden 2018). Ook met betrekking tot welzijn zijn werktijdregelingen van cruciaal belang. Zo hangen lange en onregelmatige werkuren samen met burn-out, slechte algemene gezondheid en stress (Beckers et al. 2008; Fenwick en Tausig 2001). Dit lijkt te verergeren wanneer er op ‘niet-standaard’ uren gewerkt wordt (bijvoorbeeld avond-, weekend- en nachtwerk) of in shiften (Costa et al. 2004). Mogelijks speelt de huishoudelijke context, via werk-privébalans, daarin een rol. Zo stellen Lewchuk et al. (2015) dat precair tewerkgestelde werknemers vaker rapporteren dat onzekere werkschema’s hun familiele-

ven negatief beïnvloeden en hun ervan weerhouden om leuke dingen te doen met hun gezin. Ook Bosmans et al. (2016) vonden in kwalitatief onderzoek bij uitzendkrachten dat sociale netwerken met familieleden en vrienden lijden onder precare tewerkstelling, vanwege onregelmatige werkuren en/of financiële onzekerheid. Haines et al. (2008) onderzochten de relatie tussen shiftwerk en depressie en concludeerden dat een gebrekkige werk-privébalans een belangrijke mediërende factor is. Iemand met een precare job die wél een goede werk-privébalans ervaart omdat die precare job bijvoorbeeld goed past binnen de algemene tijdsorganisatie van het huishouden of omdat het huishouden een bron van sociale steun is, kan een minder sterke relatie tussen precair werk en welzijn laten optekenen (Costa et al. 2004; Van Aerden 2018). Werk-privébalans vormt in dat geval een buffer tegen het effect van precariteit op welzijn. Werk en sociale rollen verhouden zich in een dergelijke situatie op een positieve manier tot elkaar. Greenhaus en Powell (2006) spreken in dit verband over ‘werk-familie verrijking’ als de mate waarin de ervaringen in één rol de levenskwaliteit in de andere rol kunnen verbeteren en zo positieve effecten hebben op het algemeen welzijn. De hypothese dat werkers die tevreden zijn in hun jobs een spill-overeffect ervaren, en dus ook meer tevreden zijn over andere aspecten van hun leven werd recent bevestigd in onderzoek bij niet-standaard werkers (Lagrana en Bayoneta 2021).

Samenvattend kan gesteld worden dat in deze studie de relatie tussen precare tewerkstelling en welzijn wordt onderzocht. Uniek daarbij is dat er voor de eerste keer een geëigende meetschaal voor precare tewerkstelling wordt gebruikt in België: de EPRES-be. Dit instrument werd eerder al gevalideerd in andere landen (bijvoorbeeld in Zweden: Jonsson et al. 2019; en Chili: Vives-Vergara et al. 2017). Deze studie is in dat opzicht ook een interessante stap voor de bredere internationale valideringsoefening van de EPRES. Daarbij verwachten we dat er een positieve samenhang bestaat tussen de mate van precariteit waaraan werknemers blootgesteld zijn en lage welzijnsscores (H1). Vervolgens onderzoeken we de rol van huishoudenkenmerken in de relatie tussen precare tewerkstelling en welzijn. Er worden hierbij twee deelaspecten van de huishoudcontext onderzocht: de rol van subjectieve materiële deprivatie en de rol van de werk-privébalans. Voor elk van deze variabelen wordt een mogelijk buffer- en mediatie-effect getoetst.

Een eerste deelvraag peilt aldus naar de invloed van subjectieve materiële deprivatie in het huishouden op de relatie tussen precare tewerkstelling en laag welzijn. Hierbij worden twee hypothesen geformuleerd:

(H2) Na statistische controle voor subjectieve materiële deprivatie op niveau van het huishouden verkleint het positieve netto-effect van precare tewerkstelling op laag welzijn. Dat suggereert dat de ervaring van huishoudelijke materiële deprivatie het positieve verband tussen precare tewerkstelling en laag welzijn deels medieert.

(H3) Het interactie-effect tussen precariteit en subjectieve materiële deprivatie op niveau van het huishouden is significant en positief. Een gunstige materiële situatie treedt daarbij op als buffer en zorgt ervoor dat de positieve relatie tussen precare tewerkstelling en laag welzijn verzwakt.

De tweede deelvraag heeft betrekking op de rol van de werk-privébalans voor de relatie tussen precare tewerkstelling en laag welzijn. Ook hier formuleren we twee hypothesen:

(H4) Na statistische controle voor de werk-privébalans verkleint het positieve netto-effect van precare tewerkstelling op laag welzijn. Dat suggereert dat een ongunstige werk-privébalans het positieve verband tussen precare tewerkstelling en laag welzijn deels medieert.

(H5) Het interactie-effect tussen precariteit en werk-privébalans is significant en positief. Een gunstige werk-privébalans treedt dan op als buffer en zorgt ervoor dat de positieve relatie tussen precare tewerkstelling en laag welzijn verzwakt.

Methoden

Data en steekproef

Deze studie maakt gebruik van data afkomstig van de EPRES-be-survey, die in 2019 bij 4.516 werkers werd afgenomen in het kader van een breder onderzoek naar tewerkstellingskwaliteit en precare tewerkstelling bij Belgische werknemers. In deze studie worden echter enkel de data van de respondenten in loondienst gebruikt voor analyse ($n = 2.707$). We bekomen dit aantal (79,8% van de volledige steekproef) door alle andere respondenten (arbeidsongeschikten, gepensioneerden, huisvrouwen/-mannen, werkzoekenden, zelfstandigen en/of werknemers op thematisch verlof) niet mee te nemen in de analyse. De enquête kwam tot stand in samenwerking met de Algemene Centrale en het BBTK¹, beide afdelingen van de Belgische socialistische vakbond, het ABVV². Zij verspreidden deze onder hun leden via een nieuwsbrief en hun socialemediakanalen. De survey werd beschikbaar gesteld in het Nederlands en het Frans. De onderzoekspopulatie van deze studie bestaat overwegend uit Belgische werknemers die als lid of sympathisant betrokken zijn bij de voornoemde vakorganisaties. De steekproef betreft een zelfgeselecteerde 'gemakssteekproef'. Als gevolg van het onderzoeksdesign zijn een aantal sectoren in deze data oververtegenwoordigd, waaronder de mensen die werken met dienstencheques, de schoonmaaksector (zonder dienstencheques), de industrie, de bouw en de

¹ Bond van Bedienden, Technici en Kaderleden.

² Algemeen Belgisch Vakverbond (socialistische vakbond).

bewakingssector (zie Tabel 1). De meerderheid van de respondenten in de steekproef zijn vrouwen (64,7%). Er wordt dus een overwegend vrouwelijke ervaring van precariteit weergegeven in deze studie. Het gaat hier dan ook niet om een representatieve steekproef van de Belgische beroepsbevolking, maar wel om een groep werknemers die vermoedelijk overmatig is blootgesteld aan precare arbeid (Keune en Pedaci 2020). Dat is een bewuste keuze, aangezien dit onderzoek als hoofddoel heeft om de mechanismen te onderzoeken die precare tewerkstelling aan laag welzijn linken. Het gevolg daarvan is dat er op basis van deze gegevens geen algemene uitspraken over de Belgische beroepsbevolking kunnen worden gedaan. De survey bevat tot slot een gevalideerde maat voor welzijn (WHO-5) en is dus geschikt om de link tussen precariteit en welzijn empirisch te onderzoeken.

Tabel 1. Algemene kenmerken van de steekproef EPRES-be ($n = 2.707$)

Vraag	Antwoordmogelijkheden	N	%
Geslacht	Man	953	35,2
	Vrouw	1.751	64,7
	Andere/Missing	3	0,1
Leeftijd	Jonger dan 35 jaar	723	26,7
	50 jaar en ouder	838	31,0
	35 tot 49 jaar	1.146	42,3
Opleidingsniveau	Kortgeschoold	1.028	38,0
	Hoger sec. onderwijs	989	36,5
	Hoger onderwijs	347	12,8
	Andere/Missing	343	12,7
Hoe vragenlijst ontvangen	Via de vakbond	2.223	82,1
	Via de werkgever	16	0,6
	Via een collega	34	1,3
	Via vrienden of familie	27	1,0
	Andere/Missing	407	15,0
Sector van tewerkstelling	Industrie	516	19,1
	Bouwsector	208	7,7
	Bewaking	82	3,0
	Onderwijs, gez. en overheid (n-p)	172	6,4
	Schoonmaak (geen DC)	175	6,5
	Schoonmaak DC	1.128	41,7
Andere/Missing	426	15,6	

Bron: EPRES-be-enquête, Interface Demography (eigen analyses). DC = dienstencheques; gez= gezondheidszorg; n-p= non-profit; hoger sec. onderwijs= hoger secundair onderwijs.

Onafhankelijke variabelen

Precaire tewerkstelling is een variabele die werd opgesteld door middel van een somschaal met acht dimensies. Elk van deze dimensies drukt een component uit van het onderliggende theoretische concept. Nadelige scores op ieder van die dimensies dragen bij aan de algemene precariteitsscore van een job. Met andere woorden, 'precariteit' wordt geoperationaliseerd als het geaccumuleerd voorkomen van nadelige scores op ieder van de dimensies. Sommige dimensies bestaan op hun beurt uit een aantal sub-dimensies (Tabel 2, kolom 2). Ze werden zo gecodeerd dat een score van 1 altijd de meest precaire situatie uitdrukt en een score van 0 de minst precaire situatie (Tabel 2, kolom 3). De somschaal 'precariteit' drukt dus met een decimale score variërend tussen 0 (niet precair) en 1 (zeer precair) een totaalscore uit voor precair werk, waarbij ieder van de dimensies een gelijk gewicht kreeg³.

In dit onderzoek werd de EPRES (Amable 2006; Vives et al. 2010) als basismodel gebruikt. De acht uiteindelijke dimensies waarmee de somschaal werd samengesteld, zijn het resultaat van een integratie van onderzoek naar tewerkstellingskwaliteit in België (De Moortel et al. 2014; Van Aerden 2018) en het EPRES-basismodel. Deze operationalisering heeft het voordeel van consistentie en vergelijkbaarheid met ander Belgisch onderzoek en sluit toch nauw aan bij de veelgebruikte EPRES. Er zijn een aantal dimensies (werktijden en rechten) van welke de subdimensies geen Cronbach's Alfa (CA) hadden die meer dan 0,6 bedroeg. Deze subdimensies zijn – ondanks de eerder lage interne consistentie – toch geconstrueerd omdat het belangrijk werd gevonden conceptueel zo dicht mogelijk bij de originele EPRES te blijven. In Tabel 2 worden de opgenomen dimensies, subdimensies en de codering van de items weergegeven.

