

Gevolgen van levensloop- schokken voor vermogens- opbouw: vooral arbeids- gerelateerde risico's groot

Sander Muns
Daniël van Vuuren

Colofon

Industry papers zijn papers voor professionals in de pensioen- en verzekeringssector. Ze worden op de Netspar website gepubliceerd na goedkeuring door de Netspar Editorial Board (EB). De EB controleert de papers op zowel academische kwaliteit als toegankelijkheid voor niet-academische professionals. Industry papers worden gepresenteerd voor discussie op Netspar-evenementen. Vertegenwoordigers van academische en sectorpartners worden uitgenodigd voor deze evenementen.

Netspar Industry Paper 2025-10, april 2025

Dankwoord

De auteurs danken Kim van Berkel en Francesca Schoenmaker voor assistentie bij het onderzoek, en Raun van Ooijen, Sandra Brouwer en deelnemers aan het Netspar-seminar voor hun waardevolle commentaar en suggesties. Dit project is ondersteund door de Netspar-themagrants "Health and Labor Market Uncertainty Over the Life Cycle: The Impact on Households' Risk Capacity and Retirement Income Adequacy" (2023-2025).

Dit onderzoek wordt mede gefinancierd met de PPS-toeslag van het Ministerie van Economische Zaken en Klimaat vanuit CLICKNL. Dit onderzoek wordt ook mede gefinancierd door Instituut Gak.

The authors thank Kim van Berkel and Francesca Schoenmaker for research assistance, and Sandra Brouwer and Raun van Ooijen, as well as participants of the Netspar seminar, for their valuable comments and suggestions. This project was supported by the Network for Studies of Pensions, Aging, and Retirement (Netspar) through the theme grant "Health and Labor Market Uncertainty Over the Life Cycle: The Impact on Households' Risk Capacity and Retirement Income Adequacy" (2023-2025).

This research is partly funded with PPS from the Ministry of Economic Affairs and Climate through CLICKNL. This research is also partly funded by Instituut Gak.

Editorial Board

Voorzitter: Andries de Grip, Universiteit Maastricht

Leden:

Mark-Jan Boes, Vrije Universiteit Amsterdam

Damiaan Chen, De Nederlandsche Bank

Marcus Haveman, NN

Arjen Hussem, PGGM

Kristy Jansen, University of Southern California

Sven Klijnhout, Achmea

Raymond Montizaan, Universiteit Maastricht

Alwin Oerlemans, APG

Mariëtte Sanderse, PMT

Peter Schotman, Universiteit Maastricht

Erik Schouten, Ministerie van Financiën | Belastingdienst

Frank Smudde, APG

Jeroen Wirschell, PGGM

Marianne Zweers, a.s.r.

Ontwerp Maan

Vormgeving Bladvulling

Redactie Jolanda van den Braak

Industry Papers is een uitgave van Netspar. Niets uit deze uitgave mag worden vermenigvuldigd, op welke wijze dan ook, zonder voorafgaande toestemming van de auteur(s).

Inhoudsopgave

Samenvatting	4
Abstract	5
1. Inleiding	6
2. Financiële gevolgen van levensloopschokken	8
3. Data en methode	17
4. Inkomen en vermogen na scheiding	22
5. Inkomen en vermogen na overlijden partner	25
6. Inkomen en vermogen na arbeidsongeschiktheid	28
7. Inkomen en vermogen na langdurige werkloosheid	30
8. Conclusie	32
Referenties	36
Bijlagen	40

Affiliaties

Sander Muns – Tilburg University, Sociaal en Cultureel Planbureau

Daniël van Vuuren – Tilburg University, SEO Economisch Onderzoek

Samenvatting

Arbeidsgerelateerde risico's hebben een veel grotere impact op het levensloopinkomen en de vermogensopbouw dan een scheiding en partneroverlijden. Mensen die tussen hun 38ste en 47ste levensjaar arbeidsongeschikt of langdurig werkloos raken verliezen een kwart tot een derde van hun inkomen tot aan hun 68ste verjaardag. Het effect van een scheiding en partneroverlijden op dit inkomen is kleiner dan een tiende.

Een lager inkomen beperkt de mogelijkheden voor opbouw van pensioenvermogen. Dit blijkt uit een vergelijking van 1,4 miljoen synthetische levenslooppaden op basis van CBS-microdata. Binnen pensioenregelingen kan sterker rekening worden gehouden met arbeidsgerelateerde risico's. Dit is nu niet wettelijk vereist, maar zou beleggingsexposures meer in lijn brengen met de optimale exposures vanuit de beleggingstheorie. Ook het versterken van het sociale zekerheidsstelsel (WW en WIA) kan soelaas bieden.

Abstract

Work-related risks have a much greater impact on lifetime income and wealth accumulation than divorce and partner death. People who become disabled or long-term unemployed between the ages of 38 and 47 lose a quarter to a third of their income up to their 68th birthday. The impact of divorce and partner death is less than a tenth. Lower income limits opportunities to accumulate pension assets. This is shown by a comparison of 1.4 million synthetic life courses based on CBS microdata. Pension schemes can take labour-related risks more strongly into account. This is not currently required by law, but would bring investment exposures more in line with optimal exposures from investment theory. Strengthening the social security system (unemployment and disability schemes) could also provide relief.

1. Inleiding

Vermogensopbouw voor de oudedagsvoorziening is zowel afhankelijk van de rendementen op financieel vermogen als van de inkomensontwikkeling over de levensloop. Een keerzijde van het laatste is dat levensloopschokken kunnen doorwerken in de oudedagsvoorziening. Belangrijke voorbeelden van levensloopschokken zijn arbeidsgerelateerde risico's – zoals ziekte, arbeidsongeschiktheid en langdurige werkloosheid – en gezinsrisico's – zoals echtscheiding, relatiebreuk en het overlijden van de partner. De invloed van levensloopschokken op de oudedagsvoorziening verloopt voornamelijk via het inkomen en het aandeel hierin dat wordt aangewend voor vermogensopbouw. Als gevolg van levensloopschokken kunnen beide dalen. In dit paper belichten we hoe sterk de samenhang is tussen de verschillende vormen van levensloopschokken en vermogensopbouw.

Arbeidsgerelateerde risico's en gezinsrisico's zijn zowel relevant in relatie tot het tweedepijlerpensioen als tot andere vormen van vermogensopbouw. In het nieuwe pensioenstelsel kunnen deze risico's grotere gevolgen hebben voor de toekomstige (reële) pensioenuitkering. Dit komt doordat (nominale) pensioenuitkeringen volatieler kunnen worden – in het bijzonder bij een beperkte solidariteitsreserve – en er geen directe koppeling meer is tussen prijsinflatie en pensioenverhogingen. Menselijk kapitaal kan daarbij als een buffer fungeren voor vermogensrisico's, doordat veel oudere werknemers in staat zijn om hun pensioenleeftijd te kunnen aanpassen aan de hand van het opgebouwde vermogen (Van Vuuren, 2014). Verder kunnen pensioenregelingen in het oude en nieuwe stelsel bepaalde inkomensvoorzieningen bevatten, zoals nabestaandenpensioen en arbeidsongeschiktheidspensioen.

De onderzoeksvraag die in dit paper centraal staat:

Op welke wijze hangen het verdiende inkomen over de levensloop en vermogensopbouw samen met levensloopschokken zoals langdurige werkloosheid, arbeidsongeschiktheid, echtscheiding en het overlijden van een partner? En wat is de betekenis hiervan voor het Nederlandse pensioenstelsel?

We beschrijven de relatie tussen enerzijds deze levensloopschokken en anderzijds het verdiende inkomen gedurende de levensloop en vermogensopbouw vanuit de economische theorie en beschikbare empirische literatuur. Vervolgens voeren we simulaties uit met een eerder ontwikkeld levensloopmodel (Van Vuuren & Muns, 2021). Deze levenslooppaden zijn geconstrueerd met CBS-microdata over de periode 2011-2019 en bevatten diverse demografische kenmerken en inkomens- en vermogensgegevens. Met de levenslooppaden brengen we in kaart in welke mate levensloopschokken tijdens de werkzame leeftijden samenhangen met de latere vermogensopbouw.

Dit onderzoek is onderdeel van het Netspar-themaproject Gezondheid en arbeidsmarkt-onzekerheid over de levenscyclus: de implicaties voor risicodraagvlak en adequate pensioenen (Brouwer en Van Ooijen, 2021). Onderzoek onder Nederlandse huishoudens laat zien dat de fluctuaties in arbeidsinkomen een belangrijke bron van onzekerheid is gedurende het werkzame leven en daarmee een belangrijke factor voor hun risicodraagvlak. Deze onzekerheid verschilt tussen leeftijds- en inkomensgroepen (De Nardi et al., 2021). Werknemers kunnen positieve schokken ondervinden, bijvoorbeeld vanwege promotie, of negatieve schokken, bijvoorbeeld vanwege arbeidsongeschiktheid of het verliezen van een baan. Ook echtscheiding of het verlies van een partner kunnen een groot effect hebben op inkomen uit werk. Daarnaast hebben steeds meer mensen te maken met arbeidsmarkt-onzekerheid door de stijging van de AOW-leeftijd en de veranderende arbeidsmarkt, zoals baanpolarisatie en flexibilisering van arbeidsrelaties (Commissie Regulering van Werk, 2020; WRR, 2020). Inzicht in de omvang van inkomensschokken gerelateerd aan langdurige werkloosheid, arbeidsongeschiktheid, echtscheiding en het overlijden van een partner en het effect op vermogensopbouw is voor pensioenuitvoerders van groot belang voor het bepalen van het risicodraagvlak en daarmee het beleggingsbeleid en het verwachte pensioen voor verschillende groepen deelnemers.

In de volgende paragraaf beschrijven we de belangrijkste bevindingen uit de internationale empirische literatuur. In paragraaf 3 belichten we de gebruikte data en methode bij de levenslooptanalyse. In paragrafen 4 tot en met 7 gaan we in op de resultaten van de levenslooptanalyse, waarbij we kijken naar de levenslooptrisico's. De conclusie formuleren we in paragraaf 8.

2. Financiële gevolgen van levensloopschokken

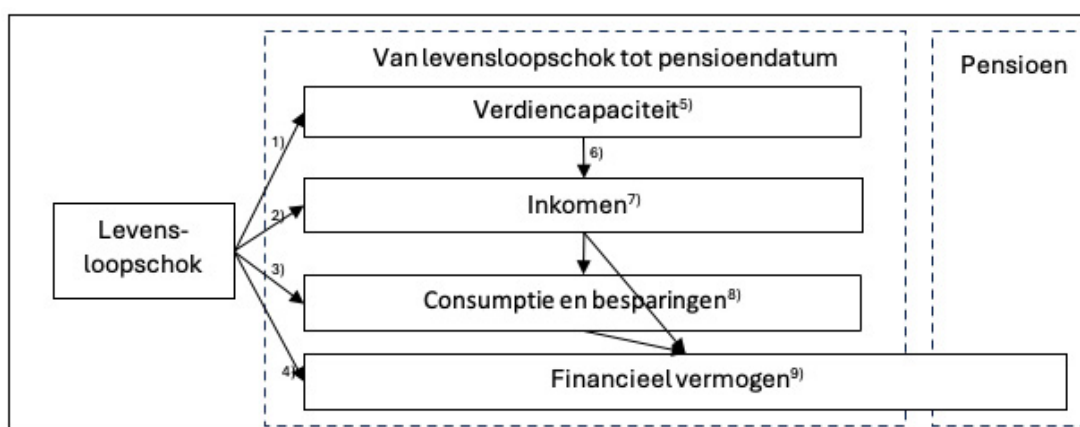
In deze paragraaf bespreken we eerst de mechanismen en vervolgens de empirische literatuur over de inkomens- en vermogenseffecten van de onderzochte levensloopschokken.

2.1 Mechanismen

De mechanismen waarlangs de financiële gevolgen van een levensloopschok plaatsvinden zijn (in vereenvoudigde vorm) weergegeven in Figuur 1. Sommige effecten vinden direct plaats na de levensloopschok, zoals een lagere verdien capaciteit door arbeidsongeschiktheid (effect 1), een weggefallen partnerinkomen (effect 2) en lagere consumptie (effect 3) na een echtscheiding of partnerverlies, en opsplitsing van financieel vermogen na een echtscheiding (effect 4). Andere effecten starten doorgaans later, zoals een lagere verdien capaciteit na langdurige werkloosheid (6).

Na verloop van tijd spelen gedragseffecten een steeds prominentere rol. Denk aan het *added worker effect* na werkloosheid (de partner gaat meer uren werken om het gemiste inkomen door werkloosheid te compenseren), een werkurenuitbreiding na echtscheiding of het sneller vinden van een nieuwe partner. Een ander gedragseffect is consumptieaanpassing: de tering naar de nering zetten, zodat men nog wat overhoudt voor vermogensopbouw. Gedragseffecten met betrekking tot het financiële vermogen zijn doorgaans pas na verloop van tijd zichtbaar, bijvoorbeeld doordat eigenwoningbezit niet van de ene op de

Figuur 1. Mechanismen waarlangs levensloopschokken het financieel vermogen beïnvloeden



Toelichting en voorbeelden bij de effecten: 1) Bijvoorbeeld: lagere verdien capaciteit bij arbeidsongeschiktheid of langdurige werkloosheid. 2) Bijvoorbeeld: weggefallen partnerinkomen na partnerverlies of echtscheiding. Weggefallen arbeidsinkomen bij werkloosheid of arbeidsongeschiktheid. 3) Bijvoorbeeld: door minder huishoudensleden na echtscheiding. 4) Bijvoorbeeld: opsplitsing vermogen na echtscheiding, uitvaartkosten na partnerverlies. 5) Ook wel menselijk kapitaal. 6) Bijvoorbeeld: *scarring effect* bij langdurige werkloosheid. 7) Arbeidsinkomen (inclusief pensioenpremie) + partnerinkomen + uitkering + toeslagen. Hangen ook onderling samen. Nettobedragen. 8) Inclusief al dan niet verplichte pensioenbesparingen. 9) Bijvoorbeeld: vrij opneembaar spaarvermogen, pensioenvermogen (tweede en derde pijler) en eigenwoningbezit.

andere dag is aan te passen en de staat van onderhoud van de woning of beleggingskeuzes geleidelijk doorwerken op de vermogensopbouw.

Het op pensioendatum opgebouwde vermogen bepaalt in hoge mate de levensstandaard tijdens de pensioenperiode. Het vermogenseffect wordt mede bepaald door het effect op jaarinkomens dat weer mede afhangt van de toekomstige verdien capaciteit (menselijk kapitaal). Hoe sterk het effect op het menselijk kapitaal uiteindelijk doorwerkt op het financiële vermogen op de pensioendatum hangt af van de leeftijd waarop de levensloopschok plaatsvindt, de omvang en persistentie van het arbeidsinkomenseffect en in hoeverre gedragsaanpassingen plaatsvinden.

2.2 Eerder empirisch onderzoek

Eerder empirisch onderzoek uit andere landen laat zien dat de vier onderzochte levensloopschokken (chtscheiding, overlijden van partner, werkloosheid en arbeidsongeschiktheid) de vermogensopbouw¹ negatief kunnen beïnvloeden (Tabel 1). In de volgende paragrafen staan we uitgebreid stil bij dit eerdere empirisch onderzoek. Enkele belangrijke bevindingen hieruit zijn:

1. Echtscheiding en relatiebreuk leiden tot een lager vermogen, al lopen de schattingsresultaten voor verschillende landen behoorlijk uiteen. Dit kan te maken hebben met instituties (die overigens binnen een land niet altijd hetzelfde hoeven zijn), met de gehanteerde definitie van vermogen en met de tijdshorizon waarin de vermogenseffecten worden gemeten. Negatieve vermogenseffecten hangen vaak samen met de verkoop van een gezamenlijke woning: vrouwen zijn vaak slechter af dan mannen en hertrouwen leidt veelal tot een financieel herstel na het initiële negatieve vermogenseffect.
2. Ook het overlijden van een partner leidt tot een lager vermogen, maar het effect is veelal kleiner dan bij echtscheiding of een relatiebreuk. De belangrijkste reden hiervoor is dat bezittingen niet (of in mindere mate) hoeven te worden verdeeld, maar (grotendeels) toevallen aan de overlevende partner. Ook hier geldt weer dat vrouwen vaak slechter af zijn dan mannen.
3. De effecten van arbeidsongeschiktheid hangen sterk af van de institutionele context. Het Nederlandse inkomenseffect ligt in de buurt van het OESO-gemiddelde. Over het gevolg van arbeidsongeschiktheid op vermogen is alleen voor het Verenigd Koninkrijk empirisch bewijs. Dit laat zien dat er sprake is van een negatief effect.
4. Werkloosheid leidt voornamelijk tot minder vermogensopbouw indien het samengaat met een blijvend lagere verdien capaciteit (afschrijving van menselijk kapitaal). Dit uit zich in minder toekomstige inkomsten uit arbeid, waardoor de besparingen dalen. De omvang

¹ We concentreren ons hier op de vermogenseffecten, omdat er weinig empirisch onderzoek is gedaan naar het effect op het inkomen over de resterende levensloop. Laatstgenoemde effect is uiteraard een onderdeel van het vermogenseffect.

Tabel 1. Samenvatting empirische evidentie vermogenseffecten

Levensloopshok	Effect op vermogen (schatting o.b.v. empirische literatuur)
Echtscheiding en relatiebreuk	0 tot 90%
Overlijden partner	30% voor vrouwen en 15% voor mannen
Arbeidsongeschiktheid	20%
Werkloosheid	0 tot 15%

van het effect hiervan varieert sterk met leeftijd, werkloosheidsduur en de instituties van het land. Het empirisch geschatte vermogenseffect van werkloosheid is meestal kleiner dan dat van de andere levensloope gebeurtenissen.

2.3 Echtscheiding en relatiebreuk

Het ontbinden van een partnerschap heeft op verschillende manieren financiële gevolgen voor beide partners. Ten eerste is het *juridische kader* van het huwelijk of de samenlevingsvorm van invloed op de verdeling van het vermogen tussen partners nadat zij uit elkaar gaan. In veel landen beschermt het juridische kader van het huwelijk de echtgenoot die de meeste tijd heeft geïnvesteerd in onbetaald werk (in de praktijk vaak de vrouw) tegen negatieve financiële gevolgen van het ontbinden van het partnerschap. In geval van echtscheiding heeft partneralimentatie voornamelijk tot doel het ongelijke niveau van levensstandaard tussen voormalige echtgenoten meer in evenwicht te brengen.

