



Verhoging van minimumloon en bijstand als wondermiddel voor welvaart en welbevinden van de lage inkomensgroep?

Een ex-ante analyse van de gevolgen van de beleidswijziging in 2023/'24 voor inkomen, gezondheid en welzijn



Verhoging van minimumloon en bijstand als wondermiddel voor welvaart en welbevinden van de lage inkomensgroep?

Een ex-ante analyse van de gevolgen van de beleidswijziging in 2023/'24 voor inkomen, gezondheid en welzijn

Christian Geppert en Sander Muns

Het Sociaal en Cultureel Planbureau is een interdepartementaal, wetenschappelijk instituut, dat – gevraagd en ongevraagd – sociaal-wetenschappelijk onderzoek verricht. Het scp rapporteert aan de regering, de Eerste en Tweede Kamer, de ministeries en maatschappelijke en overheidsorganisaties. Het scp valt formeel onder de verantwoordelijkheid van de minister van Volksgezondheid, Welzijn en Sport. Het scp is opgericht bij Koninklijk Besluit op 30 maart 1973. Het Koninklijk Besluit is per 1 april 2012 vervangen door de 'Regeling van de minister-president, Minister van Algemene Zaken, houdende de vaststelling van de Aanwijzingen voor de Planbureaus'.

© Sociaal en Cultureel Planbureau, Den Haag 2023

SCP-publicatie 2023-2

Opmaak binnenwerk: Xerox, Den Haag

Eindredactie en productiebegeleiding: Future Communication, Utrecht

Vertaling samenvatting: Metamorfose Vertalingen, Utrecht

Omslagontwerp: Xerox, Den Haag

Foto omslag: ANP | Lex van Lieshout

Copyright

U mag citeren uit scp-rapporten, mits u de bron vermeldt.

U mag scp-bestanden op een server plaatsen mits:

1. het digitale bestand (rapport) intact blijft;
2. u de bron vermeldt;
3. u de meest actuele versie van het bestand beschikbaar stelt, bijvoorbeeld na verwerking van een erratum.

Data

scp-databestanden, gebruikt in onze rapporten, zijn in principe beschikbaar voor gebruik door derden via dans.knaw.nl.

Contact

Sociaal en Cultureel Planbureau

Postbus 16164

2500 bd Den Haag

www.scp.nl

info@scp.nl

Via onze website kunt u zich kosteloos abonneren op een elektronische attendering bij het verschijnen van nieuwe uitgaven.

Inhoud

Voorwoord	6
Samenvatting	7
Summary	9
1 Inleiding	11
2 De beleidswijziging en beoogde begunstigden	12
2.1 De beleidswijziging	12
2.2 Van extra verhoging naar compensatie voor inflatie	14
2.3 Koppeling van sociale uitkeringen blijft volledig intact	15
2.4 De beoogde begunstigden	16
3 Verschillen in gezondheid en welzijn tussen inkomensgroepen	21
3.1 Grote verschillen in levensverwachting	21
3.2 Verschillen in indicatoren van de algehele en de psychische gezondheid	23
3.3 Verschillen bij medicijn- en zorggebruik	24
3.4 Verschillen in arbeidsmarktaandeel	25
3.5 Verschillen in levenstevredenheid	26
4 Het causale effect van inkomenswijzigingen op gezondheid en welzijn	28
4.1 Mechanismen	28
4.2 Causale inkomenseffecten op gezondheid en welzijn in de literatuur	30
4.3 Methodologie en data	31
4.4 Resultaten	33
4.5 Conclusies	37
5 Gesimuleerde effecten van de beleidswijziging op welvaart en welbevinden	40
5.1 Lage lonen en uitkeringen profiteren van een flinke verhoging in 2023/2024	41
5.2 Hogere minimumuitkeringen kunnen ten koste gaan van werkgelegenheid	42
5.3 Verhoging van gestandaardiseerd inkomen zelfs voor lage inkomens beperkt	43
5.4 Beleidswijziging gaat armoedestijging door inflatie tegen	44
5.5 Verbetering van gezondheid en welzijn op korte termijn nauwelijks te verwachten	47
5.6 Kleine positieve gezondheidseffecten op lange termijn mogelijk	48
5.7 Conclusies	49
6 Conclusies voor beleid	51
Literatuur	54
Dankwoord	61
Acknowledgements	62

Voorwoord

Het zijn inmiddels welbekende verhalen: mensen in armoede die niet alleen problemen hebben om elke maand rond te komen, maar die ook kampen met een slechte gezondheid, minder kansen op de arbeidsmarkt en een lagere levenstevredenheid. Data bevestigen dat dit geen uitzonderlijke gevallen zijn, maar dat mensen met een laag inkomen gemiddeld achterlopen op verschillende aspecten van de kwaliteit van leven, in vergelijking met hogere inkomensgroepen.