Tabel 2. Operationalisering van de EPRES op basis van tewerkstellingsonderzoek in België

Dimensie	Operationalisering	Antwoordmogelijkheden en codering (0 = minst precair, 1 = meest precair)
Geen vast contract	Hebt u een vast contract bij uw werkgever?	0 = Vast contract 1 = Geen vast contract
Machte-loosheid	Formeel (a = 0,850) Op welke manier worden de volgende arbeidsvoorwaarden geregeld? Denk hierbij aan de meest voorkomende situatie. De uurlonen en salarissen Sociale voordelen en rechten	0 = Door collectieve arbeidsovereenkomsten 0,33 = Door onderhandeling tussen de werknemersafgevaardigden en de werkgever 0,66 = In persoonlijk overleg met mijn rechtstreekse chef 1 = Het wordt mij opgelegd zonder overleg + Ik weet het niet
	Informeel (a = 0,725)	0 = Ik kies dit grotendeels zelf + In samen-

³ Voor meer informatie over de samenstelling en constructie van de precariteitschaal verwijzen we graag naar het overzichtsrapport van het EPRES-be onderzoek: https://interfacedemography.be/wp-content/uploads/2020/11/EPRES_BE_W1_Technisch-rapport-1.pdf.

	Op welke manier worden de volgende arbeidsvoorwaarden geregeld? Denk hierbij aan de meest voorkomende situatie. De werktaken van de dag De wekelijkse of maandelijkse planning	spraak met collega's 0,5 = In persoonlijk overleg met mijn rechtstreekse chef 1 = Het wordt mij opgelegd zonder overleg + Ik weet het niet
Gebrek aan rechten	Beschikken over vier rechten (a = 0,409) - Ik heb recht op een werkloosheid vergoeding in geval van ontslag. - Ik heb recht op een hospitalisatieverzekering voorzien door mijn werkgever. - Ik heb recht op minstens 1 van volgende extralegale voordelen: eco-cheques, maaltijdcheques, cadeaucheques. - Ik heb recht op betaalde vakantie.	0 = Ja 1 = Nee + Ik weet het niet
Geen afdwingbaarheid van rechten	Het kunnen afdwingen van zes rechten (a = 0,658) De volgende stellingen hebben betrekking tot het daadwerkelijk kunnen genieten van deze rechten: - Ik kan mijn betaalde vakantie zonder probleem daadwerkelijk krijgen. - Ik kan mijn betaald ziekteverlof zonder probleem daadwerkelijk krijgen. - Ik kan mijn thematisch verlof (betaald ouderschapsverlof, tijdskrediet, zorgverlof,...) zonder probleem daadwerkelijk bekomen. - Indien ik onverwachts een dag vrij zou moeten nemen, dan zou dat geen probleem zijn. - Ik heb recht op minstens 1 van volgende extralegale voordelen: ecocheques, maaltijdcheques, cadeaucheques en deze werden mij automatisch en zonder problemen uitbetaald/toegekend. - Ik heb recht op minstens 1 van volgende vergoedingen: ploegenpremie, verplaatsingsvergoeding, gevarenpremie en deze werden mij automatisch en zonder problemen uitbetaald.	0 = Helemaal akkoord + eerder akkoord 0,5 = Deels akkoord, deels niet akkoord 1 = Eerder niet akkoord + helemaal niet akkoord
Kwetsbaarheid	Authoritaire behandeling (a = 0,869) - Indien ik betere arbeidsomstandigheden zou willen, zou ik angst hebben om dat te vragen.	0 = Helemaal niet akkoord 0,25 = Eerder niet akkoord 0,5 = Deels akkoord, deels niet akkoord + Geen mening

	<ul style="list-style-type: none"> - <i>Indien ik oneerlijk behandeld zou worden, dan zou ik daar niet tegenin durven gaan.</i> - <i>Ik word op een autoritaire manier behandeld.</i> - <i>Ik moet mij zorgen maken over ontslag wanneer ik niet onmiddellijk zou doen wat mij wordt opgedragen.</i> - <i>Ik moet mij zorgen maken over ontslag wanneer ik tijdelijk wat minder goed werk.</i> - <i>Ik moet mij zorgen maken over ontslag indien ik zou deelnemen aan een staking.</i> - <i>Mijn bazen geven mij het gevoel dat ik makkelijk vervangbaar ben.</i> - <i>Ik word op een agressieve manier behandeld.</i> - <i>Ik word op een oneerlijke of discriminerende manier behandeld.</i> 	<p>0,75 = Eerder akkoord 1 = Helemaal akkoord</p>
	<p>Informatie <i>Ik ben goed geïnformeerd met betrekking tot de gezondheids- en veiligheidsrisico's die eigen zijn aan de uitvoering van mijn job.</i></p>	<p>0 = Helemaal akkoord 0,25 = Eerder akkoord 0,5 = Deels akkoord, deels niet akkoord + Geen mening 0,75 = Eerder niet akkoord 1 = Helemaal niet akkoord</p>
	<p>Rechtvaardig <i>De administratie van mijn loon en arbeidsvoorwaarden (verlof, premies, verplaatsingsvergoeding,...) verloopt over het algemeen correct.</i></p>	<p>0 = Helemaal akkoord 0,25 = Eerder akkoord 0,5 = Deels akkoord, deels niet akkoord + Geen mening 0,75 = Eerder niet akkoord 1 = Helemaal niet akkoord</p>
Onzekere werktijden	<p>Voorspelbaarheid van de werkuren (a = 0,475) Wijzigt uw werkrooster regelmatig buiten uw wil om? En hoelang voor de wijziging brengt men u op de hoogte?</p>	<p>0 = Uurrooster wijzigt niet regelmatig buiten mijn wil 0,25 = Wijziging medegedeeld een aantal weken op voorhand 0,5 = Wijziging medegedeeld een aantal dagen op voorhand + Geen mening 0,75 = Wijziging medegedeeld een dag op voorhand 1 = Wijziging medegedeeld dezelfde dag</p>
	<p>Asociale, glijdende uren (a = 0,727) Kan u aangeven hoeveel keer u gemiddeld per maand op de volgende momenten werkt? <i>Ik werk ... tussen 17u en 22u.</i> <i>Ik werk ... 's nachts. Met nachtwerk bedoelen we tenminste twee uur werk tussen 20 uur 's avonds en 5 uur 's morgens.</i> <i>Ik werk ... op een zaterdag.</i></p>	<p>0 = Nooit + Ik weet het niet + n.v.t. 0,33 = Soms 0,66 = Regelmatig 1 = Altijd</p>

	<i>Ik werk ... op een zondag.</i>	
	<i>Ik werk ... op een feestdag.</i>	0 = Ja
	Maakt u gebruik van glijdende uren?	1 = Nee
	Lange overuren (a = 0,554)	0 = Nooit + Ik weet het niet + n.v.t.
	<i>Ik moet ... overuren maken.</i>	0,33 = Soms
		0,66 = Regelmatig
		1 = Altijd
	Hoeveel uur werkt u gemiddeld per week in realiteit?	0 < 40 uur/week
		0,5 = 41-48 uur/week
		1 > 48 uur/week
	<i>Ik moet ... stand-by zijn.</i>	0 = Nooit + Ik weet het niet + n.v.t.
		0,33 = Soms
		0,66 = Regelmatig
		1 = Altijd
Lage verloning	Welk bedrag komt het best overeen met uw eigen maandelijks netto-inkomen uit uw belangrijkste betaalde job?	0 = Twee hoogste kwartielen
		0,5 = Tweede kwartiel
		1 = Laagste kwartiel
Geen training	<i>Ik heb in de voorbije 12 maanden een training gevolgd, betaald of voorzien door mijn werkgever.</i>	0 = Ja
		1 = Nee

Deze studie telt verder ook twee intermediaire variabelen waarvan getest werd of zij als mediator of moderator (buffer) optreden:

Subjectieve materiële deprivatie in het huishouden. Deze variabele geeft weer of respondenten zelf vinden dat ze rondkomen met hun totaal maandelijks huishoudinkomen. De zes antwoordmogelijkheden werden gehercodeerd als decimale scores tussen 0 (zeer gemakkelijk) en 1 (met grote moeite) en vormen zo een benadering van een numerieke variabele.

Werk-privébalans. Deze variabele geeft weer in welke mate de respondenten hun werkuren kunnen combineren met hun sociale en familiale verplichtingen. De vier categorieën werden eveneens gehercodeerd als decimale scores tussen 0 (heel goed) en 1 (helemaal niet goed) en vormen zo een benadering van een numerieke variabele.

Ten slotte werd in de multivariabele analyse gecontroleerd voor een aantal socio-demografische kenmerken: leeftijd (jonger dan 35 jaar, 35 tot en met 49 jaar en 50 jaar en ouder), geslacht (man/vrouw), opleiding (kortgeschoold, hoger secundair onderwijs en hoger onderwijs) en gezinssamenstelling (koppel, koppel met inwonende kinderen, alleenstaand, alleenstaand met inwonende kinderen en andere gezinsvormen). Deze werden telkens als dummyvariabelen aan de regressieanalyse toegevoegd, met één categorie als referentiecategorie.

Afhankelijke variabele

De afhankelijke variabele in deze studie is laag welzijn, geoperationaliseerd aan de hand van de WHO-5-index (*Five Well-Being Index* van de *World Health Organization*) (Topp et al. 2015). Het betreft een reeks van vijf stellingen ($\alpha = 0,876$) die de respondent kan beoordelen op een schaal van 0 (ervaar ik nooit) tot 5 (ervaar ik altijd): *Ik voelde me vrolijk en in een opperbeste stemming; ... rustig en ontspannen; ... actief en doelbewust; ... fris en uitgerust wanneer ik wakker werd; Mijn dagelijkse leven was gevuld met dingen die me interesseren*. Er werd een (omgekeerd gecodeerde) somschaal berekend die voor iedere respondent een continue, decimale score variërend tussen 0 (goede welzijnstoestand) en 1 (slechte welzijnstoestand) uitdrukt voor subjectief laag welzijn.