Ten tweede vermindert de *capaciteit om te sparen* en is er minder accumulatie van vermogen. Zo daalt het (gestandaardiseerd) huishoudinkomen, doordat zonder partner minder schaalvoordelen worden gerealiseerd. Hiernaast kunnen er bijkomende kosten zijn door huwelijksontbinding of bij co-ouderschap. Hierdoor wordt op voorhand een negatief vermogenseffect verwacht van echtscheiding of relatiebreuk, waarbij afhankelijk van de juridische context sprake kan zijn van ongelijkheid tussen beide partners.

Ten derde hangt het hebben van een partner positief samen met gezondheid en levensverwachting (Coombs, 1991; Lillard & Waite, 1995). Het beëindigen van een relatie kan dus samenhangen met een kortere resterende levensverwachting, waardoor rationeel gezien minder vermogensopbouw nodig is.

De empirische literatuur vindt over het algemeen negatieve financiële gevolgen van relatiebreuken en echtscheidingen. Soms zijn de gevonden effecten sterker voor vrouwen dan voor mannen, maar dit is niet altijd het geval.

In Duitsland is na een echtscheiding het huishoudinkomen van vrouwen structureel lager, wat niet geldt voor mannen (Leopold, 2018). Wel worden in Duitsland voor zowel mannen als vrouwen grote effecten gevonden van echtscheiding op het vermogen exclusief opgebouwd pensioen (Kapelle & Baxter, 2021). Deze gevolgen blijken bovendien bijzonder hardnekkig te zijn. Eén jaar na de scheiding overstijgt het vermogensverlies de 80 procent en zelfs vijftien

jaar later is er nog geen herstel zichtbaar. Hierbij merken we op dat, net als in veel andere studies, de vermogensdefinitie alle huishoudleden beslaat en het effect op het vermogen niet significant afwijkt van een halvering. De effecten voor mannen en vrouwen zijn van vergelijkbare grootte.

Bij Duitse niet-getrouwde stellen die uit elkaar gaan blijken vrouwen een groter vermogensverlies te hebben dan mannen (Boertien & Lersch, 2019). Deze studie vindt net als de voorgaande dat echtscheidingen een gelijk vermogenseffect hebben voor mannen en vrouwen. Qua vermogensaanspraken geeft het huwelijk aan vrouwen dus een betere juridische bescherming dan uitsluitend samenwonen.

In Frankrijk is sprake van een negatief vermogenseffect bij echtscheiding of relatiebreuk, dat zich concentreert bij vrouwen en bij mannen in de onderste helft van de vermogensverdeling (Bonnet et al., 2023). In deze analyse staat het opgebouwde vermogen van 50-plus-sers centraal en zijn pensioenvermogen en ondernemingsvermogen niet meegenomen. Voor vrouwen bedraagt het vermogensverlies circa een derde en voor de minder vermogende mannen circa een vijfde. Voor mannen in de bovenste helft van de vermogensverdeling wordt geen significant vermogenseffect gevonden.

In de Verenigde Staten neemt het huishoudinkomen van vrouwen na een echtscheiding sterker af naarmate er meer kinderen in het huishouden wonen (Van Winkle, & Leopold, 2021). Ook Wilmoth & Koso (2002) vinden sterke vermogenseffecten onder Amerikaanse huishoudens. Zij constateren bovendien dat ontbinding van een huwelijk een groter negatief effect heeft op de vermogensopbouw van vrouwen dan van mannen. Ook vinden zij dat hertrouwen de negatieve vermogenseffecten kan compenseren.

Het vermogen van gescheiden alleenstaande mannen in de VS ligt circa een vijfde lager dan dat van steeds gehuwde mannen na correctie voor andere kenmerken. Voor vrouwen bedraagt het verschil bijna 60 procent (Zissimopoulos et al., 2015). Ook deze studie vindt dat de negatieve vermogenseffecten voor een groot deel worden gecompenseerd bij hertrouwen.

De institutionele en sociale context beïnvloedt het verschil tussen mannen en vrouwen. Zo vinden Bonnet et al. (2023) met Franse gegevens weinig verschil tussen het effect van een echtscheiding en van een relatiebreuk, wat zij verklaren aan de hand van de relatieve waarde die in Frankrijk wordt gehecht aan samenwonen. Zij beargumenteren dat samenwonen als gelijkwaardig alternatief voor trouwen wordt gezien, waardoor de effecten van beëindiging waarschijnlijk dicht bij elkaar liggen. Deze verklaring is in lijn met de bevindingen van Tach en Eads (2015). Zij zien dat het effect op het inkomen van vrouwen na een relatiebreuk tegenwoordig meer lijkt op het effect van een scheiding dan in 1980, waarschijnlijk vanwege het grotere aantal koppels dat besluit om niet te trouwen. Dit suggereert dat binnen een land de institutionele en sociale context kunnen veranderen over tijd.

De verschillen tussen mannen en vrouwen in het effect van een echtscheiding of relatiebreuk kunnen mogelijk worden verklaard door het gemiddelde lagere salaris van vrouwen (Wilmoth & Koso, 2002). Na een scheiding moet namelijk meer worden gespaard om te compenseren voor het negatieve financiële effect van een scheiding. Voor vrouwen, die gemiddeld een lager inkomen hebben, is dit vaak niet mogelijk.

2.4 Overlijden partner

Het overlijden van een partner leidt tot het verlies van partnerinkomen. In de praktijk gaat het relatief vaak om het overlijden van een man en een achterblijvende weduwe. Een deel van het inkomensverlies wordt gecompenseerd door partnerpensioenen, socialezekerheidsregelingen, aanpassing in gewerkte uren door de achterblijvende partner of inkomen van een eventuele nieuwe partner.

In de Verenigde Staten daalde bij overlijden rond 60 jaar in 2002 en 2003 het huishoudinkomen van de nabestaande met gemiddeld 35 procent, terwijl met een daling van 29 procent het besteedbaar inkomen ongeveer op peil blijft (Coyne et al., 2024). Onder Amerikanen die in 1982 tussen hun 62ste en 65ste verjaardag hun partner verloren is de daling van het huishoudinkomen in 1991 bijna twee keer zo groot voor vrouwen als voor mannen.

Voor Nederlandse koppels onderzoeken Van der Vaart et al. (2020) het effect van verweduwing op het besteedbaar inkomen, wat doorwerkt op de vermogensopbouw. Vooral vrouwen voor de AOW-leeftijd zijn kwetsbaar. Vrouwen met een hoog inkomen voordat zij weduwe worden hebben drie jaar na verweduwing gemiddeld bijna 40 procent minder te besteden. Voor lage inkomens is deze afname 16 procent. Voor mannen is er nauwelijks een effect.

Meerdere studies laten zien dat het overlijden van een partner een negatief effect kan hebben op de vermogensopbouw (Angel et al., 2007; Sevak et al., 2002; Wilmoth & Koso, 2022; Zick & Holden, 2000). Sommige studies identificeren hier heterogeniteit tussen de geslachten. Zo zien Zissimopoulos et al. (2015) en Streeter (2020) vooral een negatief effect van het overlijden van een partner voor vrouwen en vinden Bonnet et al. (2023) zelfs een positief effect van het overlijden van een partner voor mannen. Bonnet et al. (2023) verklaren dit verschil tussen mannen en vrouwen aan de hand van verschillen in socio-economische karakteristieken tussen huishoudens. De auteurs beargumenteren dat er voor mannen een sterkere relatie bestaat tussen socio-economische status en levensverwachting, waardoor weduwen vaker armer zijn. Dit verband tussen socio-economische status en levensverwachting van mannen zien ook Sevak et al. (2002).

Het effect van het overlijden van een partner is veelal beperkter dan het effect van scheiden (Bonnet et al., 2023; Wilmoth & Koso, 2002). Dit heeft waarschijnlijk te maken met het niet of in mindere mate hoeven verdelen van bezittingen bij het overlijden van een partner (Bonnet et al., 2023).

Ten slotte tonen Bonnet et al. (2023) een verband aan tussen het effect van het overlijden van de partner en de duur van de relatie tot het overlijden. Zij concluderen dat langere relaties leiden tot een betere vermogenspositie van het koppel, waardoor de overgebleven partner na overlijden een sterkere financiële positie heeft.

Het geschatte vermogensverlies van verweduwing is voor Amerikaanse vrouwen tussen de 51 en 61 jaar bijna 34 procent en voor mannen ongeveer een kwart (Zissimopoulos et al., 2015). Hierbij is gekeken naar het totale vermogen. De meeste andere schattingen – ook allemaal voor de Verenigde Staten, zie de hierboven genoemde referenties – liggen in dezelfde orde van grootte.

Doorgaans zijn de sociale voorzieningen in Europa beter dan in de Verenigde Staten. Kapelle & Van Winkle (2024) vinden voor elf Europese landen (exclusief Nederland) dan ook hooguit een beperkte daling van het vermogen. In vrijwel al deze landen is er wel een negatief effect op het huizenvermogen doordat nabestaanden kleiner gaan wonen. Een kanttekening bij dit recente onderzoek is dat ongeveer de helft van de waarnemingen van vermogen niet is waargenomen en daarom is geschat met behulp van andere gegevens.

2.5 Arbeidsongeschiktheid

Gezondheidsschokken en – specifiek – arbeidsongeschiktheid tasten direct de verdien capaciteit (en dus het menselijk kapitaal) aan. Er is veel onderzoek gedaan naar het causale effect van gezondheid op inkomen (García-Gómez, 2011; Aitomäki et al., 2012; García-Gómez et al., 2013; Mossakowski 2014; Kröger et al., 2015; Foverskov & Holm, 2016; Hoffmann et al., 2019), op vermogen (Poterba et al. 2017; De Nardi et al., 2024) en van gezondheid op beide (Capatina, 2015).

Relatief weinig onderzoek is specifiek gericht op de financiële gevolgen van arbeidsongeschiktheid. Een mogelijke reden is dat deze gevolgen sterk afhangen van de institutionele vormgeving van arbeidsongeschiktheidsregelingen, zoals de hoogte van arbeidsongeschiktheidsuitkeringen. Die kan ook nog eens afhangen van de mate van arbeidsongeschiktheid. In Nederland ligt het gemiddeld gestandaardiseerd besteedbaar inkomen van huishoudens met een arbeidsongeschiktheidsuitkering 13 procent lager dan huishoudens zonder zo'n uitkering, wat iets lager is dan het gemiddelde van 16 procent in OESO-landen (Figuur 2.15 in OESO, 2022). Deze cijfers maken geen onderscheid naar samenstelling (bijvoorbeeld geslacht, leeftijd, arbeidsongeschiktheidsduur en mate van arbeidsongeschiktheid), terwijl bijvoorbeeld lageinkomensgroepen met fysieke beroepen een grotere kans hebben om in een arbeidsongeschiktheidsregeling terecht te komen (Brouwer & Van Ooijen, 2025). Meyer & Mok (2019) onderzoeken de financiële effecten voor mannen in de Verenigde Staten gedurende de eerste tien jaar van arbeidsongeschiktheid. Het arbeidsinkomen blijkt zo'n 25 procent te dalen, terwijl deze afname 10 procent bedraagt voor het huishoudinkomen. De effecten zijn beduidend sterker als respondenten aangeven dat zij te maken hebben met een

langdurige en ernstigere arbeidsbeperking. Voor andere landen is het effect minder negatief. Voor Noorwegen vinden Kostøl & Mogstad (2015) een stabiel besteedbaar inkomen na toekenning van een arbeidsongeschiktheidsuitkering. Opmerkelijk is dat in Taiwan het totale inkomen zelfs toeneemt na arbeidsongeschiktheid (Pu & Syu, 2023).

De beschikbare literatuur suggereert een negatief verband tussen arbeidsongeschiktheid en vermogen. Zo vinden Ozawa & Yeo (2008) dat arbeidsongeschikte 65-plussers in de Verenigde Staten relatief weinig nettovermogen bezitten, waarbij rekening is gehouden met andere kenmerken. McKnight (2014) concludeert dat arbeidsongeschikten in het Verenigd Koninkrijk ruim 20 procent minder vermogen bezitten dan niet-arbeidsongeschikten. Dit verschil is groter voor mensen die jong arbeidsongeschikt raakten, doordat het negatieve effect van arbeidsongeschiktheid op de vermogensopbouw groter wordt naarmate iemand langer arbeidsongeschikt is. Deze bevindingen komen overeen met de Verenigde Staten. Tussen 45- en 65-jarige leeftijd is de groei van het gemiddelde huishoudvermogen namelijk 20 procent lager voor langdurig arbeidsongeschikten dan voor niet-arbeidsongeschikten, waarbij is gecontroleerd voor achtergrondkenmerken (Willson et al. 2024). Shuey en Willson (2019) vinden dat individuen met een hogere kans om arbeidsongeschikt te raken ook een verhoogde kans hadden op weinig vermogen. Deze kans was vooral groot voor personen die vroeg in hun leven arbeidsongeschikt raakten.

2.6 Werkloosheid

Net als arbeidsongeschiktheid kan ook werkloosheid leiden tot minder vermogensopbouw (Potrafke, 2012). Tijdens een periode van werkloosheid sparen mensen vaak minder en bouwen zij minder pensioen op, waardoor de totale vermogensopbouw uiteindelijk lager is.

De relevantie van dit effect is ten eerste afhankelijk van huishoudensvoorkeuren, rationaliteit, eventuele liquiditeitsbeperkingen en de sociale zekerheidsinstituten. Het laatste betreft de hoogte van werkloosheidsuitkeringen en in een later stadium bijstandsuitkeringen², maar ook in hoeverre pensioenopbouw is gerelateerd aan inkomsten uit arbeid en uitkeringen. In Nederland wordt bijvoorbeeld over een werkloosheidsuitkering standaard geen pensioen opgebouwd.³

Ten tweede hangt de omvang van dit effect af van de mate waarin mensen hun consumptiegedrag aanpassen tijdens werkloosheid. Als mensen hier niet goed toe in staat zijn, dan kan een tijdelijke periode van werkloosheid leiden tot een permanent effect op de vermogensopbouw. Voor mensen die hun consumptiegedrag wel kunnen aanpassen – en daarmee

2 OESO (2024) bevat een overzicht van nettovervangingsratio's van werkloosheidsuitkeringen, uitgesplitst naar onder andere werkloosheidsduur (tot en met veertien maanden), huishoudtype en OESO-land. Er is uitgegaan van een maximale duur van de werkloosheidsuitkering.

3 <https://www.uwv.nl/nl/pensioen/pensioen-opbouwen>. Afhankelijk van de voorgaande pensioenregeling kan de oorspronkelijke pensioenopbouw gedeeltelijk worden voortgezet tijdens werkloosheid.

hun spaargedrag egaliseren – is het effect op de vermogensopbouw kleiner. Het kan hierbij uitmaken of een partner extra uren gaat werken om het inkomensverlies op te vangen. Een tweede effect van werkloosheid op vermogensopbouw loopt via menselijk kapitaal (de verdien capaciteit in het conceptuele model in par. 2.1). Baanverlies leidt vaak tot een verlies van menselijk kapitaal. Dit is vooral het geval als er sprake is van specifiek kapitaal – dat nauw samenhangt met de specifieke match tussen de werknemer en diens baan – of als er sprake is van een arbeidsmarkt met veel fricties (Acemoglu en Pischke, 1999). In een arbeidsmarkt met veel fricties komen arbeidsvraag en -aanbod moeilijker bij elkaar, waardoor de periode van werkloosheid langer duurt. Een verlies van menselijk kapitaal uit zich in een langdurig lager loon, wat vervolgens leidt tot minder vermogensopbouw. Het empirische bewijs voor dit effect via menselijk kapitaal is vrij consistent. Beblo en Wolf (2002) tonen aan dat periodes van werkloosheid negatief samenhangen met het menselijk kapitaal (in termen van het latere uurloon) van hoogopgeleide vrouwen in Duitsland. Ook Arulampalam (2001) vindt dat werkloosheid een negatief effect heeft op het toekomstige loon, op basis van een studie naar Britse mannen. Dit is lijn met de bevindingen van Bravo en Herce (2022), die aantonen dat er in Portugal vooral een negatief effect is op de vermogensopbouw van baanverlies, wanneer dat baanverlies leidt tot een lager loon bij een volgende baan – oftewel wanneer er menselijk kapitaal verloren is gegaan.

Als we kijken naar de timing van het baanverlies op de pensioenopbouw, dan lijken er twee mechanismes tegen elkaar in te werken. Aan de ene kant zorgt baanverlies vroeg in de carrière voor een kleiner effect op de pensioenopbouw. Namelijk, wanneer iemand vroeg in diens carrière baanverlies lijdt, is het verloren menselijk kapitaal kleiner dan wanneer iemand later in diens carrière werkloos wordt (Beblo & Wolf, 2002; Bravo & Herce, 2022). Aan de andere kant kunnen de effecten van baanverlies langer blijven doorwerken in de carrières en vermogensopbouw van jongeren dan van ouderen. Hierdoor is het effect van vroeg baanverlies groter dan van laat baanverlies (Wunder, 2005). De tegen elkaar in werkende mechanismes verklaren mogelijk waarom Potrafke (2012) vindt dat baanverlies in het midden van iemands carrière (30-50 jaar oud) een groter effect heeft op de pensioenopbouw dan aan het begin of einde van iemands carrière.

Ten slotte modereert de inrichting van het pensioenstelsel het effect van baanverlies op de pensioenopbouw. Zo vinden De Freitas et al. (2011) dat werkloosheid in veel gevallen geen effect heeft op de pensioenopbouw in Frankrijk, vanwege de ingebouwde compensatie voor carrièreonderbrekingen in het Franse pensioenstelsel. Dit werkt bijvoorbeeld via de berekening van de hoogte van het pensioen, wanneer deze afhangt van het salaris in een deel van het werkzame leven. Colin en Mette (2003) laten zien dat een verhoging van het aantal meegenomen jaren in de pensioenberekening in 1993 in Frankrijk leidde tot gemiddeld lagere pensioenen.

Bravo en Herce (2022) laten zien dat in Portugal vroeg baanverlies een kleiner negatief effect heeft op de pensioenopbouw dan laat baanverlies, doordat de hoogte van de eerstepijlerpensioenen in Portugal berekend wordt op basis van een gewogen gemiddelde van de tien hoogste jaarsalarissen gedurende de laatste vijftien opbouwjaren en de laatste veertig opbouwjaren. Lage inkomsten vroeg in een carrière vallen hierdoor niet onder de laatste vijftien jaar en hebben daardoor een beperkter effect op de pensioenopbouw. Ook concluderen Bravo en Herce (2022) dat baanverlies een kleiner negatief effect heeft op de vermogensopbouw voor lagere inkomens als gevolg van de herverdelende werking van het Portugese pensioenstelsel.