In deze publicatie staat de vraag centraal in hoeverre er in algemene zin een oorzakelijk verband is tussen inkomen aan de ene kant en gezondheid en welzijn aan de andere kant. Meer specifiek wordt aan de hand van een actuele beleidswijziging geanalyseerd wat de invloed van generiek inkomensbeleid is op de welvaart en het welbevinden van mensen uit de laagste inkomensgroepen. Het gaat hier om de extra verhoging van het wettelijk minimumloon en de hieraan gekoppelde uitkeringen in 2023 en de overstap van een minimummaandloon naar een minimumuurloon per 2024.

Gezondheid en welbevinden zijn naast financiële welvaart belangrijke dimensies van brede welvaart. De benadering in dit rapport sluit aan bij een ontwikkeling waarin het Sociaal en Cultureel Planbureau (SCP) – in samenwerking met het Centraal Planbureau (CPB) en het Planbureau voor de Leefomgeving (PBL) – effecten van ontwikkelingen in de samenleving en van concreet beleid in toenemende mate beschouwt vanuit dit brede welvaartspectief.

Prof. dr. Karen van Oudenhoven (algemeen directeur)

Drs. Marjolijn Olde Monnikhof (plv. directeur)

Samenvatting

Inkomensbeleid en armoedebestrijding staan momenteel hoog op de politieke agenda, onder andere vanwege de hoge inflatie. In deze publicatie onderzoeken we de extra verhoging van het minimumloon en de hieraan gekoppelde stijging van uitkeringen, zoals de bijstand en de AOW, per 1 januari 2023, en ook de voorgenomen overstap van een minimummaandloon naar een minimumuurloon in 2024. We analyseren de gevolgen hiervan voor de kwaliteit van leven van mensen. Daarbij kijken we naast naar inkomen ook naar gezondheid en welzijn (niet-financiële aspecten van de kwaliteit van leven). Uit eerder SCP-onderzoek weten we dat een laag inkomen doorgaans niet alleen gepaard gaat met financiële tekorten, maar vaak ook met achterstanden op het gebied van welvaart in brede zin (zie bv. Hoff et al. 2021). Een beleidsrelevante vraag is of het verhogen van lage inkomens ook brede welvaarts-achterstanden aanpakt. Uit onze analyse blijkt echter dat het verhogen van het minimumloon en uitkeringen op korte termijn nauwelijks effect heeft op gezondheid en welzijn. Dit wijst erop dat beleid dat het leven van mensen met een laag inkomen wil verbeteren, breder opgezet moet worden dan alleen financieel, of gericht moet zijn op risicogroepen.

Lage inkomens: gemiddeld een slechtere gezondheid en lager welzijn

Het uitgangspunt van ons onderzoek is dat er substantiële verschillen bestaan in gezondheid en welzijn tussen inkomensgroepen. Ook uit onze analyse blijkt dat lage inkomens gemiddeld een slechtere gezondheid en lager welzijn hebben. Dit manifesteert zich onder andere in een kortere levensverwachting, een lagere zelfgerapporteerde gezondheid, meer medicijn- en zorggebruik en een lagere levenstevredenheid. Ongeveer een derde van de mensen met de laagste 20% inkomens ervaart bijvoorbeeld een minder dan goede gezondheid – drie keer zo veel als onder de hoogste 20% inkomens.

Onze analyse door middel van een microsimulatie laat zien dat de verhoging van het minimumloon en de daaraan gekoppelde uitkeringen in 2023 en de omschakeling naar een minimumuurloon in 2024 inderdaad gemiddeld terechtkomen bij mensen met een lager inkomen en een slechtere gezondheid.

De beleidswijziging:

- verhoogt de inkomens van ongeveer 60% van de bevolking gemiddeld met 2,3% – via het persoonlijk inkomen of het inkomen van andere huishoudleden;
- betekent voor de gehele bevolking een inkomenstoename van 1,2%. De toename pakt sterker uit voor lage inkomens: 3,3% toename voor de laagste 10% inkomens, aflopend naar 0,2% voor de hoogste 10% inkomens;
- vermindert armoede en creëert iets meer financiële mogelijkheden voor sociale participatie bij lage inkomens, tenzij de sterke inflatie ook in 2023 aanhoudt;
- komt gemiddeld terecht bij mensen met een slechtere gezondheid – vooral de bijstandsontvangers.

Op korte termijn nauwelijks effect op gezondheid en welzijn

De afname van inkomensverschillen door de beleidswijziging roept de vraag op of dit ook leidt tot een vermindering van de verschillen in gezondheid en welzijn tussen inkomensgroepen. Dit wordt gesuggereerd doordat mensen met een hoger inkomen gemiddeld ook een betere gezondheid en een hoger welzijn hebben. We onderzochten deze verwachting door middel van een dynamische paneldata-analyse die individuen over tijd volgt, en analyseert hoe wijzigingen in aan de ene kant inkomen en aan de andere kant gezondheid en welzijn elkaar opvolgen. Op basis hiervan concluderen we:

- dat inkomenswijzigingen gemiddeld nauwelijks effect hebben op gezondheid en welzijn binnen een termijn van vier jaar;
- dat inkomenswijzigingen wel effect hebben als de wijziging gepaard gaat met een verandering in werkstatus, zoals bij het vinden of verliezen van werk (wat voor de hier onderzochte beleidswijziging in principe niet van toepassing is);
- dat er een omgekeerd effect van wijzigingen in gezondheid en welzijn op inkomens is, dat bijdraagt aan de gemiddelde positieve samenhang tussen gezondheid, welzijn en inkomen.