Opbouw van de analyse

Aan de hand van beschrijvende analyses wordt een eerste beeld geschetst van de verdeling van en de relaties tussen de variabelen. Daarna wordt een multivariabele analyse uitgevoerd die bestaat uit een stapsgewijze, lineaire regressie met zes modellen en met als afhankelijke variabele steeds 'laag welzijn'. Het bivariaat model bevat de effectparameters voor elke onafhankelijke variabele apart. Model 1 bevat de controlevariabelen leeftijd, geslacht en opleidingsniveau. In model 2 wordt precair werk toegevoegd aan model 1. Model 3 bouwt verder op model 2 en bevat de controlevariabele gezinssamenstelling. In model 4 worden de potentieel mediërende variabelen toegevoegd, respectievelijk subjectieve materiële deprivatie in het huishouden en (ongunstige) werk-privébalans. De huishoudvariabelen werden ook apart toegevoegd voor sensitiviteitsanalyse (Tabel IIa en IIb in de appendix). Om de bufferhypothese te controleren, worden in de laatste modellen ook de interactie-effecten tussen enerzijds precariteit en anderzijds subjectieve materiële deprivatie in het huishouden (model 5) en werk-privébalans (model 6) toegevoegd.

Bij de verkennende analyses ligt het steekproefaantal lager dan de initiële steekproef ($n = 2.707$) vanwege het percentage missende waarden op de somschalen voor precariteit (13,8%) en laag welzijn (8,5%). Het gaat om steekproefaantallen van respectievelijk 2.332 en 2.475 respondenten. Ook het aantal cases in de regressieanalyse ($n = 2.164$) ligt lager (79,9%) dan bij de initiële steekproef ($n = 2.707$) omdat er, vooral voor de vragen naar werk-privébalans (13,2%) en subjectieve materiële deprivatie in het huishouden (10,7%), sprake was van meer non-respons (zie ook Tabel I in de appendix). Regressieanalyses werden uitgevoerd op 'volledige cases', zodat de vergelijkbaarheid van de modellen niet in het gedrang kwam. Sensitiviteitsanalyses tonen slechts beperkte verschillen in de resultaten naar aanleiding van deze keuze (resultaten niet getoond).

Resultaten

Verkennde analyse

Tabel 3 toont de gemiddelde scores voor precariteit (13,8% missings) per leeftijdscategorie, geslacht, opleidingsniveau en gezinssamenstelling. In de leeftijdscategorieën scoort de leeftijdsgroep die jonger is dan 35 jaar gemiddeld het hoogst op precair werk (0,369). Vrouwen (0,375) scoren hoger dan mannen. Wat opleiding betreft, scoren kortgeschoolden het hoogst op precariteit (0,361) en van de verschillende gezinsvormen scoren alleenstaanden met kinderen het hoogst (0,371). De categorieën met inwonende kinderen scoren telkens hoger op precair werk dan de equivalente groepen zonder inwonende kinderen.

De verschillen in laag welzijn (8,5% missings) tussen de leeftijdscategorieën zijn eerder minimaal. De 35-49-jarigen scoren het hoogst op laag welzijn (0,480). Vrouwen (0,484) scoren hoger dan mannen. De verschillen tussen de opleidingscategorieën zijn niet statistisch significant. Wat betreft gezinssamenstelling zijn de scores gelijkaardig met die van precariteit. De groep alleenstaanden met inwonende kinderen scoort het hoogst op laag welzijn (0,508) en groepen met inwonende kinderen scoren steeds hoger op laag welzijn dan de equivalente groepen zonder kinderen.

Verder staan in Tabel 3 ook de correlaties weergegeven tussen de huishoudvariabelen en precariteit enerzijds en de huishoudvariabelen en welzijn anderzijds. Al deze correlaties zijn positief en statistisch significant. Subjectieve materiële deprivatie in het huishouden hangt dus samen met precair werk (0,354^{***}) en laag welzijn (0,354^{***}). Een ongunstige werk-privébalans hangt matig positief samen met precair werk (0,139^{***}) en sterk positief samen met laag welzijn (0,342^{***}).

Tabel 3. Gemiddelde scores en Pearson-correlaties voor precariteit en laag welzijn per leeftijd, geslacht, opleidingsniveau, gezinssamenstelling, subjectieve materiële deprivatie in het huishouden en werk-privébalans bij Belgische, tewerkgestelde leden van het ABVV (n = 2.707)

	Precariteit		Laag welzijn	
	Gem. (S.D.)	n	Gem. (S.D.)	n
Alle werknemers (Sig.)	0,342 (0,137)	2.332	0,468 (0,224)	2.475
Leeftijd (Sig.)	***		**	
<i>Jonger dan 35 jaar</i>	0,369 (0,143)	619	0,476 (0,221)	655
<i>35-49 jaar</i>	0,353 (0,131)	965	0,480 (0,226)	1.039
<i>50 jaar en ouder</i>	0,306 (0,133)	748	0,446 (0,221)	781
Geslacht (Sig.)	***		***	
<i>Man</i>	0,285 (0,124)	837	0,439 (0,209)	871
<i>Vrouw</i>	0,375 (0,134)	1.492	0,484 (0,230)	1.601

	r (S.E.)	n	r (S.E.)	n
Opleidingsniveau (Sig.)	***			
<i>Kortgeschoold</i>	0,361 (0,134)	963	0,477 (0,227)	1.028
<i>Hoger sec. onderwijs</i>	0,343 (0,136)	940	0,458 (0,221)	989
<i>Hoger onderwijs</i>	0,282 (0,139)	337	0,463 (0,212)	347
Gezinssamenstelling (Sig.)	***		**	
<i>Koppel met kinderen</i>	0,351 (0,135)	1.101	0,467 (0,222)	1.168
<i>Koppel</i>	0,319 (0,139)	546	0,446 (0,220)	568
<i>Alleenstaand</i>	0,327 (0,142)	321	0,482 (0,225)	339
<i>Alleenstaand met kinderen</i>	0,371 (0,133)	211	0,508 (0,233)	225
<i>Andere (°)</i>	0,354 (0,132)	153	0,473 (0,224)	166
Subjectieve materiële deprivatie HH (Sig.)	***	2.293	***	2.416
Ongunstige WP-balans (Sig.)	***	2.287	***	2.350
	0,139 (0,021)		0,342 (0,020)	

Bron: EPRES-be-enquête, *Interface Demography* (eigen analyses). ANOVA, t-test en post-hoc-test met Bonferroni correctie). * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$ Gem. = gemiddelde; S.D. = Standaarddeviatie; S.E. = Standaardfout; Sig. = significantieniveau; n = aantal respondenten; Hoger sec. onderwijs = Hoger secundair onderwijs. (°) Andere = samenwonend of inwonend bij (een van) beide ouders; HH = huishouden.

Bivariate en multivariabele analyses

Tabel 4 toont de resultaten van de stapsgewijze, meervoudige lineaire regressies met laag welzijn als afhankelijke variabele. Het bivariaat model geeft de regressieschattingen weer voor iedere onafhankelijke variabele zonder statistische controle voor derde variabelen. Een maximale stijging op de precariteitschaal zal de score op laag welzijn naar verwachting met 0,513*** doen toenemen. Merk op dat één eenheidsstijging in precariteit het verschil uitdrukt tussen iemand die helemaal geen precare job heeft (score 0) en iemand die een extreem precare job heeft (score 1). Subjectieve materiële deprivatie in het huishouden ($\beta = 0,328^{***}$) en ongunstige werk-privébalans ($\beta = 0,287^{***}$) hebben allebei een positieve, significante regressiecoëfficiënt. Ook hier gaat het om ‘maximale effecten’.

In modellen 1 tot en met 6 wordt de multivariabele analyse stapsgewijs opgebouwd. De R^2 en R^2 adj. tonen aan dat de verklarende kracht van het model steeds beter wordt. Model 1 bevat de controlevariabelen geslacht, leeftijd en opleidingsniveau. Mannen rapporteren een beter welzijn dan vrouwen ($\beta = -0,040^{***}$) en de leeftijdsgroep van vijftig jaar en ouder rapporteert een beter welzijn ($\beta = -0,034^{**}$) dan de referentiegroep tussen 35 en 49 jaar. De effecten zijn echter heel beperkt. In mo-

del 2 wordt de precariteitsschaal toegevoegd. Hoge scores op precariteit resulteren zoals verwacht in hoge scores op laag welzijn ($\beta = 0,528^{***}$). Het effect van hoger onderwijs is heel klein ($\beta = 0,028^*$), maar blijft doorheen de modelopbouw positief en significant. De effecten van de resterende controlevariabelen zijn niet significant. Model 3 controleert additioneel voor gezinssamenstelling. Enkel alleenstaanden ($\beta = 0,029^*$) en alleenstaanden met kinderen ($\beta = 0,032^*$) scoren naar verwachting een beetje hoger op laag welzijn dan de referentiegroep koppels met inwonende kinderen. Het statistisch significant effect van precair werk ($\beta = 0,527^{***}$) blijft stabiel.

In model 4 worden de huishoudvariabelen toegevoegd (in Tabel IIa en IIb in de appendix worden deze variabelen ook apart toegevoegd). Het effect van precariteit ($\beta = 0,301^{***}$) daalt sterk ten opzichte van het vorige model ($\beta = 0,527^{***}$). Dat suggereert dat het bivariaat effect van precariteit op welzijn deels verklaard wordt door het effect van de huishoudvariabelen. Ook wanneer de variabelen apart worden toegevoegd, daalt het effect van precariteit op welzijn (zie appendix). De huishoudvariabelen zelf hangen allebei positief en significant samen met laag welzijn, respectievelijk $\beta = 0,220^{***}$ voor subjectieve materiële deprivatie en $\beta = 0,238^{***}$ voor werk-privébalans. Dat wil zeggen dat we de mediatiohypothese voor beide huishoudvariabelen kunnen bevestigen. Ook het licht positieve, significante effect van alleenstaanden (met kinderen) verdwijnt na controle voor de huishoudvariabelen. In model 4 vinden we wederom een zwak negatief effect op laag welzijn voor mannen ($\beta = -0,027^{**}$). De verklarende kracht van het model neemt sterk toe na controle voor de huishoudvariabelen: R^2 adj. stijgt van 10,6% naar 24,2% verklaarde variatie.