3. Data en methode

Op basis van eerder ontwikkelde levenslooppaden (Van Vuuren en Muns, 2021) brengen we in kaart op welke manier de vier levensloopschokken zijn gecorreleerd met de latere vermogensopbouw. Deze aanpak bouwt voort op Sørensen et al. (2006), De Koning et al. (2006), Waaijers en Lever (2013), Wong et al. (2017) en Wouterse et al. (2022).

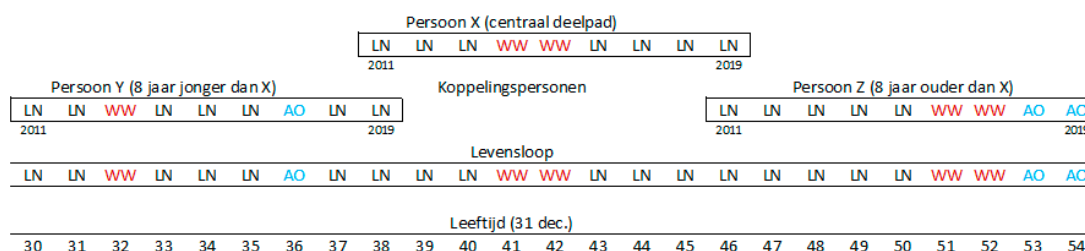
De levenslooppaden bevatten daadwerkelijke transitities die we observeren in CBS-micro-data over de periode 2011-2019. Zo zal iemand met een relatief hoog inkomen in de meeste gevallen ook een aantal jaren later nog tot de hoogste inkomensgroep behoren. Maar er is ook een kans dat dit niet zo is. Een dergelijke overgangskans is meegenomen in het levenslooppadmodel door deze te enten op waargenomen overgangskansen. De levenslooppaden hebben dus een realistisch verloop.

Het startpunt van de levenslooppaden zijn gegevens voor de periode 2011-2019 van personen die zijn geboren in de periode 1972-1979. De leeftijd van deze personen (op 31 december) loopt in deze periode van 32 tot en met 40 jaar voor het jongste centrale cohort (geboortjaar 1979) en van 39 tot en met 47 jaar voor het oudste geboortecohort (1972). Dit zijn de centrale deelpaden van de levenslooppaden. Naast demografische kenmerken en huishoudensgegevens registreren we voor iedere persoon demografische kenmerken en inkomens- en vermogensgegevens. Inkomensgegevens zijn gemeten voor de persoon zelf en een eventuele partner. Vermogensgegevens worden op huishoudniveau gemeten. We rekenen alle bedragen om naar 2019 door het CBS-looninflatiecijfer toe te passen.

We construeren vervolgens de integrale levenslooppaden door op elkaar gelijkende personen aan elkaar te koppelen. We breiden de centrale deelpaden uit door oudere en jongere personen te koppelen aan alle personen uit de centrale cohorten. Aan ieder centraal deelpad koppelen we een ouder persoon door gegevens van het centrale deelpad in 2019 te vergelijken met de gegevens in 2011 van alle personen. Van de daaruit geselecteerde persoon worden cijfers vanaf 2012 tot en met 2019 toegevoegd aan het levenslooppad. Dit koppelingsproces wordt net zolang herhaald totdat een pad eindigt door overlijden, emigratie of er geen enkel te koppelen persoon beschikbaar is. Voor het koppelen van jongere partners volgen we eenzelfde procedure.

Figuur 2 geeft een gestileerd voorbeeld van de constructie van één levenslooppad. Voor de eenvoud zijn de enige koppelingsvariabelen leeftijdsjaar en sociaal-economische categorie. Persoon X is geboren in 1973 en vormt het centrale cohort van het te construeren levenslooppad. In de koppelingsjaren 2011 en 2019 was loon de voornaamste inkomensbron van X. Persoon Z is acht jaar ouder dan X en had dus dezelfde leeftijd (46 jaar) in 2011 als persoon X in 2019. Bovendien was loon de voornaamste inkomensbron van Z in 2011 en van X in 2019. Persoon Z voldoet dus aan de koppelingseisen op leeftijd 46 en is daarom

Figuur 2. Voorbeeld koppelingsproces



Toelichting: koppelingsproces voor de constructie van een levenslooppad. Het geconstrueerde levenslooppad bestaat vanaf 30-jarige leeftijd uit waarnemingen van achtereenvolgens persoon Y, X en Z. Sociaal-economische categorieën LN = loon, WW = WW-uitkering, en AO = AO-uitkering.

een potentieel koppelingspersoon voor het opvolgende deelpad. Mogelijk zijn er meerdere potentiële koppelingspersonen.

Stel, Z wordt uit de mogelijke koppelingspersonen geselecteerd. De kenmerken van Z in 2012-2019 gelden dan op leeftijd 47 tot en met 54 jaar voor de te construeren levensloop (Figuur 2). Met eenzelfde procedure volgen de kenmerken op leeftijd 31 tot en met 38 jaar van de te construeren levensloop uit de kenmerken van persoon Y in 2012-2019.

De koppeling doen we op basis van een groter aantal kenmerken dan in Figuur 2. In alle gevallen op basis van geslacht, leeftijd, plaats in het huishouden, type huishouden, aantal kinderen in het huishouden, migratieachtergrond (tot 40 jaar), sociaal-economische categorie (tot 65 jaar), bruto persoonlijk inkomen en vermogen (in box 3). In geval van eigenwoningbezit zijn de eigenwoningwaarde en de hypotheekschuld extra koppelingsvariabelen. Bij werknemers wordt ook gekoppeld op deeltijdfactor en contractsoort (bepaald of onbepaalde tijd). Als er een partner in het huishouden is, dan nemen we als koppelingsvariabelen ook de sociaal-economische categorie mee, het bruto persoonlijk inkomen van de partner en of de partner overlijdt.

Bij de constructie van de levenslooppaden borgen we op verschillende manieren dat de paden samen een representatief beeld geven. Zo controleren we of een potentieel koppelingspersoon niet al voor vijftig andere levenslooppaden is geselecteerd. Is dat wel het geval, dan selecteren we een ander goed gelijkend beschikbaar persoon. Nadat we deze koppelingsprocedure hebben toegepast voor opeenvolgende stukjes levensloop, behouden we de 1,4 miljoen paden die doorlopen tot en met minimaal 65 jaar.

Een beperking van de analyse met het levensloopmodel is dat de overgangskansen zijn geschat op basis van historische data (hier: 2011 t/m 2019). Dit omvat dus een groot aantal cohorten waarvoor de levenslopen kunnen verschillen door veranderende voorkeuren en nieuw beleid. In die zin zijn de gemodelleerde levenslopen te interpreteren als een gemiddelde van de cohorten. Een andere beperking is dat het ooit doormaken van een bepaalde levenslooschok (al dan niet op een specifieke leeftijd) niet als extra koppelingskenmerk kan worden meegenomen. Bij iedere koppeling wordt namelijk één specifiek jaar (2011) verge-

leken met één ander specifiek jaar (2019). Het is hierbij niet altijd bekend of een persoon een bepaalde levensloopschok tijdens diens leven heeft doorgemaakt, omdat alleen gegevens binnen de periode 2011-2019 beschikbaar zijn. Dit kan met name een beperking zijn wanneer de gevolgen van een levensloopschok lang doorwerken. Het effect van levensgebeurtenissen is echter wel deels meegenomen naar latere leeftijdsjaren via het effect in koppeljaar 2019 op bijvoorbeeld de variabelen type huishouden (partnerstatus), sociaal-economische categorie (arbeidsmarktstatus), inkomen en vermogen.

We onderzoeken levensloopschokken in de leeftijdscategorie van 38 tot en met 47 jaar.⁴ Deze leeftijdsgroep is het meest geschikt voor onze analyse, omdat bij jongere en oudere leeftijdsgroepen niet altijd duidelijk is in hoeverre uitkomsten zijn gerelateerd aan levensloopschokken. Op jongere leeftijd zijn mensen nog minder gesetteld, waardoor de levenslooppaden blootstaan aan vele andere gebeurtenissen dan de levensloopschok. Men wisselt nog relatief vaak van baan, van woning en van partner. Op oudere leeftijd hebben werkenden een kortere resterende werkzame periode, waardoor zij minder toekomstige inkomsten verliezen en minder tijd hebben om nog bij te sturen richting het gewenste pensioenkapitaal.⁵ Deze beperkingen gelden in mindere mate voor 38- tot en met 47-jarigen, vandaar dat de analyse zich concentreert op deze groep.⁶

De levensloopschokken operationaliseren we als volgt:

- Langdurige werkloosheid: minimaal drie opeenvolgende jaren is inkomen uit arbeid niet de belangrijkste inkomensbron en in het eerste jaar of jaar ervoor is een WW-uitkering ontvangen. Bij werkloosheid is er immers na verloop van tijd geen recht meer op een WW-uitkering. Het eerste werkloosheidsjaar is tussen de 38 en 47 jaar.
- Langdurige arbeidsongeschiktheid: minimaal vijf opeenvolgende jaren is een arbeidsongeschiktheidsuitkering en/of ziektewetuitkering de voornaamste inkomensbron. Het eerste jaar is tussen de 38 en 47 jaar.
- Partnerverlies: er is een partner op 1 januari in jaar t die gedurende datzelfde jaar overlijdt.
- Scheiding: er is een partner op 1 januari in jaar t , maar exact één jaar later is er geen partnerschap meer en bovendien zijn beide partners niet overleden in jaar t .

De operationele definitie van partnerschap omvat zowel het huwelijk als een geregistreerd partnerschap.

4 De leeftijd wordt steeds gemeten op 31 december.

5 Een uitzondering is het vermogenseffect na echtscheiding: bij een hogere leeftijd wordt doorgaans een groter financieel vermogen verdeeld tussen de partners. Wel geldt ook hier dat de mogelijkheden om nog bij te sturen beperkter zijn op hogere leeftijd.

6 In bijlage 1 zijn de resultaten te vinden voor de leeftijd 48 t/m 57 jaar.

Tabel 2. Incidentie van levensloopschokken in de levenslooppaden, naar geslacht en inkomen

	Langdurige werkloosheid	Langdurige arbeidsongeschiktheid	Scheiding	Partner overleden
Totaal	7,1%	3,4%	15,5%	0,5%
Man	5,2%	2,3%	15,6%	0,3%
Vrouw	8,9%	4,3%	15,4%	0,6%
Inkomensdecil				
1	19,5%	3,3%	15,5%	0,7%
2	17,6%	7,7%	16,1%	0,6%
3	12,3%	8,0%	16,3%	0,6%
4	6,9%	5,0%	16,5%	0,5%
5	4,9%	3,2%	16,5%	0,5%
6	3,4%	2,3%	15,9%	0,4%
7	2,3%	1,6%	15,6%	0,4%
8	1,8%	1,2%	14,9%	0,3%
9	1,3%	0,8%	14,2%	0,3%
10	1,0%	0,5%	13,6%	0,3%

Noot: Het inkomensdecil is gebaseerd op het persoonlijk inkomen op 33-jarige leeftijd. Langdurig werkloos is tenminste drie opeenvolgende jaren arbeid niet de belangrijkste inkomensbron, en daarvoor een WW-uitkering is ontvangen. Langdurig arbeidsongeschikt is als voornaamste inkomstenbron tenminste vijf opeenvolgende jaren een arbeidsongeschiktheidsuitkering en/of ziektewetuitkering. Partnerverlies betekent dat de partner (peildatum 1 januari t) is overleden in jaar t. Een scheiding is de gebeurtenis dat er met de partner op peildatum 1 januari jaar t exact één jaar later geen partnerschap meer is, en beiden niet zijn overleden in jaar t.

De koppeling levert in totaal 1,4 miljoen synthetische levenslooppaden op. De tabel hieronder toont de incidentie van de vier levensloopschokken in deze paden in de leeftijd 38 t/m 47. In deze levensfase krijgt 7 procent van de populatie te maken met langdurige werkloosheid en ruim 3 procent met langdurige arbeidsongeschiktheid. Eén op de zes personen krijgt in deze levensfase te maken met een scheiding en één op de tweehonderd personen met het overlijden van de partner.

Met name voor langdurige werkloosheid en voor langdurige arbeidsongeschiktheid is de incidentie scheef verdeeld naar inkomen (Tabel 2). Onder mensen met een laag inkomen komen langdurige werkloosheid en arbeidsongeschiktheid veel vaker voor dan onder mensen met een hoog inkomen.⁷ Voor wat betreft scheiding en het overlijden van de partner zijn minder sterke verbanden met inkomen waarneembaar.

De uitkomstvariabelen waar we naar kijken zijn:

- box 3-vermogen op 68-jarige leeftijd
- persoonlijk inkomen vanaf 48 jaar tot en met 67 jaar
- gestandaardiseerd huishoudinkomen vanaf 48 jaar tot en met 67 jaar

⁷ In het eerste inkomensdecil komt langdurige arbeidsongeschiktheid minder voor dan de drie decielen erboven. Mogelijk bestaat deze groep voor een groter deel uit niet-uitkeringsgerechtigden en ontvangers van Wajong- en bijstandsuitkeringen. Deze groepen hebben geen recht op een reguliere arbeidsongeschiktheidsuitkering (WIA).

Naast vermogen kijken we dus ook naar het gecumuleerde inkomen tot aan de leeftijd van 67, omdat dit naar verwachting sterk is gecorreleerd met vermogen(-sopbouw). Naast het box 3-vermogen en persoonlijk inkomen is ook het huishoudinkomen een belangrijke graadmeter voor de pensioenvoorziening, omdat voor de meeste huwelijken de wettelijke gemeenschap van goederen geldt. Merk daarnaast op dat alleen huishoudvariabelen gedragseffecten van de partner meenemen.⁸ In de bijlage kijken we ook naar de overwaarde van de eigen woning op 68-jarige leeftijd (berekend als eigenwoningwaarde minus hypotheekschuld). De effecten van levensloopschokken op de overwaarde zijn doorgaans kleiner dan die op box 3, maar vaak niet significant doordat in sommige decielen sprake is van een gering aantal waarnemingen met een eigen woning. Omdat de overwaarde daarom een grotere statistische onzekerheid heeft dan andere uitkomstvariabelen, hebben we deze niet in de hoofdtekst opgenomen.

We identificeren de impact van de levensloopschok op deze vier uitkomstvariabelen door de uitkomsten te vergelijken van mensen die tussen 38 t/m 47 jaar een bepaalde levensloopschok ervaren met gelijkende personen die niet deze levensloopschok ervaren op deze leeftijden.⁹ Gelijkend betekent hier hetzelfde geslacht en – voor de levensloopschokken ‘scheiding’ en ‘partneroverlijden’ – op 33-jarige leeftijd een partner. Indien van toepassing is op 33-jarige leeftijd ook het inkomensdeciël hetzelfde.

We passen dus een soort *difference-in-difference-procedure* toe. De *common trend*-aannname is geadresseerd doordat de nulmeting plaatsvindt op 33-jarige leeftijd, dus vijf tot veertien jaar voor de levensloopschok (tussen leeftijd 38 en 47). Aannemelijk is dat deze toekomstige levensloopschok dan nog geen effect heeft op de uitkomstmaat. Selectie op niet-geobserveerde kenmerken die gecorreleerd zijn met de levensloopschok is tegengegaan door ook de gelijkende paden te baseren op kenmerken op 33-jarige leeftijd. Daarnaast is de constructie van de levenslooppaden gebaseerd op stukjes levenslooppad van acht jaar, waardoor potentiële effecten van een eventuele correlatie tussen levensloopschok en niet-waargenomen kenmerken zijn verwerkt in de eerstvolgende jaren na de levensloopschok. De gevonden effecten van de levensloopschokken op de uitkomstvariabelen interpreteren we daarom als een belangrijke indicatie van een causaal effect.

⁸ Zoals het *added worker*-effect als na baanverlies de partner meer gaat werken.

⁹ Omwille van de vergelijkbaarheid van beide groepen kunnen in beide groepen (i) levensloopschokken (ook) plaatsvinden op leeftijden jonger dan 38 jaar of ouder dan 47 jaar, en (ii) andere type levensloopschokken plaatsvinden gedurende de gehele levensloop. In Bijlage 3 is een nadere omschrijving.

4. Inkomen en vermogen na scheiding

Ontbinding van huwelijk of geregistreerd partnerschap – hierna kortweg: scheiding – heeft een negatieve invloed op het toekomstig inkomen van mannen, maar juist een positieve invloed op het toekomstig inkomen van vrouwen (bovenste grafiek in Figuur 3). Gescheiden mannen zijn gemiddeld 8 procent slechter af dan niet-gescheiden mannen, terwijl vrouwen in termen van persoonlijk inkomen tot rond de 5 procent beter af zijn ten opzichte van de groep die niet scheidt tussen hun 38ste en 47ste jaar. Een belangrijke verklaring voor het positieve effect voor gescheiden vrouwen is dat zij hun inkomensterugval vaak compenseren door meer uren te gaan werken. Een tweede verklaring is partneralimentatie, die in veel gevallen door de mannelijke ex-partner wordt betaald aan de vrouwelijke ex-partner. Kinderalimentatie is overigens geen verklaring, omdat van kinderalimentatie geen registratiedata beschikbaar zijn.

Corrigeren we voor huishoudsamenstelling, dan pakt het echter anders uit: zowel voor mannen als voor vrouwen is dan sprake van een negatief effect van scheiding op inkomen (onderste grafiek in Figuur 3). Gescheiden mannen zijn dan rond de 5 procent slechter af, gescheiden vrouwen rond de 10 procent. In termen van gestandaardiseerd huishoudinkomen is de samenhang van scheiding met toekomstig inkomen dus sterker voor vrouwen dan voor mannen.