Model 5 voegt het interactie-effect tussen precariteit en subjectieve materiële deprivatie in het huishouden toe aan model 4. Hiermee wordt de bufferhypothese getoetst. Het rechtstreekse effect van precariteit daalt naar $\beta = 0,208^{**}$ onder controle van deze variabele. Geslacht en hoger onderwijs behouden hun verklarende kracht ten opzichte van het vorige model. Het effect van subjectieve materiële deprivatie in het huishouden op welzijn ($\beta = 0,167^{**}$) is gedaald ten opzichte van model 4 ($\beta = 0,220^{***}$). Er is een positief, maar niet-significant interactie-effect waarneembaar tussen precair werk en subjectieve materiële deprivatie ($\beta = 0,175$). Dat wil zeggen dat we de bufferhypothese voor deze variabele niet kunnen bevestigen, al wijst de trend wel in de veronderstelde richting. Model 6 voegt ten slotte het interactie-effect tussen precariteit en een ongunstige werk-privébalans toe aan model 4. Het significant hoofdeffect van ongunstige werk-privébalans ($\beta = 0,291^{***}$) is gestegen ten opzichte van model 4 ($\beta = 0,238^{***}$). Toch is hier ook geen significant interactie-effect te vinden ($\beta = -0,173$). De trend wijst zelfs in de omgekeerde richting dan degene die werd verondersteld. We kunnen de bufferhypothese voor de werk-privébalans dus niet bevestigen. Het effect van precair werk ($\beta = 0,357^{***}$) blijft in dit model ook significant.

Tabel 4. Resultaten van een stapsgewijze, meervoudige lineaire regressie met laag welzijn als afhankelijke variabele bij Belgische, tewerkgestelde leden van het ABVV (n = 2.164)

	Bivariaat model		Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6
	β (S.E.) Sig.	β (S.E.) Sig.	β (S.E.) Sig.	β (S.E.) Sig.	β (S.E.) Sig.	β (S.E.) Sig.	β (S.E.) Sig.	β (S.E.) Sig.
Constante			0,487 (0,010)***	0,286 (0,016)***	0,278 (0,017)***	0,164 (0,017)***	0,194 (0,026)***	0,145 (0,021)***
Geslacht (ref. = vrouw)	-0,045 (0,009)***	0,004 (0,010)	-0,040 (0,010)***	0,004 (0,010)	0,006 (0,010)	-0,027 (0,010)**	-0,026 (0,010)**	-0,028 (0,010)**
Leeftijd (ref. = 35-49 jaar)								
Jonger dan 35 jaar	-0,004 (0,011)	-0,013 (0,011)	-0,003 (0,012)	-0,013 (0,011)	-0,011 (0,011)	-0,015 (0,010)	-0,015 (0,010)	-0,014 (0,010)
50 jaar en ouder	-0,034 (0,011)***	-0,012 (0,011)	-0,034 (0,011)**	-0,012 (0,011)	-0,014 (0,011)	-0,009 (0,010)	-0,009 (0,010)	-0,009 (0,010)
Opleidingsniveau (ref. = hoger sec.)								
Kortgeschoold	0,019 (0,010)	0,003 (0,010)	0,011 (0,010)	0,003 (0,010)	0,004 (0,010)	≈0,000 (0,009)	≈0,000 (0,009)	0,001 (0,009)
Hoger onderwijs	0,004 (0,014)	0,028 (0,014)*	-0,002 (0,014)	0,028 (0,014)*	0,028 (0,014)*	0,029 (0,013)*	0,027 (0,013)*	0,029 (0,013)*
Precair Werk	0,513 (0,032)***	0,528 (0,035)***		0,528 (0,035)***	0,527 (0,035)***	0,301 (0,035)***	0,208 (0,069)**	0,357 (0,050)***
Gezinsamenstelling (ref. = koppel inw. kinderen)								
Koppel	-0,021 (0,011)				-0,001 (0,012)	0,007 (0,011)	0,006 (0,011)	0,007 (0,011)
Alleenstaand	0,015 (0,014)				0,029 (0,014)*	0,020 (0,013)	0,019 (0,013)	0,020 (0,013)
Alleenstaand met kinderen	0,041 (0,016)*				0,032 (0,016)*	-0,006 (0,015)	-0,007 (0,015)	-0,005 (0,015)
Ander	0,006 (0,019)				-0,005 (0,019)	-0,007 (0,018)	-0,008 (0,018)	-0,006 (0,018)
Subjectieve materiële deprivatie HH	0,328 (0,018)***					0,220 (0,019)***	0,167 (0,039)**	0,220 (0,019)***
Ongunstige WP-balans	0,287 (0,016)***					0,238 (0,017)***	0,239 (0,017)***	0,291 (0,039)***
Precair werk* Subjectieve materiële deprivatie HH							0,175 (0,113)	
Precair werk* Ongunstige WP-balans								-0,173 (0,112)
Determinatiecoëfficiënt (R ²)			0,015	0,107	0,110	0,246	0,247	0,247
Determinatiecoëfficiënt (R ² adj.)			0,012	0,104	0,106	0,242	0,243	0,243
Steekproefgrootte (N)			2.164	2.164	2.164	2.164	2.164	2.164

Bron: EPRES-be-enquête, Interface Demography (eigen analyses). *p<0,05, **p<0,01, ***p<0,001; B(Sig.) = schattingen en significantieniveau; S.E. = Standaardfout; Koppel inw. Kinderen = koppel met inwonende kinderen; HH = huishouden; WP-balans = werk-privébalans.

Discussie

In deze studie werd de relatie tussen precair werk en welzijn onderzocht met specifieke aandacht voor de rol van de huishoudcontext. Uit de resultaten bleek dat precair tewerkgestelden lager scoren op welzijn. De relatie tussen (bepaalde aspecten van) precair werk en lage welzijnsscores werd eerder al onderzocht. Zo is er bijvoorbeeld veel aandacht geweest voor hoe jobonzekerheid via angst en depressie kan leiden tot negatieve welzijnsuitkomsten (bijv. Boya et al. 2008; Silla et al. 2009). In deze studie werd echter gekozen voor een multidimensionale benadering die precariteit tracht te meten aan de hand van acht dimensies. Dit om een holistische kijk te bieden op de mate waarin precariteit zich in verschillende tewerkstellingssituaties kan manifesteren. Hiervoor werd gebruik gemaakt van een Belgische versie van de EPRES. Deze schaal is licht aangepast aan de Belgische context, maar berust op een meetinstrument dat reeds in verschillende landen werd gevalideerd, waaronder Spanje (Vives et al. 2010), Zweden (Jonsson et al. 2019) en Chili (Vives-Vergara et al. 2017). De schaal werd specifiek ontwikkeld voor gezondheids- en welzijnsonderzoek (Vives et al. 2015).

Dat precare werknemers doorgaans een lager welzijn rapporteren is in verschillende studies die gebruik maakten van de EPRES vastgesteld (Benach et al. 2014; Puig-Barrachina et al. 2014), maar de mechanismen die daarachter schuilgaan zijn nog niet volledig duidelijk. Veel onderzoek focuste op aspecten binnen de arbeidscontext, zoals de directe psychosociale effecten van een precare job (bijv. Beckers et al. 2008) of de blootstelling aan schadelijke arbeidsomstandigheden (bijv. Amable 2006). De bredere sociale en materiële levensomstandigheden buiten het arbeidsproces blijken echter ook belangrijk om de relatie tussen precair werk en welzijn te begrijpen (Julià et al. 2017). Daarom hielden we in deze studie rekening met twee factoren op huishoudniveau die volgens de literatuur een prominente verklarende rol kunnen spelen: subjectieve materiële deprivatie en de werk-privébalans. Verwacht werd dat de gepercipieerde materiële situatie van het huishouden en de balans tussen werk en privéleven zowel een bufferende als een mediërende rol zouden opnemen in de relatie tussen precair werk en welzijn.

De resultaten suggereren dat subjectieve materiële deprivatie op het niveau van het huishouden als een mediator opereert. Een deel van de relatie tussen precariteit en laag welzijn lijkt dus verklaard te worden door de gepercipieerde materiële situatie van het huishouden. Huishoudens met een precair tewerkgesteld gezinslid bevinden zich, vaker dan huishoudens zonder precair tewerkgesteld gezinslid, in een situatie van subjectieve materiële deprivatie (Lewchuk 2017). Daarmee is de causaliteit van de relatie echter nog niet duidelijk. Enerzijds kan het gevoel van 'niet rond te komen' een reden zijn voor (een van) de huishoudleden om voor een (bijkomende) precare job te kiezen (Preoteasa et al. 2016). Anderzijds verhogen een heleboel kenmerken van precair werk het risico op gepercipieerde materiële deprivatie op

huishoudniveau, zoals in deze studie werd getest. De vaak volatiele werkschema's (Wight, Raley en Bianchi 2008), periodes van tijdelijke werkloosheid (Schneider en Harknett 2017), de lage lonen (Benach et al. 2014) en de beperkte kansen op training en carrière mogelijkheden (Van Aerden 2018) zijn daar enkele voorbeelden van. Wanneer er materiële deprivatie optreedt, is er in dat huishouden een verhoogde kans op slechte woonomstandigheden, ongezonde voedingspatronen, langdurige stress en onvoldoende toegang tot gezondheidszorg en hulpverlening (Scott-Marshall en Tompa 2011). Huishoudens die niet toekomen met hun inkomen hebben vaak ook minder sterk uitgebouwde sociale netwerken waarop ze kunnen terugvallen, waardoor ze een belangrijke buffer tegen stress missen (Belle 1982). Dit kan eveneens negatieve gevolgen hebben voor het welzijn (Scott-Marshall en Tompa 2011). Uit de resultaten van deze studie blijkt dat precair werk via subjectieve materiële deprivatie op huishoudniveau het individueel welzijn van precair tewerkgestelden kan schaden. Dat biedt steun voor de idee dat gepercipieerde materiële deprivatie in het huishouden een van de mechanismen vormt via dewelke precare tewerkstelling een invloed heeft op welzijn (Lewchuk et al. 2011). Beleidsmakers die de impact van precare tewerkstelling op welzijn willen aanpakken, nemen de gepercipieerde materiële huishoudsituatie dus best mee in rekening (Trlifajová en Hurrell 2019). De getoetste interactieterm tussen precariteit en subjectieve materiële deprivatie binnen het huishouden wees op een effectreductie, maar bleek niet statistisch significant.