De meer algemene inkomensachteruitgang is verklaarbaar door het schaaleffect. Als een gegeven huishoudinkomen moet worden verdeeld over twee afzonderlijke huishoudens, dan zijn die twee huishoudens vervolgens slechter af doordat zij minder kunnen profiteren van schaal. De specifieke achteruitgang van vrouwen is in dit geval gerelateerd aan inwonende kinderen. Volgens het CBS woont ongeveer driekwart van de kinderen van gescheiden ouders bij hun moeder. Daarnaast verliest een gescheiden vrouw een gemiddeld groter partnerinkomen, omdat het gemiddelde inkomen van mannen hoger is dan van vrouwen.¹⁰

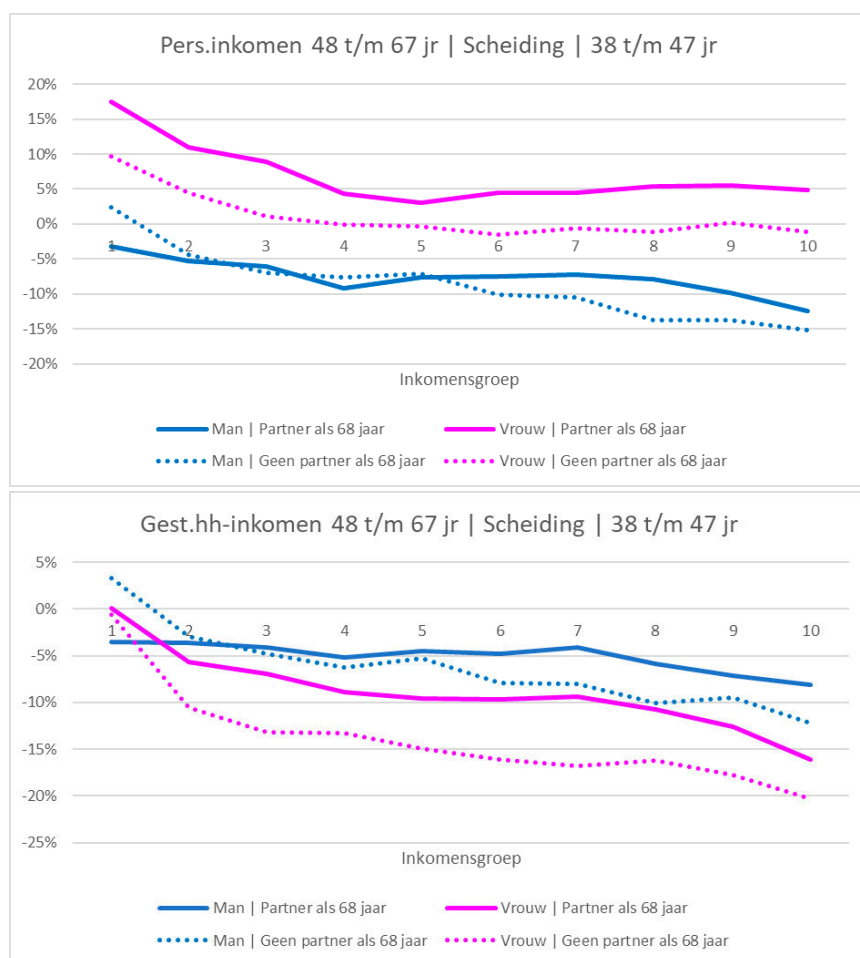
In beide grafieken is te zien: hoe hoger het inkomen (gemeten op 33-jarige leeftijd), hoe sterker het negatieve (of hoe minder sterk het positieve) effect van scheiding op toekomstig inkomen. Voor de groep met de laagste 20 procent inkomens is er weinig verschil in het gestandaardiseerd huishoudinkomen van mensen die zijn gescheiden ten opzichte van mensen die niet zijn gescheiden. Voor de hogere inkomensgroepen zijn de verschillen relatief groot en negatief. In het bijzonder zijn die groot voor vrouwen met een hoog initieel inkomen: voor hen is het negatieve inkomensverschil tot 20 procent ten opzichte van niet-gescheiden vrouwen. Voor mannen is het maximale inkomensverschil ongeveer de helft hiervan.

¹⁰ Naast deze twee verklaringen is er ook een mogelijkheid dat vrouwen minder snel een nieuwe partner hebben met wie zij samenwonen. Deze mogelijke verklaring hebben we echter niet onderzocht.

Een eerste mogelijke verklaring voor de samenhang tussen inkomen en inkomensachteruitgang is alimentatie: ex-partners met hogere inkomens moeten er in de regel meer van betalen. Een tweede mogelijke verklaring is dat mensen met hoge inkomens vaak relatief veel uren werken en na een scheiding mogelijk minderen om de combinatie van werk en zorg voor kinderen (al dan niet in co-ouderschap) mogelijk te maken. Deze laatste verklaring is in het bijzonder relevant voor vrouwelijke ex-partners, omdat de kinderen meestal bij hen inwonen. Een derde verklaring is dat lagere inkomensgroepen vaker afhankelijk zijn (of worden na een scheiding) van socialezekerheidsregelingen, zoals een bijstandsuitkering. Deze regelingen houden rekening met schaafeffecten door aan kleinere huishoudens een hoger bedrag per persoon toe te kennen (de zogenoemde kostendelersnorm).

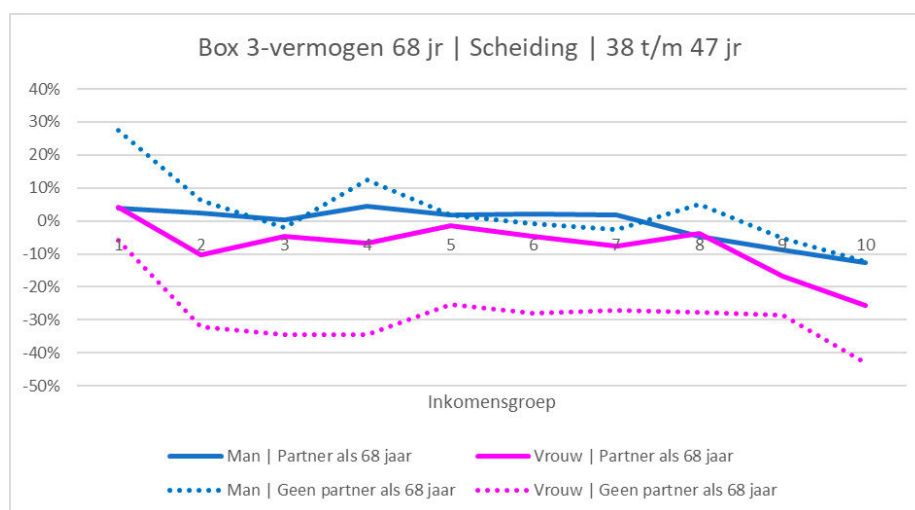
In beide grafieken is ook te zien dat het toekomstig inkomen van vrouwen relatief sterk samenhangt met het hervinden van een partner. Vrouwen die op hun 68ste een partner

Figuur 3. Effect scheiding op levensloopinkomen, per geslacht, partnerstatus en inkomensdecil



Toelichting: De figuur toont per inkomensgroep (1: laagste deciel, 10: hoogste deciel) het procentuele verschil in levensloopinkomen voor mensen met (minimaal) een echtscheiding tussen 38 t/m 47 jaar, ten opzichte van vergelijkbare mensen die tussen 38 t/m 47 jaar deze levensloopshok niet hebben. Het levensloopinkomen wordt berekend vanaf 48 jaar t/m 67 jaar. Pers.inkomen = Persoonlijk inkomen. Gest.hh-inkomen = gestandaardiseerd huishoudinkomen.

Figuur 4. Effect scheiding op box 3-vermogen, per geslacht, partnerstatus en inkomensdeciël



Toelichting: De figuur toont per inkomensgroep (1: laagste deciel, 10: hoogste deciel) het procentuele verschil in box 3-vermogen op 68-jarige leeftijd voor mensen met (minimaal) één echtscheiding tussen 38 t/m 47 jaar, ten opzichte van vergelijkbare mensen die tussen 38 t/m 47 jaar deze levensloopschok niet hebben.

hebben zijn grosso modo 5 procent beter af dan vrouwen zonder partner, zowel gemeten in persoonlijk inkomen als in gestandaardiseerd huishoudinkomen. Voor mannen met een inkomen beneden de mediaan is dit verband er niet. Dit wijst erop dat deze mannen vaker een nieuwe partner vinden met een laag inkomen, ook ten opzichte van het lagere inkomen van deze mannen. De kostendelersnorm kan hierbij een rol spelen.¹¹ Mannen met een inkomen boven de mediaan zijn ongeveer 3 procent beter af als zij een nieuwe partner hebben.

Een logisch gevolg van deze bevindingen kan zijn dat vooral gescheiden vrouwen en ook rijkere mannen een minder groot vermogen hebben dan degenen die niet zijn gescheiden tussen hun 38ste en 47ste levensjaar. Van een dergelijk effect zien we voor mannen echter niet veel terug in de levensloopdata. Hun vermogen in box 3 vertoont weinig samenhang met scheiding. Hetzelfde geldt voor de meeste vrouwen met een partner in hun 68ste levensjaar (Figuur 4). Dit kan erop wijzen dat zij na een scheiding hun uitgavenpatroon afstemmen op hun lagere inkomen of dat er een negatief effect is in andere vermogenscomponenten (eigen woning of box 2). Dit hebben wij niet onderzocht.

Voor vrouwen zonder partner op hun 68ste jaar zien we een duidelijk negatief verband van scheiding met hun vermogen in box 3 (Figuur 4). Uitgezonderd de 10 procent minst vermogenden hebben deze vrouwen 30 procent minder vermogen in box 3 dan vrouwen die géén scheiding hebben meegemaakt tussen hun 38ste en 47ste jaar.

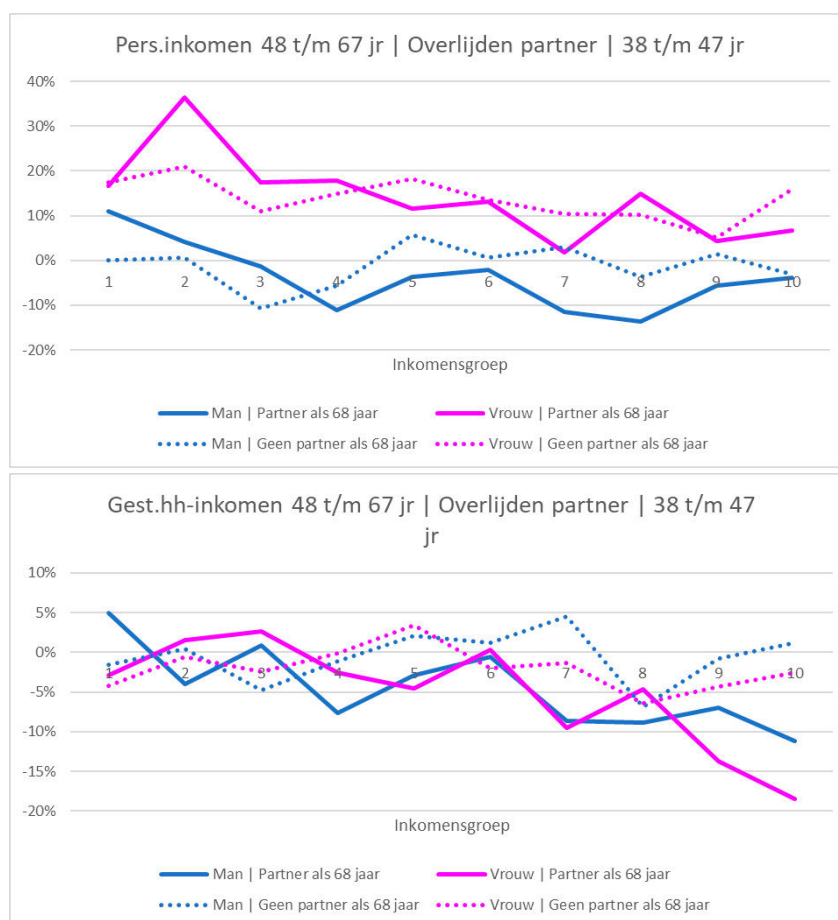
¹¹ Een andere mogelijke verklaring is dat het voor mannen met een laag inkomen gemiddeld wat langer duurt voordat zij een nieuwe partner vinden, gegeven dat zij een nieuwe partner hebben op 68-jarige leeftijd. Dit hebben we niet onderzocht.

5. Inkomen en vermogen na overlijden partner

Het overlijden van de partner heeft een beperkte invloed op het toekomstig persoonlijk inkomen van mannen, maar juist een positieve op dat van vrouwen (bovenste grafiek in Figuur 5). Weduwen zijn in termen van persoonlijk inkomen ongeveer 10 procent beter af ten opzichte van de groep die geen partner verliest tussen hun 38ste en 47ste jaar. Net als bij een scheiding is ook hier een verklaring voor het positieve effect voor vrouwen dat zij hun inkomensterugval vaak compenseren door meer uren te gaan werken. Ook het nabestaandenpensioen zal vaak van belang zijn. Deze uitkering is doorgaans hoger naarmate de partner een hoger inkomen had en indien er kinderen zijn (wezenpensioenen).

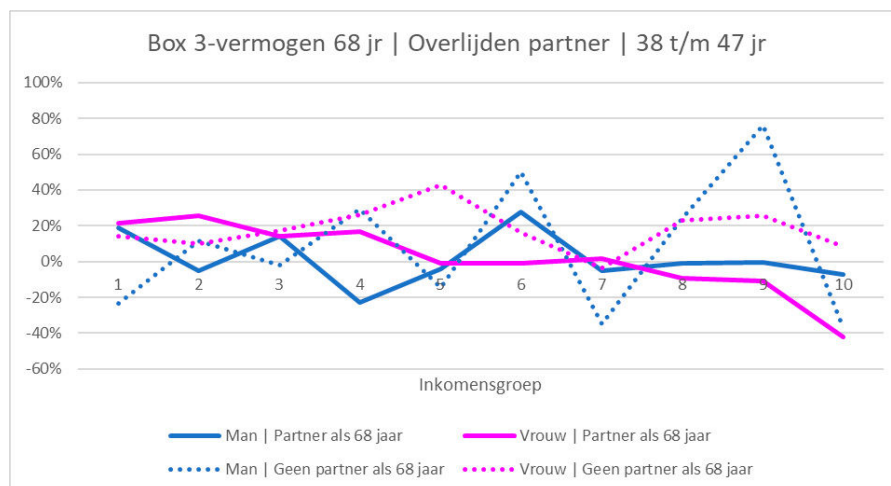
Indien we corrigeren voor huishoudsamenstelling, dan pakt het beeld echter anders uit: het inkomenseffect is dan zowel voor weduwnaars als voor weduwen beperkt, vooral voor de laagste 30 procent van de inkomens (onderste grafiek in Figuur 5). Het effect van part-

Figuur 5. Effect overlijden partner op levensloopinkomen, per geslacht, partnerstatus en inkomensdecil



Toelichting: de figuur toont per inkomensgroep (1: laagste deciel, 10: hoogste deciel) het procentuele verschil in levensloopinkomen voor mensen die hun partner verliezen tussen 38 t/m 47 jaar, ten opzichte van mensen die tussen 38 t/m 47 jaar deze levensloopschok niet hebben. Het levensloopinkomen wordt berekend vanaf 48 jaar t/m 67 jaar. Pers.inkomen = Persoonlijk inkomen. Gest.hh-inkomen = gestandaardiseerd huishoudinkomen.

Figuur 6. Effect partneroverlijden op box 3-vermogen, per geslacht, partnerstatus en inkomensdecieel



Toelichting: de figuur toont per inkomensgroep (1: laagste decieel, 10: hoogste decieel) het procentuele verschil in box 3-vermogen voor mensen die hun partner verliezen tussen 38 t/m 47 jaar, ten opzichte van mensen die tussen 38 t/m 47 jaar deze levensloopschok niet hebben.

neroverlijden op het gestandaardiseerd huishoudinkomen is dus voor vrouwen en mannen ongeveer gelijk. Mensen met een hoger inkomen ervaren wel vaker een negatief inkomenseffect van partneroverlijden, met name degenen die op 68-jarige leeftijd een nieuwe partner hebben. Een mogelijke verklaring is een *regression to the mean*-effect: de nieuwe partner heeft doorgaans een lager (hoger) inkomen dan de overleden partner indien de overleden partner relatief veel (weinig) verdiende. Dit geldt zowel voor mannen als voor vrouwen. Voor weduwen met een hoog inkomen en partner is het negatieve inkomensverschil tot 20 procent ten opzichte van niet-verweduwen. Voor weduwnaars met nieuwe partner is het maximale inkomensverschil ongeveer de helft.

Vrouwen die hun partner hebben verloren tussen het 38ste en 47ste levensjaar hebben in hun 68ste levensjaar een groter box 3-vermogen (Figuur 6). Het gemiddelde effect is 18 procent. Voor mannen is dit effect 10 procentpunt kleiner. Beide effecten op het box 3-vermogen zijn dus gemiddeld positief, ondanks het beperkte effect op het huishoudinkomen (onderste grafiek in Figuur 5). De erfenis kan hierin geen directe rol spelen, omdat het box 3-vermogen op huishoudniveau wordt gemeten en deze weinig zal veranderen.¹² Een mogelijke verklaring voor het hogere box 3-vermogen na partnerverlies is dat men na partnerverlies op jonge leeftijd voorzichtiger in het leven gaat staan, ook op financieel gebied. Een andere mogelijke verklaring is een woningverkoop naar een kleinere woning, waardoor vermogen in de eigen woning verschuift naar box 3. Opvallend is dat het vermogenseffect wat kleiner is wanneer men een nieuwe partner heeft gevonden. Mogelijk is er met een

¹² Voor de erfbelasting geldt een aanzienlijke vrijstelling (804.698 euro, 2025) voor de partner. De erfenis voor de kinderen wordt met de wettelijke verdeling pas uitbetaald nadat de langstlevende ouder is overleden.

nieuwe partner een hoger uitgavenpatroon of meer vermogen in een eigen woning of in box 2. Dit hebben we niet onderzocht.