Werk-privébalans lijkt in deze studie ook een mediërende rol te spelen in de relatie tussen precair werk en laag welzijn. Het effect van precare tewerkstelling op welzijn verkleinde immers na de toevoeging van 'werk-privébalans' aan ons model. Ook hier kan het gebrek aan werk-privébalans enerzijds een huishoudelijke incentive vormen om een precare job aan te nemen, bijvoorbeeld in het geval van ouders die deeltijds of met flexibele uren gaan werken omdat ze meer tijd willen vrijmaken voor huishoudelijke taken en de zorg voor kinderen (Hilbrecht et al. 2008). Anderzijds kunnen precare jobs een problematische werk-privébalans ook versterken (Bohle et al. 2004), wat kan resulteren in ongunstige welzijnsuitkomsten (Schneider en Harknett 2017), zoals werd getest in deze studie. Een aspect van precair werk dat het risico op een ongunstige werk-privébalans verhoogt, zijn de werkuren. Die zijn in het geval van precare jobs vaak lang en onregelmatig (Standing 2011). De hoeveelheid werkuren is negatief geassocieerd met (mentale) gezondheid (Beckers et al. 2008). Werknemers met onregelmatige werkuren hebben het moeilijker om hun (sociale) activiteiten te plannen en te organiseren (Costa et al. 2004), waardoor ze hun gezinsleven ook moeilijker kunnen combineren met verplichtingen op het werk (Schneider en Harknett 2017). Bovendien speelt ook de mate waarin men op niet-standaarduren werkt een rol. Zo hebben nachtwerkers het moeilijker dan dagwerkers om tijd met hun familie door te brengen (Portela, Rotenberg en Waissmann 2004), wat de negatieve relatie met welzijn medieert (Bohle en Tilley 1989). De accumulatie van die verschillende aspecten van precair werk kan de werk-privébalans

binnen huishoudens aldus verstoren (Lewchuk et al. 2015) en zo negatieve gevolgen hebben voor het welzijn van de precare werknemer (Schneider en Harknett 2017). De gevolgen van precair werk dienen daarom dus ook geëvalueerd te worden in verhouding tot een huishoudelijke context die niet enkel de materiële situatie omvat, maar ook sociale aspecten, zoals de balans tussen werk en gezinsleven.

Ook voor de werk-privébalans vonden we geen steun voor de bufferhypothese. Een mogelijke verklaring ligt in de samenstelling van de steekproef. De EPRES-be-steekproef bevat namelijk veel vrouwen die deeltijds werken ($n = 827$ of 38,2%) en de grootste sector in de steekproef is de schoonmaaksector. Deeltijds werk is vaak een bewuste keuze en een stimulans om voor de schoonmaak te kiezen, aangezien deeltijds werk (tussen 9 en 5 uur) in andere kortgeschoolde sectoren soms niet mogelijk is (Mousaid et al. 2015). Schoonmakers scoren doorgaans beter op de werk-privébalans omdat ze vrij stabiele werkuren hebben, maar scoren alsnog hoog op precariteit omdat er andere kenmerken aan hun job nadelig zijn (Mousaid et al. 2015). Figuur I en II uit de post-hocanalyse tonen aan dat de relatie tussen precair werk en werk-privébalans minder uitgesproken is voor vrouwen en voor beide schoonmaaksectoren. Het lijkt waardevol om de invloed van de werk-privébalans op de relatie tussen precariteit en welzijn meer uit te diepen in een volgende studie. Dat kan bijvoorbeeld via het concept van werk-familieverrijking (Greenhaus en Powell 2006). Mogelijks ervaren precare werknemers verrijking op één gebied (bijvoorbeeld tijd voor de kinderen) en conflict op een ander gebied (bijvoorbeeld vaak moe door nachtwerk). Een aantal effecten geobserveerd voor de controlevariabelen zijn tegengesteld aan de verwachtingen die we op basis van de literatuur hadden. Zo hebben respondenten met een langere opleiding een lager welzijn dan korter opgeleiden, terwijl we op basis van de literatuur net het omgekeerde zouden verwachten (Lewchuk et al. 2013). Dit is wellicht opnieuw te wijten aan de samenstelling van onze steekproef. Er is weinig variatie in opleidingsniveau (dat wil zeggen een oververtegenwoordiging van kortopgeleiden). Het doel van deze analyse was echter niet om een representatief beeld van de Belgische werknemerspopulatie te schetsen, maar wel om het precare segment onder de Belgische werknemers te onderzoeken en op zoek te gaan naar verklarende mechanismen in de relatie tussen precariteit en welzijn. Verder bevat onze steekproef door de samenwerking met ABVV een hoog aantal gesyndiceerden. België is echter een land waar het percentage gesyndiceerden sowieso erg hoog ligt (ongeveer 55%) en de socialistische vakbond is bovendien de tweede grootste vakbond (met ongeveer 1,5 miljoen leden) (Vandaele 2019). Eerdere studies tonen aan dat jobonzekerheid een motief is om zich bij een vakbond aan te sluiten (De Witte et al. 2008). De impact van een hoog aantal gesyndiceerden in onze steekproef vertaalt zich dus mogelijk in een hoger aantal precair tewerkgestelden, wat onze onderzoeksopzet – de studie van precariteit – ten goede komt, maar zeker de representativiteit voor de gehele Belgische werknemerspopulatie verminderde. Verder zijn er groepen die oververtegenwoordigd zijn in precare tewerkstelling (bijvoorbeeld

tijdelijke arbeidskrachten, uitzendkrachten en zelfstandigen zonder personeel), maar typisch een lage syndicalisatiegraad hebben (De Cuyper et al. 2014). Die groep van niet-gesyndiceerden precair tewerkgestelden bereiken we niet in onze studie. Het zou waardevol zijn om de EPRES in toekomstig onderzoek ook in deze moeilijker bereikbare populaties te gebruiken.

Een andere beperking van dit onderzoek is dat de mediatiehypothese niet formeel getest werd (dat wil zeggen door gebruik te maken van formele statistische technieken voor mediatie-analyse: bijv. MacKinnon, Fairchild en Fritz 2007). Er werd wel getest welke invloed de toevoeging van de huishoudvariabelen had op de andere effecten in het regressiemodel. Verder konden er geen uitspraken worden gedaan over de causaliteit van het theoretisch model. Er is een samenhang aangetoond tussen precair werk en welzijn, maar of preciaire tewerkstelling lager welzijn veroorzaakt (sociale causatie) (bijv. Benach et al. 2014) of omgekeerd, of er een sociale selectie plaatsvindt en lager welzijn ervoor zorgt dat mensen in preciaire beroepen terecht komen (bijv. Dawson et al. 2015) is niet duidelijk op basis van deze resultaten. De brede literatuur die hierrond bestaat wijst echter wel uit dat sociale causatie van precariteit naar (laag) welzijn het grootste aandeel heeft in deze relatie (Pirani 2017). Desondanks levert deze analyse een belangrijke bijdrage aan de studie van preciaire tewerkstelling. Precariteit is hier opgevat als een accumulatie van negatieve jobkenmerken die een algemene situatie van gebrek aan rechten, machteloosheid en onzekerheid uitdrukt. Hoewel er mogelijk sprake is van interne heterogeniteit, hangt deze combinatie van kenmerken dus wel degelijk samen met lagere welzijnsscores. Desalniettemin zou het interessant zijn voor toekomstig onderzoek om een typologische aanpak van precariteit te hanteren (bijv. Van Aerden 2018). Dit creëert immers meer ruimte om verschillende types preciaire jobs te onderscheiden die mogelijk een verschillende relatie met welzijn vertonen.

Een arbeidsmarkt waarin de-standaardisering in toenemende mate doordringt, vraagt om een goed begrip van de nieuwe gezondheids- en welzijnsrisico's die daarbij komen kijken. De relatie tussen aspecten van niet-standaard tewerkstelling en ongunstige gezondheids- en welzijnsuitkomsten werd eerder al vastgesteld (Scott-Marshall en Tompa 2011). In het geval van preciaire jobs gaat het echter niet om één aspect dat afwijkt van het standaard tewerkstellingsmodel, maar om de accumulatie van meerdere negatieve jobkenmerken die op verschillende manieren doordringen in jobs (Van Aerden et al. 2016). De rol van precariteit als sociale determinant van gezondheid en welzijn wordt steeds duidelijker (Benach et al. 2014) en de impact van preciaire jobs blijft een belangrijk aandachtspunt voor beleidsmakers. De huishoudelijke context mag daarbij echter niet uit het oog verloren worden, aangezien daar belangrijke mechanismen plaatsvinden die precariteit aan welzijn linken.

Literatuur

- Amable, M., J. Benach, C. Muntaner, F.G. Benavides, D. Gimeno, M. Menendez et al. (2006) Psychosocial dimensions of precarious employment: Developing an epidemiological measure of work precariousness. In: M. Amable (red.), *La precariedad laboral y su impacto en la salud. Un estudio en trabajadores asalariados en España*. Barcelona: UPF.
- Barker, K. en K. Christensen (1998) *Contingent Work: American Employment Relations in Transition*. Ithaca: ILR Press.
- Beckers, D.G.J., D. Van Der Linden, P.G.W. Smulders, M.A.J. Kompier, T.W. Taris en S.A.E. Geurts (2008) Voluntary or involuntary? Control over overtime and rewards for overtime in relation to fatigue and work satisfaction. *Work and Stress*, 22(1): 33-50.
- Belle, D.E. (1982) The impact of poverty on social networks and supports. *Marriage & Family Review*, 5(4): 89-103, DOI:10.1300/J002v05n04_06.
- Benach, J., M. Amable, C. Muntaner en F.G. Benavides (2002) The consequences of flexible work for health: Are we looking at the right place? *Journal of Epidemiology and Community Health*, 56(6): 405-406.
- Benach, J., F.G. Benavides, S. Platt, A. Diez-Roux, C. Muntaner (2000) The health-damaging potential of new types of flexible employment: A challenge for public health researchers. *American Journal of Public Health*, 90(8): 1316-1317.
- Benach, J. en C. Muntaner (2007) Precarious employment and health: Developing a research agenda. *Journal of Epidemiology and Community Health*, 61(4): 276-277.
- Benach, J., A. Vives, M. Amable, C. Vanroelen, G. Tarafa en C. Muntaner (2014) Precarious Employment: Understanding an Emerging Social Determinant of Health. *Annual Review of Public Health*, 35(1): 229-253, DOI:10.1146/annurev-publhealth-032013-182500.
- Boarini, R. en M. Mira, d'Ercole (2006) *Measures of Material Deprivation in OECD Countries*. OECD working paper, 1-70.
- Bohle, P., M. Quinlan, D. Kennedy en A. Williamson (2004) Working hours, work-life conflict and health in precarious and "permanent" employment. *Rev saude publica*, 38(1): 19-25.
- Bohle, P. en A.J. Tilley (1989) The Impact of Night Work on Psychological Well-being. *Ergonomics*, 32(9): 1089-1099.
- Bosch, G. (2004) Towards a new standard employment relationship in Western Europe. *British Journal of Industrial Relations*, 42(4): 617-636.
- Bosmans, K., S. Hardonk, N. De Cuyper en C. Vanroelen (2016) Explaining the relation between precarious employment and mental well-being. A qualitative study among temporary agency workers. *Work*, 53(2): 249-264.
- Boya, F.Ö., Y. Demiral, A. Ergör, Y. Akvardar en H. De Witte (2008) Effects of perceived job insecurity on perceived anxiety and depression in nurses. *Industrial Health*, 46(6): 613-619.
- Brough, P., C. Timms, M.P. O'Driscoll, T. Kalliath, O.L. Siu, C. Sit en D. Lo (2014) Work-life balance: A longitudinal evaluation of a new measure across Australia and New Zealand workers. *International Journal of Human Resource Management*, 25(19): 2724-2744, DOI:10.1080/09585192.2014.899262.