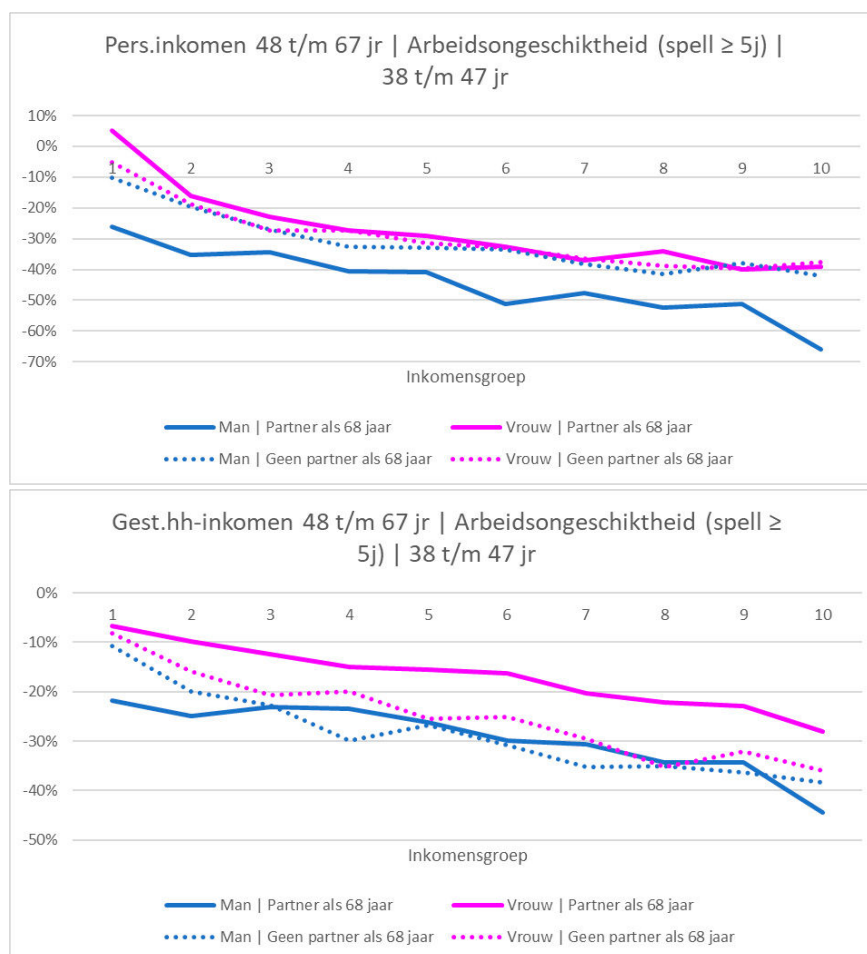
Alleen voor vrouwen die op hun 68ste weer een partner hebben zien we een samenhang tussen het box 3-effect en de inkomensverdeling. Een logische verklaring is de eerder gevonden negatieve samenhang tussen inkomensgroep en inkomensverlies (Figuur 5).

6. Inkomen en vermogen na arbeidsongeschiktheid

Bij arbeidsongeschiktheid is de gemiddelde achteruitgang van het levensloopinkomen circa 30 procent, in termen van zowel persoonlijk inkomen als gestandaardiseerd huishoudinkomen (Figuur 7). Dit duidt op een aanzienlijk verlies van verdien capaciteit. Het hebben van een partner op 68-jarige leeftijd maakt met name bij vrouwen iets uit. In termen van gestandaardiseerd huishoudinkomen zijn vrouwen zonder partner ongeveer 15 procentpunt slechter af dan vrouwen met partner. Een logische verklaring is dat arbeidsongeschikte vrouwen met partner nog wel een partnerinkomen blijven ontvangen.

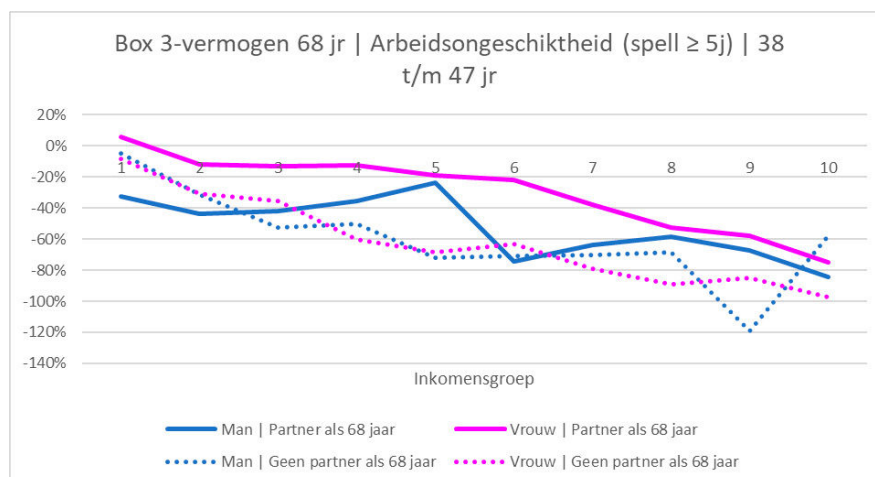
De achteruitgang in het levensloopinkomen (verdien capaciteit) is sterker voor hogere inkomens. Zij hebben meer inkomen te verliezen en zijn wellicht ook minder goed verzekerd tegen langdurige arbeidsongeschiktheid vanwege het maximum dagloon in de WIA.

Figuur 7. Effect arbeidsongeschiktheid op levensloopinkomen, per geslacht, partnerstatus en inkomensdecil



Toelichting: de figuur toont per inkomensgroep (1: laagste deciel, 10: hoogste deciel) het procentuele verschil in levensloopinkomen voor mensen met (langdurige) arbeidsongeschiktheid tussen 38 t/m 47 jaar, ten opzichte van vergelijkbare mensen die tussen 38 t/m 47 jaar deze levensloopschok niet hebben. Het levensloopinkomen wordt berekend vanaf 48 jaar t/m 67 jaar. Pers.inkomen = Persoonlijk inkomen. Gest.hh-inkomen = gestandaardiseerd huishoudinkomen.

Figuur 8. Effect arbeidsongeschiktheid op box 3-vermogen, per geslacht, partnerstatus en inkomensdecieel



Toelichting: De figuur toont per inkomensgroep (1: laagste decieel, 10: hoogste decieel) het procentuele verschil in box 3-vermogen voor mensen met (langdurige) arbeidsongeschiktheid startend tussen 38 t/m 47 jaar, ten opzichte van mensen die tussen 38 t/m 47 jaar deze levensloopschok niet hebben.

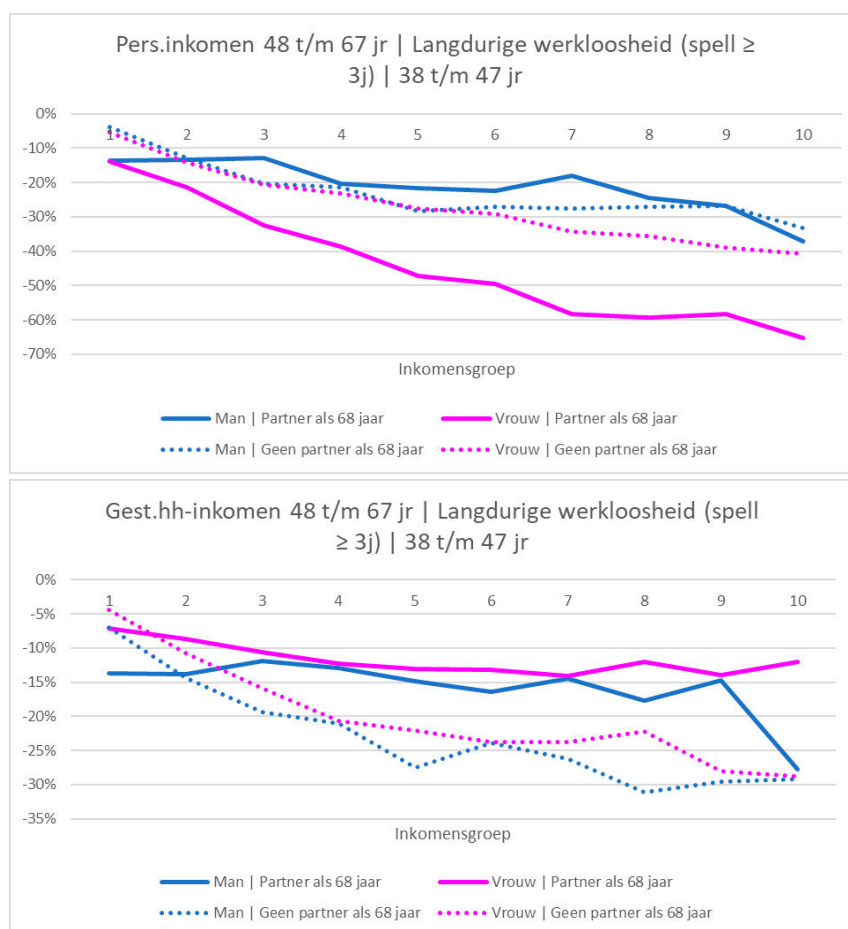
De fors negatieve levensloopinkomenseffecten vertalen zich in fors negatieve vermogenseffecten in termen van box 3-vermogen (Figuur 8). Het gemiddelde effect van arbeidsongeschiktheid voor mensen zonder partner is -60 procent. Het hebben van een partner mitigeert dit effect enigszins, vooral bij vrouwen. Het negatieve vermogenseffect stijgt – net als bij het levensloopinkomen – ongeveer lineair met het inkomensdecieel.

7. Inkomen en vermogen na langdurige werkloosheid

Ook bij langdurige werkloosheid (startend tussen 38- en 47-jarige leeftijd) is de achteruitgang van het levensloopinkomen fors, circa 25 procent, zowel in termen van persoonlijk inkomen als gestandaardiseerd huishoudinkomen (Figuur 9). Ook hier is dus een aanzienlijke afname van de verdien capaciteit. Een verklaring aan de aanbodzijde is dat door langdurige werkloosheid bepaalde vaardigheden achteruitgaan (verlies aan menselijk kapitaal), terwijl een verklaring aan de vraagzijde is dat werkgevers terughoudender zijn om een langdurig werkloze aan te nemen (*scarring-effect*). Het effect op het persoonlijk inkomen is wat groter bij hoge inkomens. Een mogelijke verklaring is de bovengrens aan het maximale dagloon in de WW.

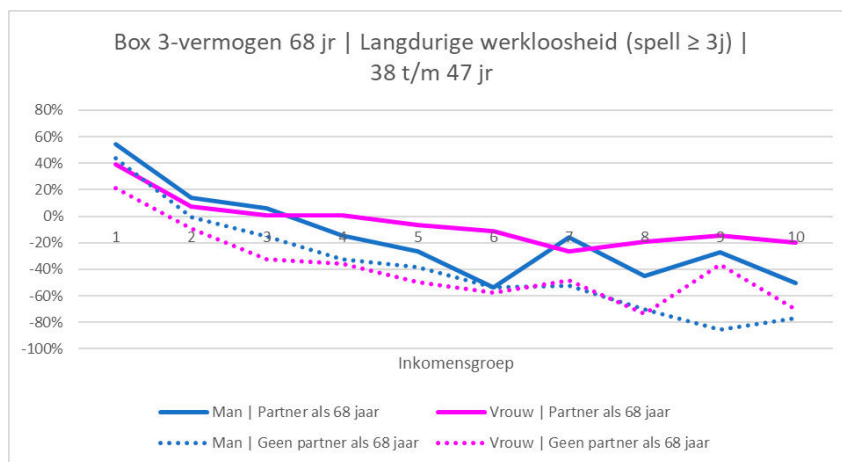
Voor vrouwen met partner op 68-jarige leeftijd is er een relatief groot effect op hun toekomstig persoonlijk inkomen (bovenste grafiek in Figuur 9), terwijl het effect op het

Figuur 9. Effect langdurige werkloosheid op levensloopinkomen, per geslacht, partnerstatus en inkomensdecil



Toelichting: de figuur toont per inkomensgroep (1: laagste deciel, 10: hoogste deciel) het procentuele verschil in levensloopinkomen voor mensen met langdurige werkloosheid startend tussen 38 t/m 47 jaar, ten opzichte van mensen die tussen 38 t/m 47 jaar deze levensloopshok niet hebben. Het levensloopinkomen wordt berekend vanaf 48 jaar t/m 67 jaar. Pers.inkomen = Persoonlijk inkomen. Gest.hh-inkomen = gestandaardiseerd huishoudinkomen.

Figuur 10. Langdurige werkloosheid leidt tot forse daling van box 3-vermogen



Toelichting: de figuur toont per inkomensgroep (1: laagste deciel, 10: hoogste deciel) het procentuele verschil in box 3-vermogen voor mensen met langdurige werkloosheid startend tussen 38 t/m 47 jaar, ten opzichte van mensen die tussen 38 t/m 47 jaar deze levensloopschok niet hebben.

huishoudinkomen juist relatief klein is (onderste grafiek in Figuur 9). Deze verschillen spelen vooral bij de hoogste inkomens. Mogelijk hadden deze vrouwen voor hun langdurige werkloosheid vaker een partner die niet voltijd werkte (of hadden zij geen partner), waardoor er rek zit in het partnerinkomen en de vrouwen zelf niet meer streven naar hun oorspronkelijke inkomen.

Het box 3-vermogen op 68-jarige leeftijd neemt fors af na langdurige werkloosheid, met gemiddeld circa 25 procent (Figuur 10). Voor lage inkomens is het box 3-vermogen echter hoger, ongeacht geslacht en latere partnerstatus. Dit is opvallend, want we zagen dat het huishoudinkomen van deze groep wat afneemt (onderste grafiek in Figuur 9). Een mogelijkheid is dat lage inkomens bij langdurige werkloosheid hun uitgavenpatroon sterk aanpassen (al dan niet door hulpverlening) of vaker gedwongen zijn hun huis te verkopen, wat zich beide vertaalt in een hoger box 3-vermogen.

8. Conclusie

Arbeidsgerelateerde risico's hebben een veel grotere impact op het levensloopinkomen dan 'gezinsrisico's' (Tabel 3). Het effect van arbeidsongeschiktheid en langdurige werkloosheid op het levensloopinkomen is fors: respectievelijk 30 en 25 procent. Ofwel, mensen die tussen hun 38ste en 47ste levensjaar arbeidsongeschikt of langdurig werkloos raken, verliezen een kwart tot een derde van hun inkomen tot aan hun 68ste verjaardag. Hierbij corrigeren we voor samenstellingseffecten in het huishouden (via het gestandaardiseerd huishoudinkomen). Het effect van scheiding en partneroverlijden op het levensloopinkomen is relatief beperkt: respectievelijk 5 tot 10 en 0 procent.

De langdurige inkomenseffecten van arbeidsongeschiktheid en werkloosheid vertalen zich waarschijnlijk naar vermogenseffecten. Op basis van buitenlandse empirische literatuur is een vermogensachteruitgang tot 20 procent niet onwaarschijnlijk indien één van deze risico's zich voordoet.

Specifiek in box 3 zien we voor de arbeidsgerelateerde risico's negatieve vermogenseffecten die zelfs nog sterker zijn dan de levensloopinkomenseffecten. Deze effecten zijn sterker voor mensen zonder partner dan voor mensen met een partner. Ook zijn zij sterker voor mensen met een hoog inkomen dan voor mensen met een laag inkomen.

Voor de gezinsrisico's (scheiding en overlijden partner) is ook sprake van negatieve effecten op het box 3-vermogen, die ook sterker zijn voor hogere inkomens. Maar ook deze vermogenseffecten zijn kleiner voor de gezinsrisico's dan voor de arbeidsgerelateerde risico's.

Tabel 3. Effect levensloopschok op inkomen en vermogen

Levensloopschok	Partner op 68-jarige leeftijd Uitkomstmaat	Man		Vrouw	
		Ja %	Nee %	Ja %	Nee %
Scheiding	Persoonlijk inkomen, 48-67 jr	-8	-8	7	1
	Gest. hh-inkomen, 48-67 jr	-5	-6	-9	-13
	Box 3-vermogen, 68 jr	-1	5	-7	-28
Overlijden partner	Persoonlijk inkomen, 48-67 jr	-5	-2	14	14
	Gest. hh-inkomen, 48-67 jr	-5	0	-5	-2
	Box 3-vermogen, 68 jr	2	13	3	21
Arbeidsongeschiktheid	Persoonlijk inkomen, 48-67 jr	-42	-28	-24	-25
	Gest. hh-inkomen, 48-67 jr	-26	-23	-14	-21
	Box 3-vermogen, 68 jr	-32	-28	-11	-39
Langdurige werkloosheid	Persoonlijk inkomen, 48-67 jr	-20	-19	-35	-20
	Gest. hh-inkomen, 48-67 jr	-12	-17	-10	-13
	Box 3-vermogen, 68 jr	12	0	14	-5

Toelichting: de tabel toont procentuele effecten per uitkomstmaat voor mensen met levensloopschok tussen 38 t/m 47 jaar, ten opzichte van mensen die tussen 38 t/m 47 jaar deze levensloopschok niet hebben. Alle inkomensgroepen zijn hierin samengenomen.

Deze bevindingen voor het levensloopinkomen en box 3 in Nederland zijn belangrijke aanvullingen op de internationale empirische literatuur. Over het effect van arbeidsongeschiktheid op vermogensopbouw is ook internationaal nog weinig bekend. Studies uit het Verenigd Koninkrijk suggereren wel een negatief effect. Over het effect van werkloosheid zijn meer empirische studies beschikbaar, maar de resultaten zijn niet eenduidig. Veel hangt af van de sociale zekerheids- en pensioeninstituten en de leeftijd waarop men diens baan verliest.

De effecten van gezinsrisico's op het levensloopinkomen en box 3-vermogen lijken ook in het licht van de internationale empirische literatuur beperkt. Dit kan zijn gerelateerd aan Nederlandse instituten (alimentatie, partnerpensioen, toeslagenstelsel) en relatief ruime mogelijkheden om deeltijdwerk te verrichten en zo het verloren inkomen en vermogen te compenseren zonder dat men voltijs aan de slag moet. Een beperking van deze studie is echter dat we niet het effect van levensloopschokken op het pensioenvermogen (in zowel de tweede als derde pijler) hebben kunnen bepalen. Mogelijk is hier sprake van negatievere effecten – die dan meer in lijn zouden zijn met internationale bevindingen.

In de regel zien we dat mensen met een hoger inkomen meer levensloopinkomen (absoluut en relatief) verliezen als zich een levensloopschok voordoet. Het percentuele levensloopinkomenseffect loopt ongeveer lineair op met het inkomenspercentiel waarin men zich bevindt op het moment dat de levensloopschok zich voordoet. In termen van vervangingsratio zijn mensen met een hoger inkomen dus minder goed verzekerd tegen inkomensrisico's dan mensen met een lager inkomen.

Een belangrijke implicatie van onze bevindingen is dat vooral arbeidsongeschiktheid en langdurige werkloosheid grote inkomens- en vermogensrisico's met zich meebrengen en dat mensen kennelijk niet zelf in staat zijn om deze risico's te mitigeren of zich onvoldoende bewust zijn van de risico's. Hier kan dus aanleiding zijn voor aanvullend ingrijpen van de overheid en/of sociale partners via de sociale zekerheid en/of het pensioenstelsel.

Sociale partners kunnen de financiële effecten van arbeidsgerelateerde risico's beperken door bijvoorbeeld pensioenregelingen af te spreken die voorzien in een arbeidsongeschiktheidspensioen en (al dan niet premievrije) pensioenopbouw gedurende arbeidsongeschiktheid of werkloosheid. Niet iedere pensioenregeling voorziet hierin. Meer algemeen kunnen sociale partners arbeidsgerelateerde risico's explicieter meenemen bij de invulling van pensioenregelingen en transitie- en implementatieplannen.

De resultaten suggereren dat het wenselijk is dat sociale partners verder kijken dan het wettelijk verplichte onderscheid naar leeftijd. Zij zouden bijvoorbeeld binnen leeftijdscohorten kunnen differentiëren naar arbeidsmarktstatus. De optimale beleggingsexposure verandert na een levensloopschok, doordat arbeidsgerelateerde risico's een sterke impact

hebben op de loonontwikkeling.¹³ Voor het meten van de risicohouding en in het verlengde daarvan de toedeling van beleggingsrendementen is echter alleen onderscheid naar leeftijdscohort een wettelijke vereiste.¹⁴ Er bestaat dus geen verplichting om binnen leeftijdscohorten te differentiëren naar kenmerken zoals burgerlijke staat (alleenstaand, (on)gehuwd samenwonend, aantal kinderen, etc.) of arbeidsmarktstatus (actief deelnemer, werkloos, arbeidsongeschikt, nabestaande). Ook in de transitie- en implementatieplannen naar het nieuwe pensioenstelsel is alleen een wettelijke vereiste om transitie-effecten te rapporteren per leeftijdscohort, en niet naar andere kenmerken.¹⁵ Het is dan ook niet gebruikelijk dat wordt gedifferentieerd naar partner- en arbeidsmarktstatus.¹⁶ Mogelijke redenen zijn de huidige tijdsdruk in relatie tot de transitie en additionele communicatie- en rapportagevereisten. In verder onderzoek zou voor deze tweede optie de mate van welvaartsverhoging nader moeten worden bepaald en worden afgewogen tegen de additionele communicatie- en rapportagevereisten.

Ook de overheid heeft diverse beleidsopties om de financiële effecten van arbeidsgereleerde risico's te mitigeren. Ten eerste is een laagdrempelige optie om sociale partners actiever te wijzen op hun hiervoor genoemde mogelijkheden om deze risico's te verkleinen of hen daartoe te stimuleren. Ten tweede zou een verplichte arbeidsongeschiktheidsverzekering helpen. In het pensioenakkoord van 2019 hebben het toenmalig kabinet en de sociale partners reeds afgesproken dat er een verplichte arbeidsongeschiktheidsverzekering komt voor zelfstandigen, zoals de WIA al verplicht is voor werkenden in loondienst. Een verplichte arbeidsongeschiktheidsverzekering voor zelfstandigen heeft als doel om schrijnende situaties te voorkomen en verkleint tegelijkertijd verschillen in sociale lasten tussen verschillende arbeidsvormen. Tot op heden stuit de overheid echter op uitvoeringsproblemen bij de voorgenomen implementatie van deze verplichte verzekering.¹⁷ Ten derde kan de overheid overwegen om pensioenopbouw voor alle werkenden te verplichten (Van Ewijk et al., 2024).

13 Vanuit de beleggingstheorie is het wenselijk om daarnaast ook te differentiëren naar kenmerken zoals eventueel partnerinkomen, aantal kinderen, eigenwoningbezit en ander niet-pensioenvermogen. Dit valt buiten het bestek van dit rapport.

14 Pw: art. 10a lid 4, 52b lid 1. Wvb art.28a lid 4, 63b lid 1. Het is toegestaan, maar niet verplicht, om voor de risicohouding en toedelingsregels in de solidaire premieregeling te differentiëren naar andere kenmerken dan leeftijdscohort (TK 2022; p.29, 32/33, 268).

15 Pw: art. 150e5, 150f1a, 220e3. Wvb: art.145d5, 145e1a, 214d3. Specifiek voor de compensatie voor de afschaffing van de doorsneesystematiek beoogt de wetgever om actieve deelnemers (inclusief deelnemers met premievrije opbouw) per leeftijdscohort te compenseren (TK 2022, p.108-109; TK 2023, p.19, 29). De reden is dat andere deelnemers geen nadeel ondervinden van de transitie en extra differentiatie binnen leeftijdsgroepen voor een te hoge uitvoeringslast zou zorgen.

16 Bijvoorbeeld: in bijlage 5 van het transitieplan van PFZW hebben alle achttien maatmensen een stijgend loonprofiel. In bijlage 5 van het transitieplan van ABP is weliswaar gedifferentieerd naar leeftijdsjaar en arbeidsmarktstatus, maar is geen differentiatie naar partnerstatus of differentiatie van de rendementstoedeling anders dan naar leeftijd (bijlage 3).

17 *Kamerstukken II, 2024/2025, 31 311, nr. 278. 'Voortgang Wet basisverzekering arbeidsongeschiktheid zelfstandigen en wetsvoorstellen hervorming arbeidsmarkt'.*

Ook dit verkleint verschillen in sociale lasten tussen verschillende arbeidsvormen, maar biedt geen verzekering tegen arbeidsgerelateerde risico's.

Deze studie is gebaseerd op een vergelijking van synthetische levenslooppaden op basis van CBS-microdata van mensen die wel of niet een levensloopschok ervaren. Hoewel we op elkaar lijkende levenslooppaden (tot aan de levensloopschok) met elkaar hebben vergeleken, zijn er wel aannames gemaakt over met name de representativiteit van de levenslooppaden. Naarmate er langere observatieduren beschikbaar komen voor dezelfde personen (langere reeksen longitudinale gegevens) met idealiter ongewijzigde instituties, is het minder nodig om dergelijke aannames te maken en kunnen we in de toekomst steeds preciezere schattingen maken van de inkomens- en vermogenseffecten van levensloopschokken op lange termijn.

Referenties

- Acemoglu, D., & Pischke, J. (1999). The Structure of Wages and Investment in General Training, *Journal of Political Economy*, 107(3), 539-572. <https://doi.org/10.1086/250071>
- Aittomäki, A., Martikainen, P., Laaksonen, M., Lahelma, E., & Rahkonen, O. (2012). Household economic resources, labour-market advantage and health problems – A study on causal relationships using prospective register data. *Social Science & Medicine*, 75(7), 1303-1310. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2012.05.015>
- Angel, J. L., Jimenez, M. A., & Angel, R. J. (2007). The economic consequences of widowhood for older minority women. *The Gerontologist*, 47(2), 224-234. <https://doi.org/10.1093/geront/47.2.224>
- Arulampalam, W. (2001). Is unemployment really scarring? Effects of unemployment experiences on wages. *The Economic Journal*, 111(475), 585-606. <https://doi.org/10.1111/1468-0297.00664>
- Beblo, M., & Wolf, E. (2002). How much does a year off cost? Estimating the wage effects of employment breaks and part-time periods. *Brussels Economic Review*, 45, 191-217.
- Boertien, D., & Lersch, P. M. (2019). *Gendered wealth losses after dissolution of cohabitation but not marriage in Germany*. SOEPpapers on Multidisciplinary Panel Data Research, 1054-2019. https://www.diw.de/de/diw_01.c.683192.de/publikationen/soeppapers/2019_1054/gendered_wealth_losses_after_dissolution_of_cohabitation_but_not_marriage_in_germany.html
- Bonnet, C., Martino, E. M., Rapoport, B., & Solaz, A. (2023). Wealth inequalities among seniors: the role of marital histories across cohorts. *Review of Economics of the Household*, 21(3), 815-853. <https://doi.org/10.1007/s11150-022-09633-7>
- Bravo, J. M., & Herce, J. A. (2022). Career breaks, Broken pensions? Long-run effects of early and late-career unemployment spells on pension entitlements. *Journal of Pension Economics & Finance*, 21(2), 191-217. <https://doi.org/10.1017/S1474747220000189>
- Brouwer, S., & Van Ooijen, R. (2025). Prolonging working life and its effect on work disability and retirement income: Evidence from register data in the Netherlands. Netspar Industry Paper. Te verschijnen.
- Capatina, E. (2015). Life-cycle effects of health risk. *Journal of Monetary Economics*, 74, 67-88. <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2015.06.002>
- Colin, C., & Mette, C. (2003). Impact des différents aléas de carrière sur les retraites: inactivité, chômage, travail à temps partiel et préretraite. *Retraite et société*, 3, 21-51. <https://shs.cairn.info/revue-retraite-et-societe1-2003-3-page-21>
- Coombs, R. H. (1991). Marital status and personal well-being: A literature review. *Family Relations*, 40, 97-102. <https://doi.org/10.2307/585665>
- Coyne, D., Fadlon, I., Ramnath, S. P., & Tong, P. K. (2024). Household Labor Supply and the Value of Social Security Survivors Benefits. *American Economic Review*, 114(5), 1248-1280. <https://doi.org/10.1257/aer.20190813>
- De Freitas, N., Duc, C., Briard, K., Mage, S., & Legendre, B. (2011). Career interruptions: How do they impact pension rights? *The Geneva Papers on Risk and Insurance – Issues and Practice*, 36, 440-457. <https://doi.org/10.1057/gpp.2011.12>
- De Koning, J., Kroes, H., & Van der Steen, A. (2006). Patronen van werk en gebruik van sociale regelingen. SEOR-rapport, 1 februari. <https://www.kennisplatformwerkeninkomen.nl/documenten/2006/2/01/patronen-van-werk-en-gebruik-van-sociale-regelingen>
- De Nardi, M., Pashchenko, S., & Porapakarm, P. (2024). The Lifetime Costs of Bad Health, *The Review of Economic Studies*, Forthcoming. <https://doi.org/10.1093/restud/rdae080>
- Fethke, C. C. (1989). Life-cycle models of saving and the effect of the timing of divorce on retirement economic well-Being. *Journal of Gerontology*, 44(3), S121-S128. <https://doi.org/10.1093/geronj/44.3.S121>

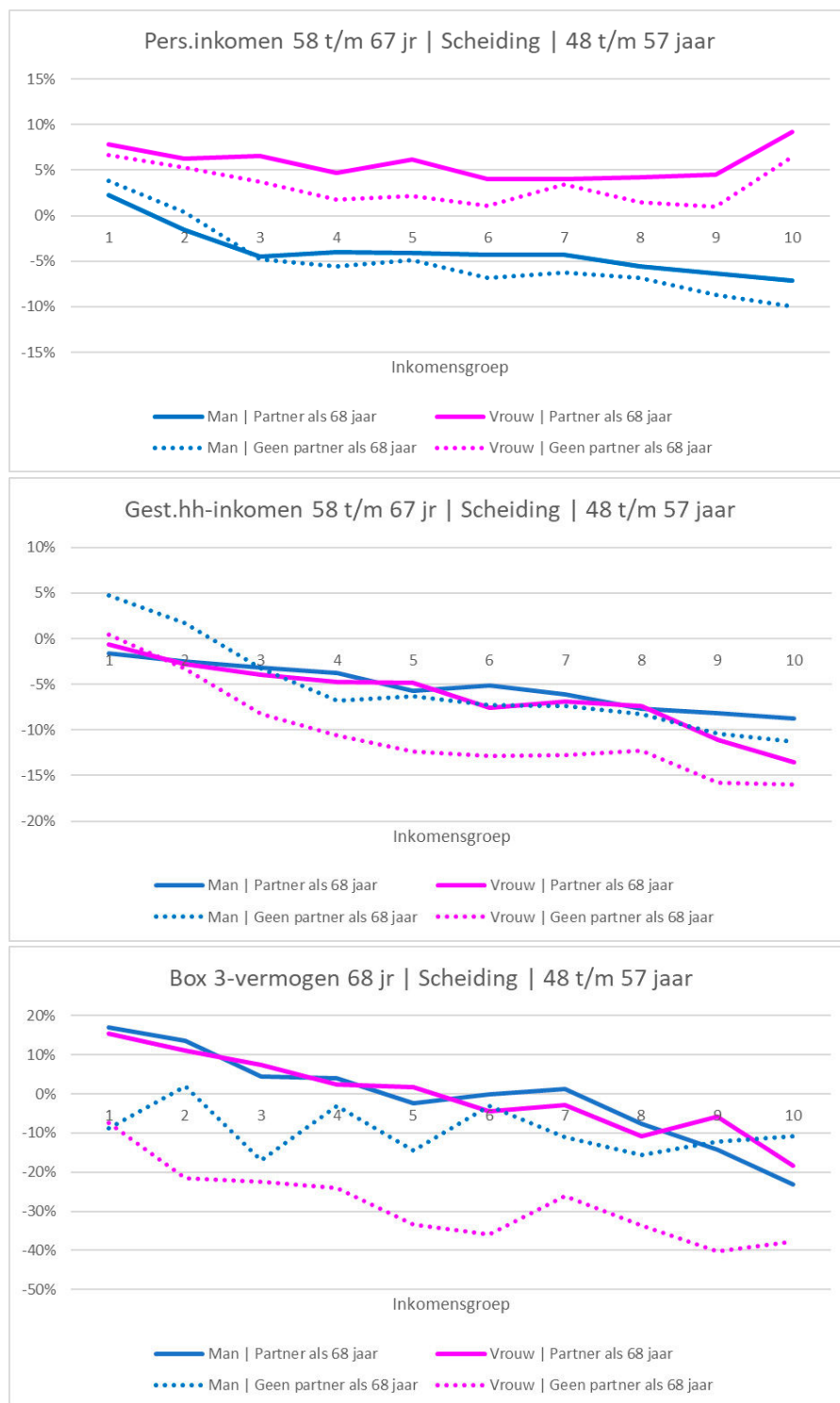
- Foverskov, E., & Holm, A. (2016). Socioeconomic inequality in health in the British household panel: Tests of the social causation, health selection and the indirect selection hypothesis using dynamic fixed effects panel models. *Social Science & Medicine*, 150, 172-183. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2015.12.021>
- García-Gómez, P. (2011). Institutions, health shocks and labour market outcomes across Europe. *Journal of Health Economics* 30(1), 200-213. <https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2010.11.003>
- García-Gómez, P., Van Kippersluis, H., O'Donnell, O., & Van Doorslaer, E. (2013). Long-term and spillover effects of health shocks on employment and income. *Journal of Human Resources*, 48(4), 873-909. <https://doi.org/10.3368/jhr.48.4.873>
- Haveman, R., Holden, K., Wilson, K., & Wolfe, B. (2003). Social security, age of retirement, and economic well-being: Intertemporal and demographic patterns among retired-worker beneficiaries. *Demography*, 40(2), 369-394. <https://doi.org/10.1353/dem.2003.0012>
- Hoffmann, R., Kröger, H., & Geyer, S. (2019). Social causation versus health selection in the life course: Does their relative importance differ by dimension of SES?. *Social Indicators Research*, 141, 1341-1367. <https://doi.org/10.1007/s11205-018-1871-x>
- Kapelle, N., & Baxter, J. (2021). Marital dissolution and personal wealth: Examining gendered trends across the dissolution process. *Journal of Marriage and Family*, 83(1), 243-259. <https://doi.org/10.1111/jomf.12707>
- Kapelle, N., & Van Winkle, Z. (2024). Changes in Household Wealth Over the Process of Widowhood Across European Countries. *The Journals of Gerontology, Series B: Psychological Sciences and Social Sciences*, 79(10), gbae116. <https://doi.org/10.1093/geronb/gbae116>
- Kostøl, A. R., & Mogstad, M. (2015). Earnings, disposable income, and consumption of allowed and rejected disability insurance applicants. *American Economic Review*, 105(5), 137-141. <http://dx.doi.org/10.1257/aer.p20151063>
- Kröger, H., Pakpahan, E., & Hoffmann, R. (2015). What causes health inequality? A systematic review on the relative importance of social causation and health selection. *The European Journal of Public Health*, 25(6), 951-960. <https://doi.org/10.1093/eurpub/ckx238>
- Leopold, T. (2018). Gender differences in the consequences of divorce: A study of multiple outcomes. *Demography*, 55(3), 769-797. <https://doi.org/10.1007/s13524-018-0667-6>
- Lillard, L., & Waite, L. (1995). Till death do us part: Marital disruption and mortality. *American Journal of Sociology*, 100, 1131-1156. <https://doi.org/10.1086/230634>
- Mossakowski, K. N. (2014). Social causation and social selection. *The Wiley Blackwell Encyclopedia of Health, Illness, Behavior, and Society*, 2154-2160. Oxford: John Wiley & Sons. <https://doi.org/10.1002/9781118410868.wbehibs262>
- McKnight, A. (2014). *Disabled People's Financial Histories: Uncovering the disability wealth-penalty*. CASEpapers (181). Centre for Analysis of Social Exclusion, London, UK.
- Meyer, B. D., & Mok, W. K. (2019). Disability, earnings, income and consumption. *Journal of Public Economics*, 171, 51-69. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2018.06.011>
- OESO (2024). Benefits and wages: Net replacement rates in unemployment (Edition 2023), *OECD Social and Welfare Statistics* (database). <https://doi.org/10.1787/9d8cab58-en> (geraadpleegd 19 november 2024).
- Ozawa, M. N., & Yeo, Y. H. (2007). The Effect of Disability on the Net Worth of Elderly People. *Journal of Aging & Social Policy*, 19(4), 21-38. https://doi.org/10.1300/J031v19n04_02
- Poterba, J. M., Venti, S. F., & Wise, D. A. (2017). The asset cost of poor health. *The Journal of the Economics of Ageing*, 9, 172-184. <https://doi.org/10.1016/j.jeoa.2017.02.001>
- Potrafke, N. (2012). Unemployment, human capital depreciation and pension benefits: an empirical evaluation of German data. *Journal of Pension Economics & Finance*, 11(2), 223-241. <https://doi.org/10.1017/S1474747211000321>