-
- Cappelli, P., L. Bassi, H. Katz, D. Knoke, P. Osterman en M. Useem (1997) *Change at Work*. New York: Oxford University Press.
- Centers for Disease Control and Prevention (CDP) (2018) *Well-being concepts*. Verkregen op 20 december 2019, <http://www.cdc.gov/hrqol/wellbeing.htm#three>.
- Clarke, M., W. Lewchuk, A. de Wolff en A. King (2007) "This just isn't sustainable": Precarious employment, stress and workers' health. *International Journal of Law and Psychiatry*, 30(4-5): 311-326.
- Costa, G., T. Åkerstedt, F. Nachreiner, F. Baltieri, J. Carvalhais, S. Folkard ... J. Silvério (2004) Flexible working hours, health, and well-being in Europe: Some considerations from a SALTSA project. *Chronobiology International*, 21(6): 831-844.
- Dawson, C., M. Veliziotis, G. Pacheco en D.J. Webber (2015) Is temporary employment a cause or a consequence of poor mental health? A panel data analysis. *Social Science & Medicine*, 134: 50-58.
- De Cuyper, N., H. De Witte, M. Sverke, J. Hellgren en K. Näswall (2014) Felt Job Insecurity and Union Membership: The Case of Temporary Workers. *Journal for General Social Issues*, 23(4): 577-591, DOI:10.5559/di.23.4.02.
- De Moortel, D., H. Vandenheede en C. Vanroelen (2014) Contemporary employment arrangements and mental well-being in men and women across Europe: A cross-sectional study. *International Journal for Equity in Health*, 13(1): 1-14.
- De Witte, H. (2005) Job insecurity: Review of the international literature on definitions, prevalence, antecedents and consequences. *SA Journal of Industrial Psychology*, 31(4): 1-6.
- De Witte, H., J. Pienaar en N. De Cuyper (2016) Review of 30 years of longitudinal studies on the association between job insecurity and health and well-being: Is there causal evidence? *Australian Psychologist*, 51(1): 18-31.
- De Witte, H., M. Sverke, J. Van Ruysseveldt, S. Goslinga, A. Chirumbolo, J. Hellgren en K. Näswall (2008) Job insecurity, union support and intentions to resign membership: A psychological contract perspective. *European Journal of Industrial Relations*, 14(1): 85-103, DOI:10.1177/0959680107086113.
- Emmenegger, P., S. Hausermann, B. Palier en M. Seeleib-Kaiser (2012) *The Age of Dualization. The Changing Face of Inequality in Deindustrializing Societies*. Etica e Politica (Vol. 15). Oxford: Oxford University Press, DOI:10.1093/acprof.
- Eurofound (2013) *Quality of employment conditions and employment relations in Europe*. Dublin: Eurofound.
- Fenwick, R. en M. Tausig (2001) Scheduling Stress: Family and Health Outcomes of Shift Work and Schedule Control. *American Behavioral Scientist*, 44(7): 1179-1198.
- Findlay, P., A. Kalleberg en C. Warhurst (2013) The challenge of job quality. *Human Relations*, 66(4): 441-451.
- Gallie, D. (red.) (2007) *Employment Regimes and the Quality of Work*. New York: Oxford University Press.
- Greenhaus, J.H. en N.J. Beutell (1985) Sources of Conflict between Work and Family Roles. *The Academy of Management Review*, 10(1): 76-88.

-
- Greenhaus, J.H. en G.N. Powell (2006) When Work and Family Are Allies: A Theory of Work-Family Enrichment. *The Academy of Management Review*, 31(1): 72-92.
- Greenhaus, J.H. en R. Singh (2003) *Work-family linkages*. A Sloan work and family encyclopedia entry. Verkregen op 10 april 2021, <https://wfrn.org/wp-content/uploads/2018/09/work-family-Linkages-encyclopedia.pdf>.
- Gröpel, P. en J. Kuhl (2009) Work-life balance and subjective well-being: The mediating role of need fulfilment. *British Journal of Psychology*, 100(2): 365-375, DOI:10.1348/000712608X337797.
- Haines, V.Y., A. Marchand, V. Rousseau en A. Demers (2008) The mediating role of work-to-family conflict in the relationship between shiftwork and depression. *Work and Stress*, 22(4): 341-356.
- Hilbrecht, M., S.M. Shaw, L.C. Johnson en J. Andrey (2008) 'I'm Home for the Kids': Contradictory Implications for Work-Life Balance of Teleworking Mothers. *Gender, Work and Organisation*, 15(5): 454-476.
- Hoffmann-Burdzińska, K. en M. Rutkowska (2015) Work Life Balance As a Factor Influencing Well-Being. *Journal of Positive Management*, 6(4): 87, DOI:10.12775/jpm.2015.024.
- Jonsson, J., A. Vives, J. Benach, K. Kjellberg, J. Selander, G. Johansson en T. Bodin (2019) Measuring precarious employment in Sweden: Translation, adaptation and psychometric properties of the Employment Precariousness Scale (EPRES). *BMJ Open*, 9(9).
- Julià, M., A. Vives, G. Tarafa en J. Benach (2017) Changing the way we understand precarious employment and health: Precarisation affects the entire salaried population. *Safety Science*, 100: 66-73, DOI:10.1016/j.ssci.2017.01.015.
- Keune, M. en M. Pedaci (2020) Trade union strategies against precarious work: Common trends and sectoral divergence in the EU. *European Journal of Industrial Relations*, 26(2): 139-155.
- Kreshpaj, B., C. Orellana, B. Burström, L. Davis, T. Hemmingsson, G. Johansson ... T. Bodin (2020) What is precarious employment? A systematic review of definitions and operationalizations from quantitative and qualitative studies. *Scandinavian Journal of Work, Environment and Health*, 46(3): 235-247, DOI:10.5271/sjweh.3875.
- Lagrana, L.R. en M.J.A.R. Bayoneta (2021) The Relationship between Job Satisfaction and Work-Life Balance of Non-Standard Employment (NSE) Workers of a Manpower Agency. *Philippine Social Science Journal*, 4(1): 83-96.
- Lapido, D. en F. Wilkinson (2002) More pressure, less protection. In: B. Burchell (red.) *Job Insecurity and Work Intensification*. New York: Routledge.
- Lewchuk, W. (2017) Precarious jobs: Where are they, and how do they affect well-being? *Economic and Labour Relations Review*, 28(3): 402-419.
- Lewchuk, W., M. Clarke en A. de Wolff (2011) *Working without commitments. The health effects of precarious employment*. Montreal: McGill-Queen's University Press.
- Lewchuk, W., M. Lafleche, D. Dyson, L. Goldring, A. Meisner, S. Procyk, D. Rosen, J. Shields en P.V.S. Viducis (2013) *It's more than Poverty. Employment Precarity and Household Well-being*. Ontario: Poverty and Employment Precarity in Southern Ontario.
- Lewchuk, W., M. Lafleche, S. Procyk, C. Cook, D. Dyson, L. Goldring ... P. Viducis (2015) *The precarity penalty. Poverty and Employment Precarity in Southern Ontario*. Ontario: Poverty and Employment Precarity in Southern Ontario.

-
- MacKinnon, D.P., A.J. Fairchild en M.S. Fritz (2007) Mediation Analysis. *Annual Review Psychology*, 58(1): 593-614.
- Matilla-Santander, N., J. Jonsson, B. Kreshpaj, C. Orellana, J. Benach, K. Badarin ... T. Bodin (2020) *The relation between precarious employment, undesired work arrangements and social precariousness*. Findings from the PREMIS study in Stockholm, Sweden. In druk.
- McNamara, M., P. Bohle en M. Quinlan (2011) Precarious employment, working hours, work-life conflict and health in hotel work. *Applied Ergonomics*, 42(2): 225-232.
- Mousaid, S., K. Bosmans, K. Huegaerts en C. Vanroelen (2015) *The service voucher system, health and health inequalities*. Brussel: Vrije Universiteit Brussel, Interface Demography.
- Oshio, T. en K. Urakawa (2014) The Association Between Perceived Income Inequality and Subjective Well-being: Evidence from a Social Survey in Japan. *Social Indicators Research*, 116(3): 755-770, DOI:10.1007/s11205-013-0323-x.
- Padrosa, E., M. Bolívar, M. Julià en J. Benach (2020) Comparing Precarious Employment Across Countries: Measurement Invariance of the Employment Precariousness Scale for Europe (EPRES-E). *Social Indicators Research*, DOI:10.1007/s11205-020-02539-w.
- Pirani, E. (2017) On the Relationship Between Atypical Work(s) and Mental Health: New Insights from the Italian Case. *Social Indicators Research*, 130(1): 233-252.
- Portela, L.F., L. Rotenberg en W. Waissmann (2004) Self-Reported Health and Sleep Complaints Among Nursing Personnel Working Under 12 h Night and Day Shifts. *Chronobiology International*, 21(6): 859-870.
- Preoteasa, A.M.D., R. Sieber, M. Budowski en C. Suter (2016) Household Role in Coping with Precarious Work. Evidence from Qualitative Research in Urban Romania and Switzerland. *Social Change Review*, 14(2): 177-201.
- Puig-Barrachina, V., C. Vanroelen, A. Vives, J.M. Martínez, C. Muntaner, K. Levecque ... F. Louckx (2014) Measuring employment precariousness in the European Working Conditions Survey: the social distribution in Europe. *Work*, 49(1): 143-161.
- Quinlan, M. (2015) *The effects of non-standard forms of employment on worker health and safety*. Geneva: International Labour Organization (ILO).
- Rodgers, G. en J. Rodgers (1989) *Precarious jobs in labour market regulation: The growth of atypical employment in Western Europe*. Geneva: International Institute for Labour Studies.
- Schneider, D. en K. Harknett (2019) How Work Schedules Affect Health and Wellbeing : The Mediating Roles of Economic Insecurity and Work-Life Conflict. *American Sociological Review*, 84(1): 82-114.
- Schwander, H. (2019) Labor Market Dualization and Insider–Outsider Divides: Why This New Conflict Matters. *Political Studies Review*, 17(1): 14-29, DOI:10.1177/1478929918790872.
- Scott-Marshall, H. en E. Tompa (2011) The health consequences of precarious employment experiences. *Work*, 38(4): 369-382.
- Silla, I., N. de Cuyper, F.J. Gracia, J.M. Peiró en H. de Witte (2009) Job insecurity and well-being: Moderation by employability. *Journal of Happiness Studies*, 10(6): 739-751.
- Sirgy, J. (2012) *The Psychology of Quality of Life. Hedonic Well-Being, Life Satisfaction, and Eudaimonia*. Second Edition. London: Springer.