- Pu, C., & Syu H.-F. (2023). Effects of disability on income and income composition. *PLoS ONE* 18(5), e0286462. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0286462>
- Sevak, P., Weir, D., & Willis, R. (2003). The economic consequences of a husband's death: Evidence from the HRS and AHEAD. *Social Security Bulletin*, 65 (3), 31-44. <https://www-origin.ssa.gov/policy/docs/ssb/v65n3/v65n3p31.html>
- Shuey, K. M., & Willson, A. E. (2019). Trajectories of work disability and economic insecurity approaching retirement. *The Journals of Gerontology: Series B*, 74(7), 1200-1210. <https://doi.org/10.1093/geronb/gbx096>
- Sørensen, P. B., Hansen, M. I., & Bovenberg, A. L. (2006). Individual savings account and the life-cycle approach to social insurance. EPRU Working Paper, 2006-03, Københavns Universitet. <https://curis.ku.dk/ws/portalfiles/portal/23040128/wp-06-03.pdf>
- Streeter, J. L. (2020). Gender differences in widowhood in the short-run and long-run: Financial, emotional, and mental wellbeing. *The Journal of the Economics of Ageing*, 17, 100258. <https://doi.org/10.1016/j.jeoa.2020.100258>
- Tach, L. M., & Eads, A. (2015). Trends in the economic consequences of marital and cohabitation dissolution in the United States. *Demography*, 52(2), 401-432. <https://doi.org/10.1007/s13524-015-0374-5>
- TK (2022). *Memorie van toelichting Wet toekomst pensioenen*, Tweede Kamer, vergaderjaar 2021/2022, 36067, nr. 3. <https://www.tweedekamer.nl/kamerstukken/detail?id=2022D12405&did=2022D12405>
- TK (2023). *Handreiking evenwichtige transitie*. Bijlage bij Kamerstukken II, 2022/23, 32043, nr. 614. <https://zoek.officielebekendmakingen.nl/kst-32043-614.html>
- Van der Vaart, J., Alessie, R. & Van Ooijen, R. (2020). Financial Consequences of Widowhood. Netspar Design Paper, 160. <https://www.netspar.nl/en/news/financiele-gevolgen-van-verweduwing/>
- Van Ewijk, C., Lutjens, E., Ponds, E., & Starink, B. (2024). Pensioen voor alle werkenden. Netspar Design Paper, 249. <https://www.netspar.nl/kennisplein/pensioen-voor-alle-werkenden/>
- Van Vuuren, D. (2014). Flexible retirement. *Journal of Economic Surveys*, 28(3), 573-593. <https://doi.org/10.1111/joes.12042>
- Van Vuuren, D., & Muns, S. (2021). Een levensloopperspectief op de sociale zekerheid. In: E. Hirsch Ballin, T. Jaspers, A. Knottnerus, & H. Vinke (Eds.), *De Toekomst van de Sociale Zekerheid: De Menselijke Maat in een Solidaire Samenleving* (pp. 349-364). Boom Juridisch. <https://www.instituutgak.nl/onderzoek/kennisbank/de-toekomst-van-de-sociale-zekerheid-de-menselijke-maat-in-een-solidaire-samenleving/>.
- Van Winkle, Z., & Leopold, T. (2021). Family size and economic wellbeing following divorce: The United States in comparative perspective. *Social Science Research*, 96, 102541. <https://doi.org/10.1016/j.ssresearch.2021.102541>
- Waijers, R., & Lever, M. (2013). Inkomen en nettoprofijs van sociale zekerheid gedurende de levensloop. CPB Achtergronddocument, 16 april. <https://www.cpb.nl/sites/default/files/publicaties/download/cpb-achtergronddocument-inkomen-en-netto-profijs-van-sociale-zekerheid-gedurende-de-levensloop.pdf>
- Willson, A. E., Shuey, K. M., & Pajovic, V. (2024). Disability and the widening gap in mid-life wealth accumulation: A longitudinal examination. *Research in Social Stratification and Mobility*, 90. <https://doi.org/10.1016/j.rssm.2024.100896>
- Wilmoth, J., & Koso, G. (2002). Does marital history matter? Marital status and wealth outcomes among preretirement adults. *Journal of Marriage and Family*, 64(1), 254-268. <https://doi.org/10.1111/j.1741-3737.2002.00254.x>
- Wong, A., Boshuizen, H., Polder, J., & Ferreira, J. A. (2017). Assessing the inequality of lifetime healthcare expenditures: a nearest neighbour resampling approach. *Journal of the Royal Statistical Society: Series A (Statistics in Society)*, 180(1), 141-160. <https://doi.org/10.1111/rssa.12184>
- Wouterse, B., Hussem, A., & Wong, A. (2022). The risk protection and redistribution effects of long-term care co-payments. *Journal of Risk and Insurance*, 89(1), 161-186. <https://doi.org/10.1111/jori.12337>

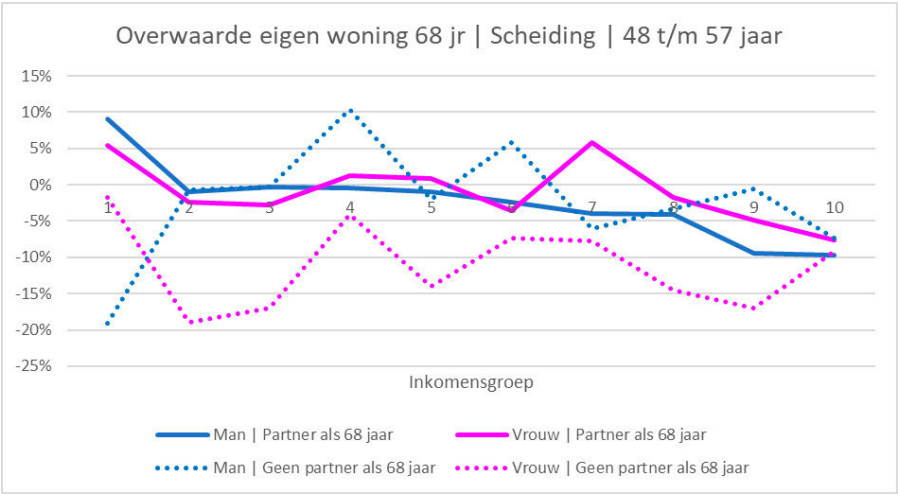
- Wunder, C. (2005). Arbeitslosigkeit und Alterssicherung – der Einfluss früherer Arbeitslosigkeit auf die Höhe der gesetzlichen Altersrente. *Zeitschrift für Arbeitsmarktforschung*, 4, 493-509. https://doku.iab.de/zaf/2005/2005_4_zaf_wunder.pdf
- Zeldow, B., & Hatfield, L. A. (2021). Confounding and regression adjustment in difference-in-differences studies. *Health Services Research*, 56(5), 932-941. <https://doi.org/10.1111/1475-6773.13666>
- Zick, C. D., & Holden, K. (2000). An assessment of the wealth holdings of recent widows. *The Journals of Gerontology Series B: Psychological Sciences and Social Sciences*, 55(2), S90-S97. <https://doi.org/10.1093/geronb/55.2.S90>
- Zissimopoulos, J. M., Karney, B. R., & Rauer, A. J. (2015). Marriage and economic well-being at older ages *Review of the Economics of the Household*, 13, 1-35. <https://doi.org/10.1007/s11150-013-9205-x>

Bijlage 1: Resultaten voor levensloopshokken tussen 48 en 57 jaar

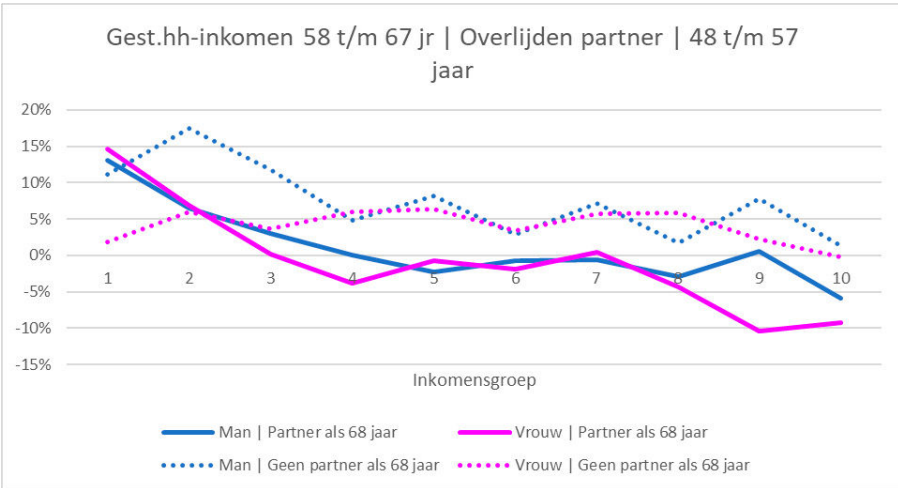
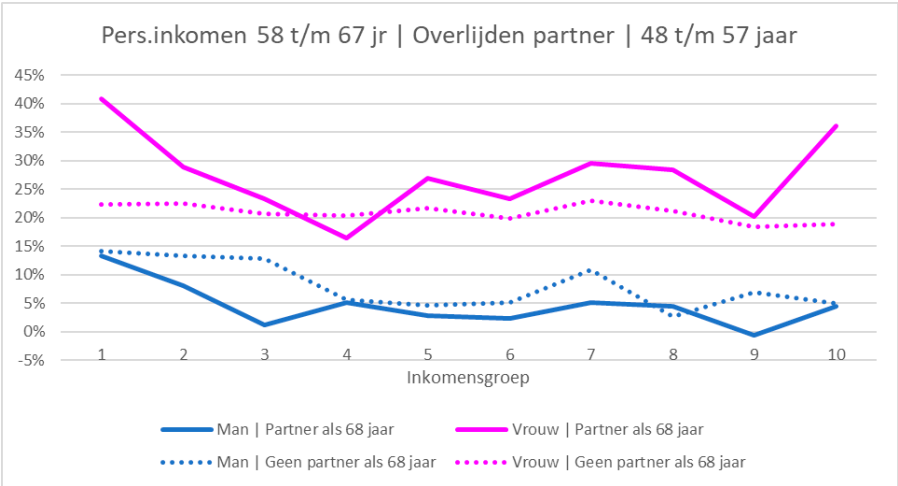
Scheiding



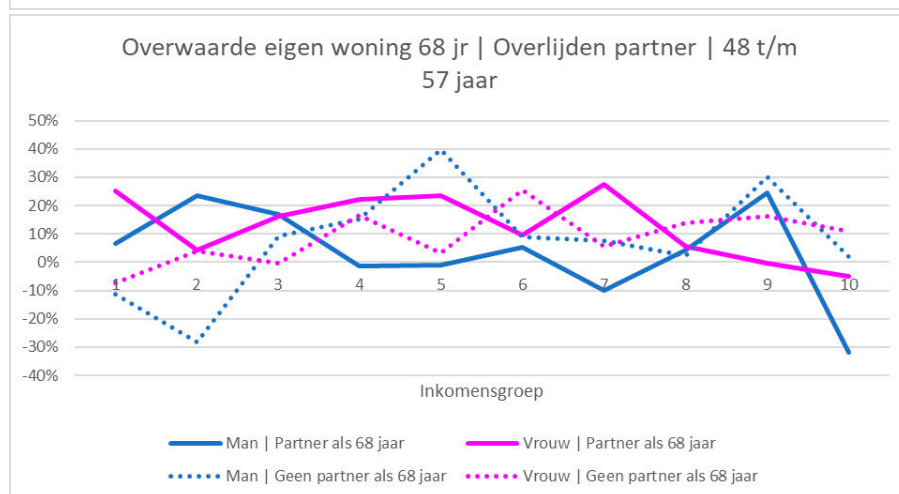
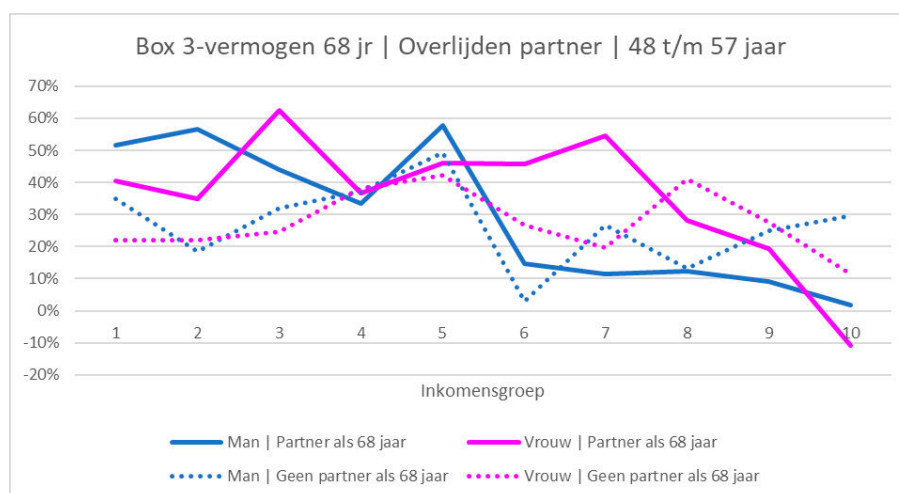
Gevolgen van levensloopschokken voor vermogensopbouw



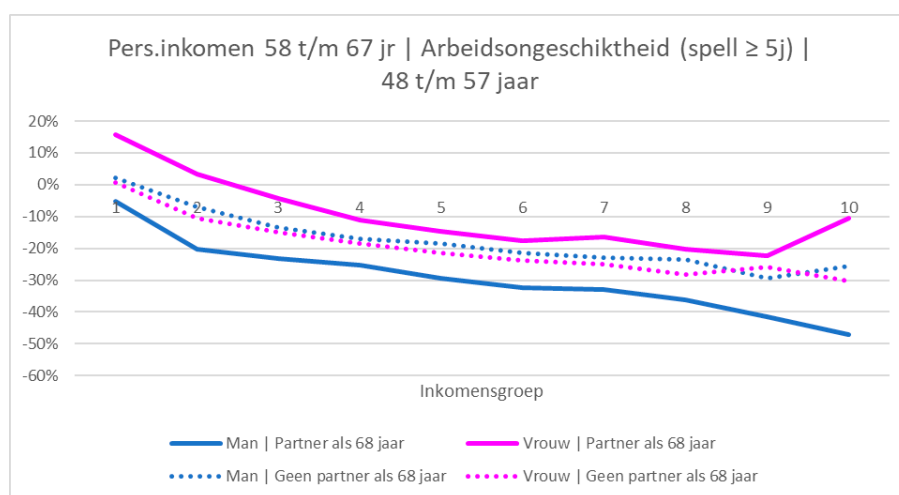
Overlijden partner



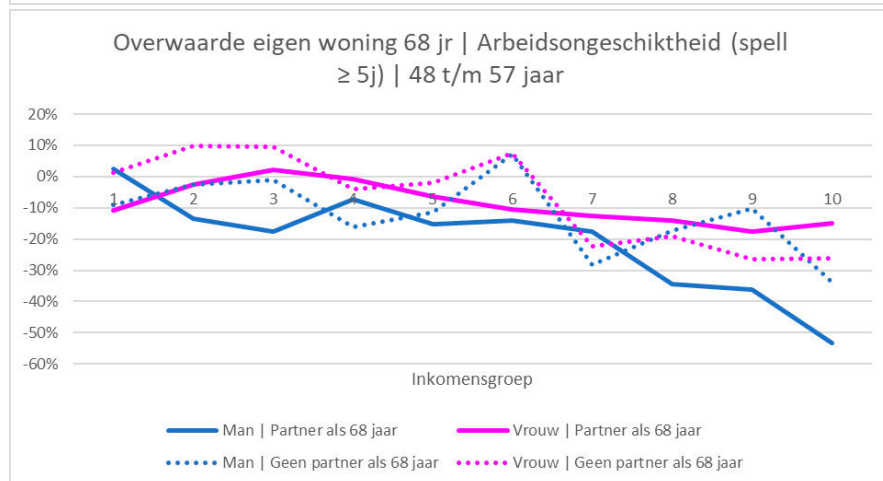
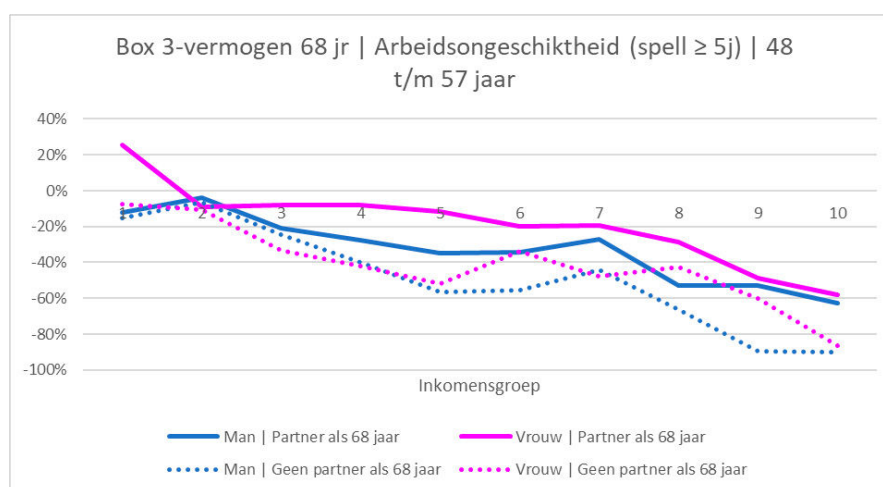
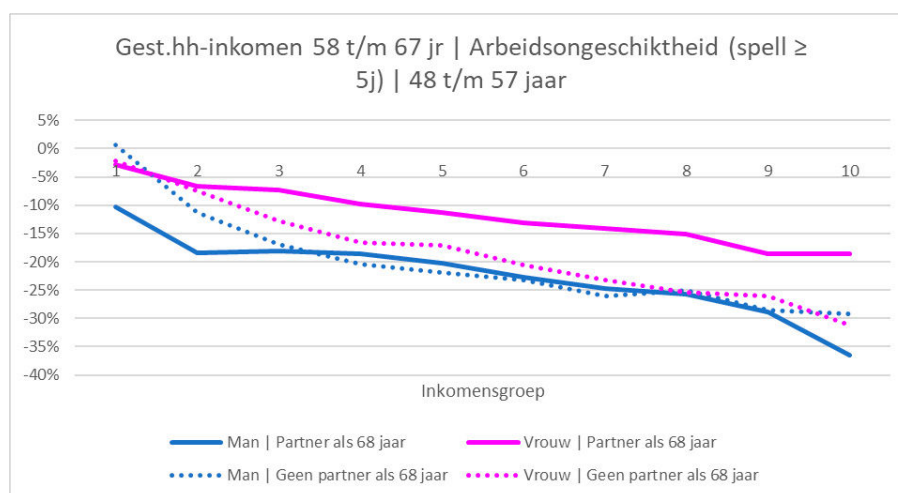
Gevolgen van levensloopschokken voor vermogensopbouw