-
- Smith, V. (1997) New Forms of Work Organization. *Annual Review of Sociology*, 23(1): 315-339.
- Standing, G. (2011) *The Precariat. The New Dangerous Class. Journal of Chemical Information and Modeling*. London: Bloomsbury Academic.
- Topp, C.W., S.D. Østergaard, S. Søndergaard en P. Bech (2015) The WHO-5 well-being index: A systematic review of the literature. *Psychotherapy and Psychosomatics*, 84(3): 167-176.
- Trlifajová, L. en J. Hurrell (2019) Work must pay: Does it? Precarious employment and employment motivation for low-income households. *Journal of European Social Policy*, 29(3): 376-395.
- Tucker D. (2002) *"Precarious" non-standard employment. A review of the literature*. Wellington: Labour Market Policy Group.
- Underhill, E. en M. Quinlan (2011) How Precarious Employment Affects Health and Safety at Work: The Case of Temporary Agency Workers. *Relations Industrielles-Industrial Relations*, 66(3): 397-421.
- Van Aerden, K. (2018) *Contemporary employment arrangements in Europe and their relation with workers' well-being. A typological approach towards employment quality*. Proefschrift, Vrije Universiteit Brussel.
- Van Aerden, K., G. Moors, K. Levecque en C. Vanroelen (2014) Measuring Employment Arrangements in the European Labour Force: A Typological Approach. *Social Indicators Research*, 116(3): 771-791.
- Van Aerden, K., V. Puig-Barrachina, K. Bosmans en C. Vanroelen (2016) How does employment quality relate to health and job satisfaction in Europe? A typological approach. *Social Science & Medicine*, 158(1): 132-140.
- Vandaele, K. (2019) *Bleak prospects: mapping trade union membership in Europe since 2000*. ETUI: Brussels.
- Vanroelen, C. (2019) Employment Quality: An Overlooked Determinant of Workers' Health and Well-being? *Annals of Work Exposures and Health*, 63(6): 619-623, DOI:10.1093/annweh/wxz049.
- Vanroelen, C., E. Henderickx en V. Pulignano (2017) *De arena's van het arbeidsbestel. Inleiding tot de sociologie van arbeid en arbeidsverhoudingen*. Leuven: Acco.
- Virtanen, M., M. Kivimäki, M. Joensuu, P. Virtanen, M. Elovainio en J. Vahtera (2005) Temporary employment and health: A review. *International Journal of Epidemiology*, 34(3): 610-622.
- Vives, A., M. Amable, M. Ferrer, S. Moncada, C. Llorens, C. Muntaner ... J. Benach (2010) The Employment Precariousness Scale (EPRES): Psychometric properties of a new tool for epidemiological studies among waged and salaried workers. *Occupational and Environmental Medicine*, 67(8): 548-555.
- Vives, A., F. González, S. Moncada, C. Llorens en J. Benach (2015) Measuring precarious employment in times of crisis: The revised Employment Precariousness Scale (EPRES) in Spain. *Gaceta Sanitaria*, 29(5): 379-382.
- Vives-Vergara, A., F. González-López, O. Solar, P. Bernales-Baksai, M.J. González en J. Benach (2017) Precarious employment in Chile: psychometric properties of the Chilean version of Employment Precariousness Scale in private sector workers. *Cadernos de Saude Publica*, 33(3): 1-13.

-
- Vosko, L.F. (2006) *Precarious employment. Understanding labour market insecurity in Canada*. Montreal: McGill-Queen's University Press.
- Weinkopf, C. (2009) Germany: Precarious employment and the rise of mini-jobs. In: L. Vosko, M. MacDonald en I. Campbell (red.) *Gender and the Contours of Precarious Employment*. Abingdon: Routledge, 177-193.
- Western, M. en W. Tomaszewski (2016) Subjective wellbeing, objective wellbeing and inequality in Australia. *Plos One*, 11(10): 1-20.
- Wright, S., C. Warhurst, C. Lyonette en S. Sarkar (2018) *Understanding and measuring job quality*. London: CIPD.
- Wight, V.R., S.B. Raley en S.M. Bianchi (2008) Time for children, one's spouse and oneself among parents who work nonstandard hours. *Social Forces*, 87(1): 243-272.
-

Over de auteurs

Elief Vandevenne is als doctoraatsstudent verbonden aan Interface Demography (Vrije Universiteit Brussel). Haar onderzoeksinteresse gaat uit naar arbeidskwaliteit, precair werk en de digitalisering van de arbeidsmarkt. Ze werkt momenteel met een FWO-mandaat aan een doctoraat over jobkwaliteit in de stedelijke platformeconomie.

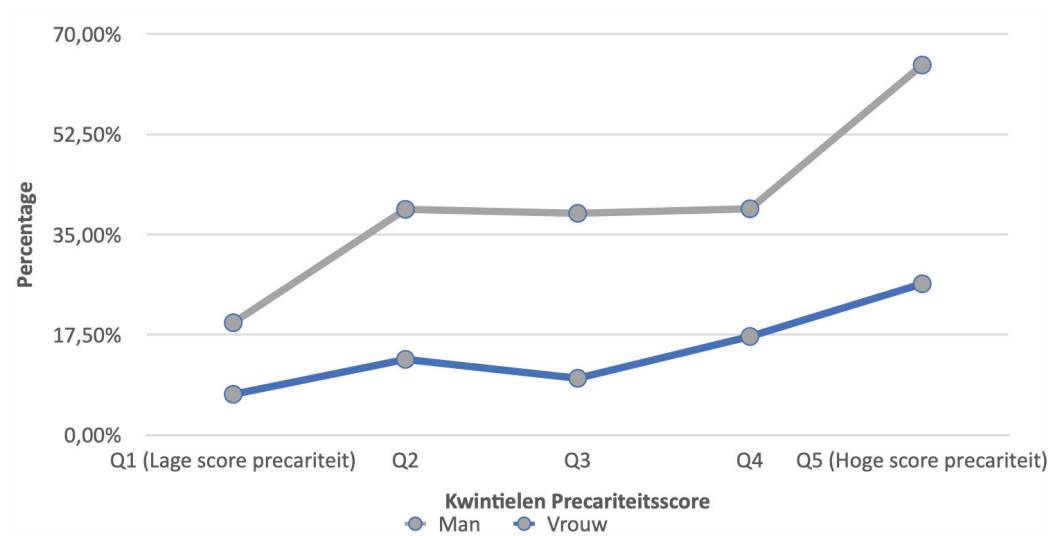
Jessie Gevaert is werkzaam als doctoraatsstudent en onderzoeker in de sociologie verbonden aan Interface Demography (Vrije Universiteit Brussel). Haar onderzoek handelt over de kwaliteit van arbeid en tewerkstelling en de werk-gerelateerde gezondheidsuitkomsten van zelfstandigen in Europa.

Kelly Huegaerts behaalde in november 2020 haar doctoraat getiteld *Jong en zorgeloos? Een onderzoek naar de relatie tussen werkloosheid en mentale gezondheid bij jonge werkzoekenden in Brussel* aan de Vrije Universiteit Brussel (Interface Demography). Ze is momenteel werkzaam als datamanager bij INAMI-RIZIV.

Christophe Vanroelen is hoofddocent aan de Vakgroep Sociologie van de Vrije Universiteit Brussel en voorzitter van de onderzoeksgroep Interface Demography. Hij doceert algemene sociologie, sociologie van de welvaartsstaat en arbeidssociologie. Zijn onderzoek situeert zich voornamelijk op het terrein van sociale gezondheidsdeterminanten, sociale ongelijkheid in gezondheid en arbeidsgebonden gezondheidsongelijkheid. Hij is ook lid van de Health Inequalities Research Group (GREDS) van de Universitat Pompeu Fabra in Barcelona.

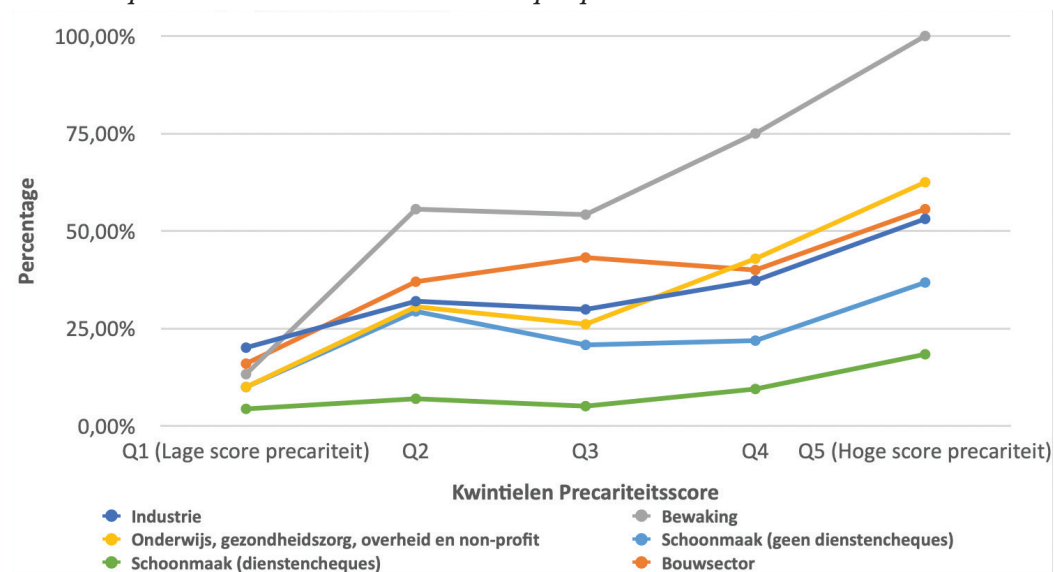
Appendix

Figuur I. Post-hocanalyse: percentage respondentent met ongunstige werk-privébalans verdeeld naar geslacht per precariteitskwintiel