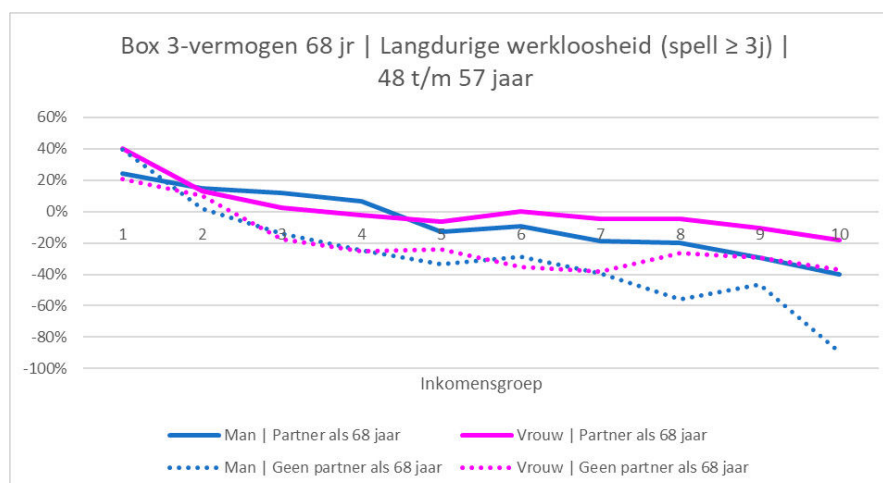
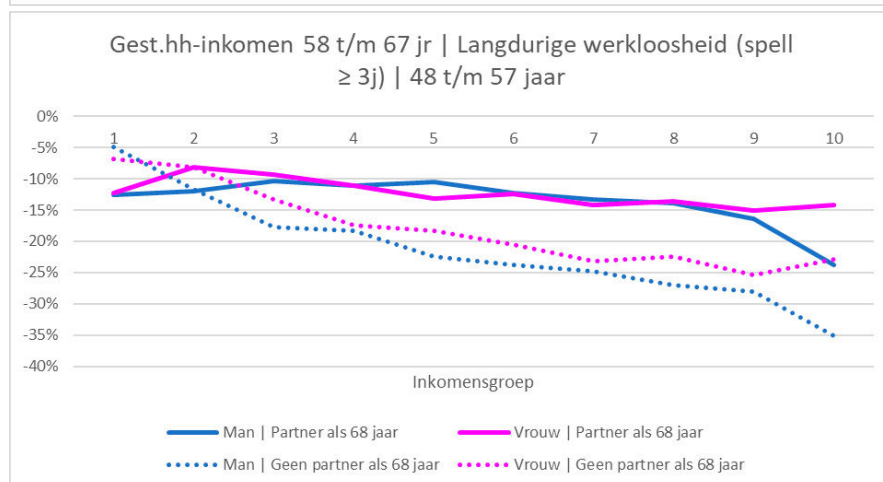
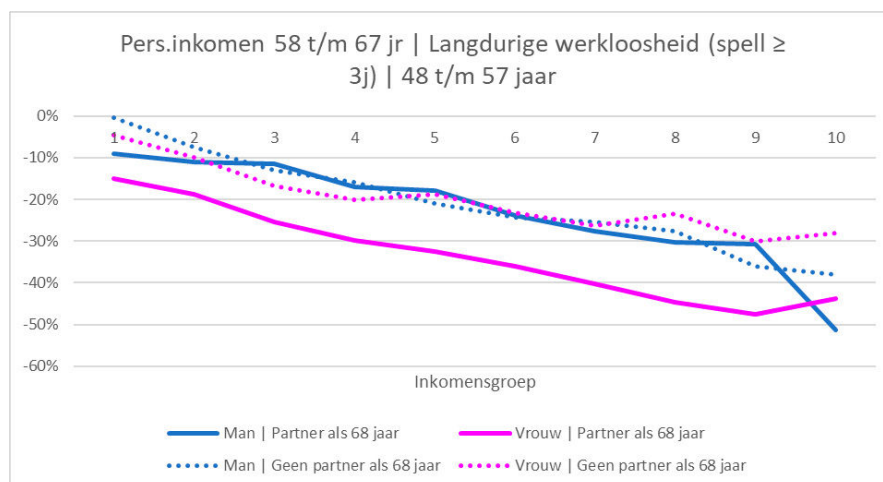
Arbeidsongeschiktheid



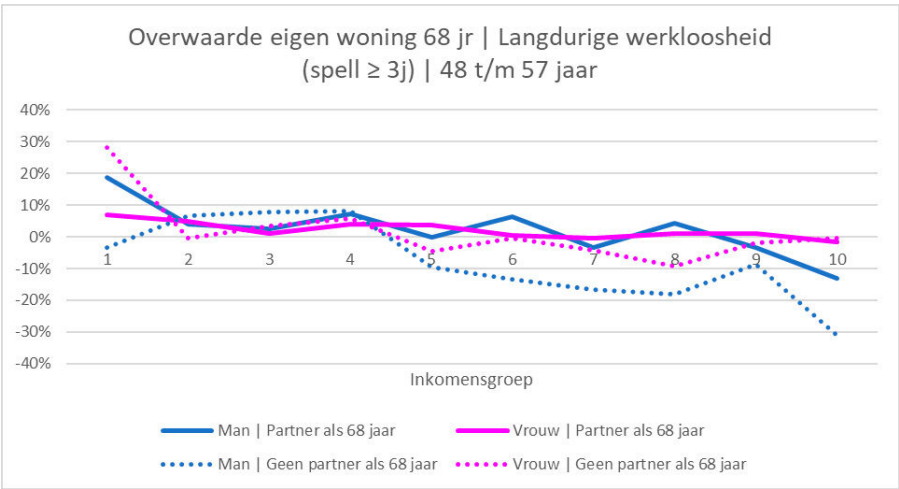
Gevolgen van levensloopschokken voor vermogensopbouw



Langdurige werkloosheid

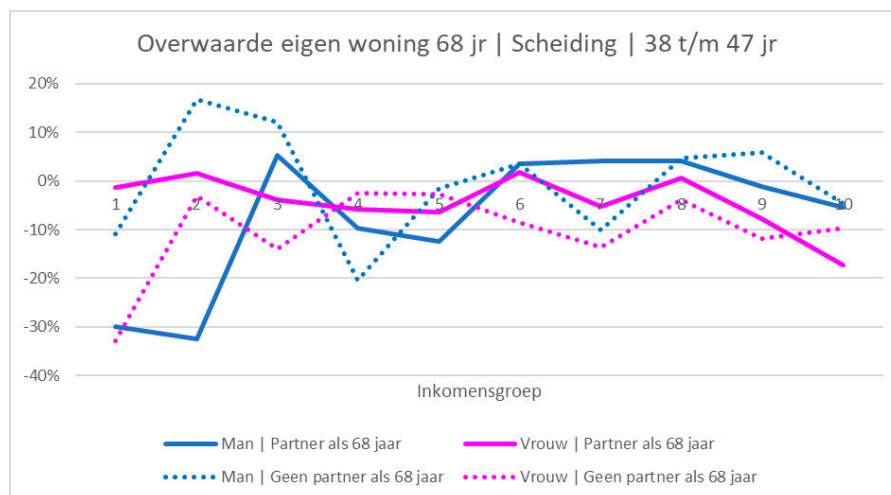


Gevolgen van levensloopschokken voor vermogensopbouw

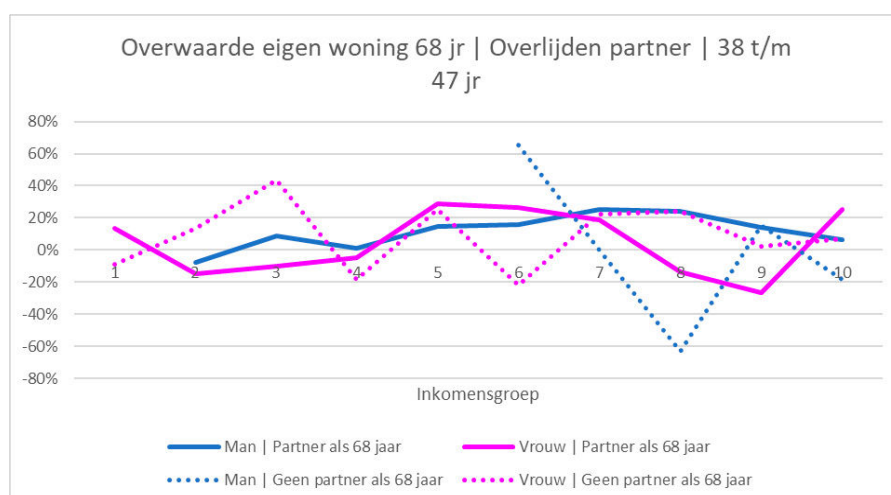


Bijlage 2: Resultaten voor overwaarde eigen woning

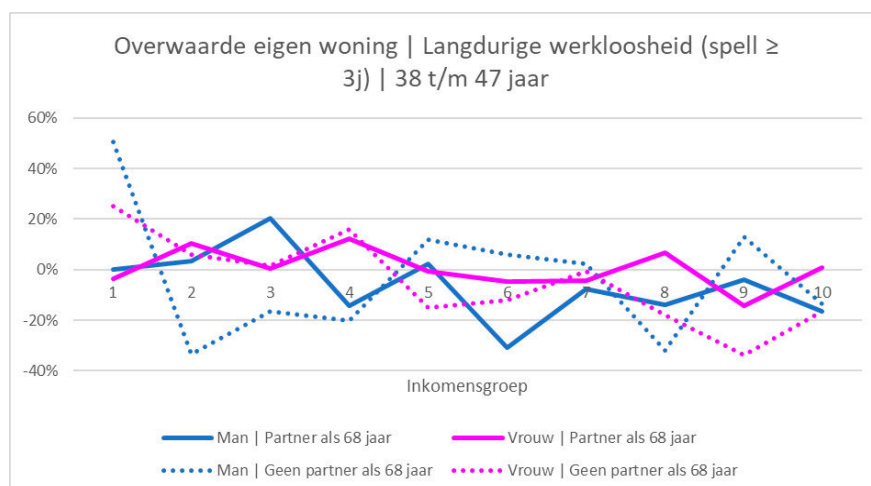
Scheiding



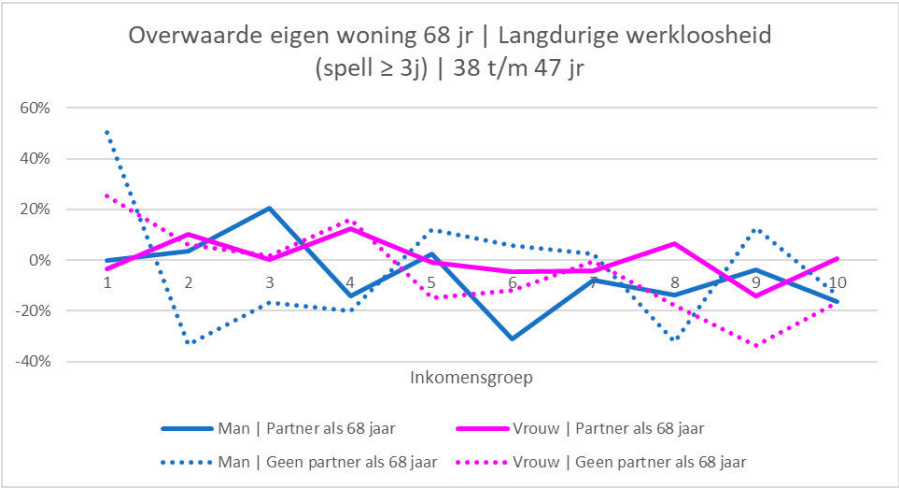
Overlijden partner



Arbeidsongeschiktheid



Langdurige werkloosheid



Bijlage 3: Technische toelichting van het levensloopmodel

In deze paragraaf geven we een technische uiteenzetting van de gebruikte sample en de schattingsmethode. De constructie van de levenslopen is beschreven in de hoofdttekst.

Samengevat wordt in iedere variant het gemiddelde effect op (de logaritme van) de uitkomstmaat, vergeleken tussen twee groepen levenslooppaden:

- Behandelgroep:
 - voldoet minimaal vijf jaar voor de levensloopschok aan bepaalde kenmerken
 - maakt levensloopschok mee in bepaalde leeftijdsperiode
- Controlegroep:
 - voldoet minimaal vijf jaar voor de levensloopschok aan bepaalde kenmerken (dezelfde kenmerken als de behandelgroep)
 - maakt levensloopschok *niet* mee in bepaalde leeftijdsperiode

Leeftijd

De levensloopschokken vinden plaats tussen 38 t/m 47 jaar (basisvariant) en 48 t/m 57 jaar (gevoeligheidsanalyse, bijlage 1). Het peiljaar t_0 is vijf jaar voor de jongst mogelijke leeftijd, terwijl het peiljaar t_1 één jaar na de oudst mogelijke leeftijd is. In de basisvariant geldt dus $t_0 = 33$ jaar en $t_1 = 48$ jaar.

Levensloopschokken

1	Scheiding
2	Overlijden partner
3	Langdurige arbeidsongeschiktheid (spell ≥ 5 jaar)
4	Langdurige werkloosheid (spell ≥ 3 jaar)

Arbeidsongeschiktheid is geoperationaliseerd door een arbeidsongeschiktheidsuitkering (WIA, geen Wajong) als voornaamste persoonlijke inkomensbron. Werkloosheid is geoperationaliseerd door ontvangen van een WW-uitkering en geen inkomen uit arbeid.

Sample

De sample bestaat uit alle levenslopen die een waargenomen inkomen hebben op leeftijd t_0 (of jonger) en 65 jaar (of ouder). Met de levensloopschokken scheiding en partneroverlijden is een extra restrictie dat de levenslopen een partner hebben op leeftijd t_0 . Aan de hand van een aantal kenmerken wordt de sample opgesplitst in subsamples:

- Partnerstatus t_1 : wel/geen partner
- Geslacht: man/vrouw
- Inkomensdecil t_0 : alle/1-10
- Huishoudinkomen t_0 : alle/1-10

Behandelgroep

Levenslopen in de geselecteerde subsample die de desbetreffende levensloopschok meemaken tussen 38 t/m 47 jaar (basisvariant). Bij spells langer dan een jaar (arbeidsongeschiktheid en werkloosheid) is de leeftijd in het eerste jaar van de spell tussen 38 t/m 47 jaar.

Controlegroep

De controlegroep bestaat uit de levenslopen in de gekozen subsample die geen onderdeel zijn van de behandelgroep. In de basisvariant zijn dit dus levenslopen waarin tussen 38 t/m 47 jaar de desbetreffende levensloopschok niet plaatsvindt. De levensloopschok kan wel plaatsvinden op andere leeftijden, maar dit hoeft niet.

Uitkomstvariabelen

Variable	Type meting	0: Nulmeting	1: Effectmeting
1 Gestandaardiseerd huishoudinkomen	Meerjarig	Som 18 t/m t0	Som t1 tot AOW-jaar
2 Persoonlijk inkomen	Meerjarig	Som 18 t/m t0	Som t1 tot AOW-jaar
3 Box 3-vermogen	Cross-sectie 1 jan	t0	AOW-jaar
4 Overwaarde eigen woning	Cross-sectie 1 jan	t0	AOW-jaar

De sommaties in de tabel zijn ongevoelig voor overleving, omdat de sample alleen levenslopen bevat die de AOW-leeftijd halen. Merk verder op dat levenslopen reële inkomens bevatten, waardoor de sommatie dus niet wordt verstoord door inflatie en alle leeftijden even zwaar wegen.

Modelvergelijking

We schatten het volgende *difference-in-difference*-model¹⁸:

$$y_{it} = b_1 1_{\text{Treat}}(i) + (b_3 + b_4 1_{\text{Post}}(t))X_0(i) + b_{\text{TreatEff}} 1_{\text{Post}}(t) 1_{\text{Treat}}(i) + e_{it} \quad t \in \{0,1\}.$$

We zijn geïnteresseerd in het effect op de behandelgroep ($1_{\text{Treat}}(i)=1$) nadat de levensloopschok heeft plaatsgevonden ($1_{\text{Post}}(t)=1$). Dit effect wordt gemeten door de coëfficiënt b_{TreatEff} . De verklaarde variabele y_{it} is de logaritme van een van de uitkomstvariabelen in voorgaande tabel. Omdat het logaritmes zijn meet b_{TreatEff} dus het relatieve effect op de uitkomstvariabelen.

De matrix $X_0(i)$ bevat een intercept-term en de logaritme van de persoonlijke inkomens vanaf 18 jaar t/m leeftijd t0 behorende bij de levensloop en indien aanwezig het partnerinkomen op t0. Deze informatie is bekend op leeftijd t0 en kan dus y_{it} helpen verklaren. De matrix $X_0(i)$ bevat geen:

¹⁸ Eenzelfde specificatie is in (7) in Zeldow & Hatfield (2021).

– *fixed effects*

Met fixed effects zouden de variabelen in $X_0(i)$ (en $1_{\text{Treat}}(i)$) geen verklaringskracht hebben. Ander gezegd, er kan dan niet worden gecontroleerd voor individuele variabelen die verschillen in y_{i1} tussen de behandel- en controlegroep helpen verklaren (de term $b_4 1_{\text{Post}}(t) X_0(i)$). Bijvoorbeeld kan het persoonlijk inkomen t/m t_0 een determinant zijn van verschillen in het latere box 3-vermogen y_{i1} tussen de behandel- en controlegroep. Niet controleren voor $X_0(i)$ betekent dus dat het verklarende deel ervan op y_{1t} ten onrechte wordt toegewezen aan het treatment-effect b_{TreatEff} .

– variabelen die kunnen plaatsvinden na de levensgebeurtenis

Deze variabelen kunnen afhangen van de onderzochte levensgebeurtenis. In dit geval verstoort het de schatting van b_{TreatEff} . Deze variabelen mogen dus alleen worden meegenomen als deze niet afhangen van de levensgebeurtenis, wat moeilijk is te onderbouwen met levensloopdata.

De storingsterm e_{it} is geclusterd per levensloop i . In dit tweeperiodenmodel zijn dus twee waarnemingen per cluster: één voor de nulmeting en één voor de effectmeting. Het model schat dus voor de ene helft waarnemingen y_{i0} voor de nulmeting en voor de andere helft de waarnemingen y_{i1} voor de effectmeting. Het meenemen van y_{i0} maakt het mogelijk om het tijdsafhankelijke verschil b_1 tussen behandel- en controlegroep te schatten.

Een alternatief model laat de y_{i0} als verklaarde variabele achterwege, maar neemt y_{i0} op in $X_0(i)$ om y_{i1} te verklaren. In dit alternatieve, cross-sectionele model is y_{i0} geen afhankelijke variabele, zodat een biascorrectie (bijvoorbeeld met instrumentele variabele(n) zoals de Anderson-Hsiao-schatter) niet nodig is bij opnemen van y_{i0} als verklarende variabele. Voor deze cross-sectionele specificatie geldt: (i) geen DIF-in-DIF-schatting, (ii) b_1 is niet geïdentificeerd vanwege $1_{\text{Treat}}(i) \equiv 1$, en (iii) de som $\tilde{b}_3 := b_3 + b_4$ wordt geschat, maar de afzonderlijke parameters b_3 en b_4 kunnen niet worden geïdentificeerd.



Network for Studies on
Pensions, Aging and Retirement

Dit is een publicatie van Netspar
April 2025

T +31 13 466 2109
E info@netspar.nl

netspar.nl