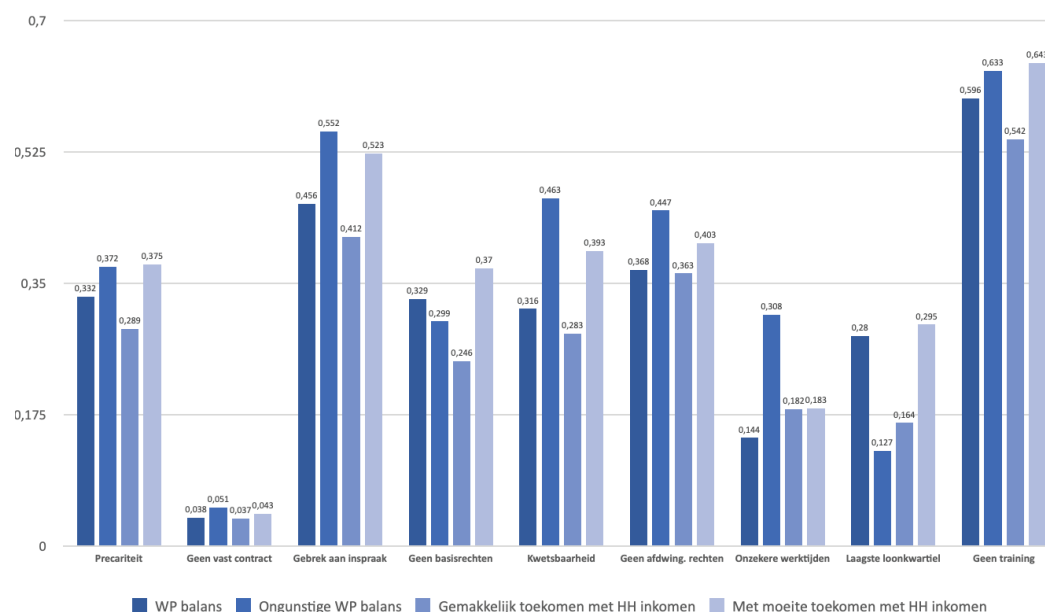
Bron: EPRES-be-enquête, Interface Demography (eigen analyses).

Figuur II. Post-hoc analyse: percentage respondentent met ongunstige werk-privébalans verdeeld naar sector per precariteitskwintiel



Bron: EPRES-be-enquête, Interface Demography (eigen analyses).

Figuur III. Post-hocanalyse: gemiddelde scores op de precariteitschaal en (percentages van de) subdimensies voor werk-privébalans en subjectieve materiële deprivatie in het huishouden



Bron: EPRES-be-enquête, Interface Demography (eigen analyses).

Tabel I. Gemiddelde scores en (percentages van de) subdimensies voor precariteit, welzijn, subjectieve materiële deprivatie in het huishouden en werk-privébalans (n = 2.707)

	n	Missing (%)	Min.	Max.	Gem. (S.D.)	%
Precariteitschaal	2.332	13,8	0,010	0,760	0,342 (0,137)	
Geen vast contract	102	2,5				0,038
Gebrek aan inspraak	2.638	2,5	0,000	1,000	0,485 (0,295)	
Geen basisrechten	2.638	2,5	0,000	1,000	0,326 (0,256)	
Kwetsbaarheid	2.638	2,5	0,000	0,970	0,352 (0,220)	
Geen afdwing. rechten	2.629	2,9	0,000	1,000	0,387 (0,278)	
Onzekere werktijden	2.468	8,8	0,000	1,000	0,183 (0,169)	
Laagste loonkwartiel	602	11,1				0,222
Geen training	1.594	2,7				0,589
Laag welzijn	2.475	8,4	0,000	1,000	0,468 (0,224)	
Subjectieve materiële deprivatie HH	2.416	10,7	0,000	1,000	0,565 (0,242)	
WP-balans	2.450	13,2	0,000	1,000	0,351 (0,264)	

Bron: EPRES-be-enquête, Interface Demography (eigen analyses). Min. = minimumwaarde; Max. = maximumwaarde; S.D. = Standaarddeviatie; Gem. = gemiddelde, HH = huishouden.

Tabel Iia. Uitgebreide, stapsgewijze, meervoudige lineaire regressie met laag welzijn als afhankelijke variabele bij Belgische, tewerkgestelde leden van het ABVV (n = 2.164)

	Hoofdeffect	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6
	β (S.E.) Sig.	β (S.E.) Sig.	β (S.E.) Sig.	β (S.E.) Sig.	β (S.E.) Sig.	β (S.E.) Sig.	β (S.E.) Sig.
Constante	0,290 (0,012)***	0,487 (0,010)***	0,286 (0,016)***	0,278 (0,017)***	0,172 (0,018)***	0,250 (0,016)***	0,164 (0,017)***
Geslacht (ref. = vrouw)		-0,040 (0,010)***	0,004 (0,010)	0,006 (0,010)	0,015 (0,010)	-0,040 (0,010)***	-0,027 (0,010)**
Leeftijd (ref. = 35-49 jaar)							
<i>Jonger dan 35 jaar</i>		-0,003 (0,012)	-0,013 (0,011)	-0,011 (0,011)	-0,008 (0,011)	-0,017 (0,011)	-0,015 (0,010)
<i>50 jaar en ouder</i>		-0,034 (0,011)**	-0,012 (0,011)	-0,014 (0,011)	-0,009 (0,011)	-0,013 (0,011)	-0,009 (0,010)
Opleidingsniveau (ref. = hoger sec.)							
<i>Kortgeschoold</i>		0,011 (0,010)	0,003 (0,010)	0,004 (0,010)	-0,002 (0,009)	0,005 (0,009)	≈0,000 (0,009)
<i>Hoger onderwijs</i>		-0,002 (0,014)	0,028 (0,014)*	0,028 (0,014)*	0,043 (0,013)**	0,015 (0,013)	0,029 (0,013)*
Precair Werk	0,514 (0,032)***		0,528 (0,035)***	0,527 (0,035)***	0,392 (0,036)***	0,398 (0,035)***	0,301 (0,035)***
Gezinsamenstelling (ref. = koppel inw. kinderen)							
<i>Koppel</i>				-0,001 (0,012)	0,015 (0,011)	-0,007 (0,011)	0,007 (0,011)
<i>Alleenstaand</i>				0,029 (0,014)*	0,023 (0,014)	0,024 (0,013)	0,020 (0,013)
<i>Alleenstaand met kinderen</i>				0,032 (0,016)*	-0,001 (0,016)	0,020 (0,016)	-0,006 (0,015)
<i>Anderen</i>				-0,005 (0,019)	-0,007 (0,019)	-0,005 (0,018)	-0,007 (0,018)
Subjectieve materiële deprivatie HH					0,263 (0,020)***		0,220 (0,019)***
Ongunstige WP-balans						0,269 (0,017)**	0,238 (0,017)***
Precair werk * Subjectieve materiële deprivatie HH							
Precair werk * Ongunstige WP-balans							
Determinatiecoëfficiënt (R ²)		0,015	0,107	0,110	0,177	0,200	0,246
Determinatiecoëfficiënt (R ² adj.)		0,012	0,104	0,106	0,173	0,196	0,242
Steekproefgrootte (N)	2.164	2.164	2.164	2.164	2.164	2.164	2.164

Bron: EPRES-be-enquête, Interface Demography (eigen analyses). *p<0,05, **p<0,01, ***p<0,001; B(Sig.) = schattingen en significantieniveau; S.E. = Standaardfout; Koppel inw. Kinderen = koppel met inwonende kinderen; HH = huishouden; WP -balans = werk-privébalans.

Tabel IIb. Uitgebreide, stapsgewijze, meervoudige lineaire regressie met laag welzijn als afhankelijke variabele bij Belgische, tewerkgestelde leden van het ABVV ($n = 2.164$)

	Model 7	Model 8	Model 9
	β (S.E.) Sig.	β (S.E.) Sig.	β (S.E.) Sig.
Constate	0,194 (0,026)***	0,145 (0,021)***	0,180 (0,027)***
Geslacht (ref. = vrouw)	-0,026 (0,010)**	-0,028 (0,010)**	-0,028 (0,010)**
Leeftijd (ref. = 35-49 jaar)			
<i>Jonger dan 35 jaar</i>	-0,015 (0,010)	-0,014 (0,010)	-0,015 (0,010)
<i>50 jaar en ouder</i>	-0,009 (0,010)	-0,009 (0,010)	-0,009 (0,010)
Opleidingsniveau (ref. = hoger sec.)			
<i>Kortgeschoold</i>	≈0,000 (0,009)	0,001 (0,009)	0,001 (0,009)
<i>Hoger onderwijs</i>	0,027 (0,013)*	0,029 (0,013)*	0,027 (0,013)*
Precair Werk	0,208 (0,069)**	0,357 (0,050)***	0,246 (0,072)***
Gezinssamenstelling (ref. = koppel inw. kinderen)			
<i>Koppel</i>	0,006 (0,011)	0,007 (0,011)	0,006 (0,011)
<i>Alleenstaand</i>	0,019 (0,013)	0,020 (0,013)	0,019 (0,013)
<i>Alleenstaand met kinderen</i>	-0,007 (0,015)	-0,005 (0,015)	-0,006 (0,015)
<i>Andere</i>	-0,008 (0,018)	-0,006 (0,018)	-0,008 (0,018)
Subjectieve materiële deprivatie HH	0,167 (0,039)**	0,220 (0,019)***	0,141 (0,041)***
Ongunstige WP-balans	0,239 (0,017)***	0,291 (0,039)***	0,320 (0,041)***
Precair werk * Subjectieve materiële deprivatie HH	0,175 (0,113)		0,260 (0,120)*
Precair werk * Ongunstige WP-balans		-0,173 (0,112)	-0,256 (0,118)*
Determinatiecoëfficiënt (R^2)	0,247	0,247	0,249
Determinatiecoëfficiënt (R^2 adj.)	0,243	0,243	0,244
Steekproefgrootte (N)	2.164	2.164	2.164

Bron: EPRES-be-enquête, *Interface Demography* (eigen analyses). * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$; B(Sig.) = schattingen en significantieniveau; S.E. = standaardfout; koppel inw. kinderen = koppel met inwonende kinderen; HH = huishouden; WP-balans = werk-privébalans.