Verder kan deze gemiddelde samenhang tussen gezondheid, welzijn en inkomen mogelijk worden toegeschreven aan effecten die buiten de scope van onze analyse vallen. Dit zijn inkomenseffecten op de zeer korte (binnen een jaar) of de lange termijn (na vier jaar), en effecten van onderliggende factoren, zoals opvoeding of erfelijkheid, die inkomen en gezondheid beide tegelijkertijd en onafhankelijk van elkaar beïnvloeden.

Conclusies voor beleid

Uit de resultaten van ons onderzoek volgen zes belangrijke conclusies voor beleid:

1. Het beleid is noodzakelijk om negatieve gevolgen van hoge inflatie te beperken

De hoge inflatie in 2022 heeft geleid tot een scherpe daling van de reële waarde van het minimum-loon en de hieraan gekoppelde uitkeringen. De extra verhoging per 1 januari 2023 compenseert deze daling en herstelt daarmee de situatie zoals die in 2021 was, tenzij de inflatie verder oploopt in 2023. De beleidswijziging bestrijdt dus vooral armoede die anders zou ontstaan door de hoge inflatie.

2. Er is meer nodig om de armoededoelstellingen te behalen

De beleidswijziging blijft beperkt tot een compensatie: een extra verhoging om werken lonender te maken en het bestaansminimum te verstevigen zoals aangekondigd in het coalitieakkoord zal hiermee niet worden bereikt. Enkel de groep minimumloonontvangers met een meer dan 36-urige voltijdwerkweek kan een forse reële inkomensstijging tegemoetzien bij invoering van een minimum-uurloon in 2024. Er is dus meer nodig om de kabinetsdoelstellingen voor armoedebestrijding in 2025 (kinderen) en 2030 (hele bevolking) te behalen.

3. Er is geen aantoonbare verbetering van gezondheid en welzijn op de korte termijn

De beleidswijziging geeft mensen aan de onderkant van de inkomensverdeling meer financiële mogelijkheden voor sociale participatie en leefstijlverbeteringen: sport, ontspanning, gezondere voeding, enzovoorts. Uit onze analyse blijkt echter dat reële inkomenswijzigingen gemiddeld nauwelijks effect hebben op gezondheid en welzijn binnen een termijn van vier jaar. Generiek inkomensbeleid blijkt dus niet geschikt om op korte termijn de sociaal-economische gezondheidsverschillen in Nederland te verkleinen.

4. Langetermijneffecten voor begunstigden en effecten op hun kinderen zijn niet uit te sluiten

Dat er op de korte termijn geen verbeteringen te verwachten zijn, wil niet zeggen dat de beleidswijziging helemaal geen effect zal hebben. Op langere termijn kunnen begunstigden of hun kinderen wel baat hebben bij een hoger inkomen, en generiek inkomensbeleid zou dan wel kunnen leiden tot gezondheids- en welzijnsinsten.

5. Het terugdringen van gezondheidsachterstanden van de lage inkomensgroep vergt een brede aanpak

Verschillen in gezondheid en welzijn tussen inkomensgroepen zijn hardnekkig en lijken terug te voeren op een grote hoeveelheid onderliggende factoren. Dit vraagt dan ook om een brede aanpak door middel van meersporenbeleid (zie RIVM 2021).

6. Gericht beleid kan effectiever en doelmatiger zijn

Beleid dat gericht is op risicogroepen kan effectiever en doelmatiger zijn om gezondheids- en welzijnsachterstanden van de lage inkomensgroep terug te dringen, in plaats van een algemene maatregel zoals het hier onderzochte, vrij generieke, inkomensbeleid. Onderzoek vindt bijvoorbeeld positieve gezondheidseffecten bij schuldsaneringsregelingen voor mensen met problematische schulden.

Summary

Raising the minimum wage and social assistance – a panacea for the prosperity and well-being of the low-income group?

An ex-ante analysis of the impact of the policy change in 2023/2024 on income, health and well-being

Income policy and poverty reduction are currently high on the political agenda, including due to the high levels of inflation. In this publication, we have examined the increase of the minimum wage and the associated increase in benefits, such as social assistance and the state pension (AOW), from 1 January 2023 and the planned switchover from a monthly to an hourly minimum wage in 2024. We have analysed the effects of these changes on the quality of life of Dutch citizens. In addition to income, we looked at health and well-being (non-financial aspects of quality of life). Previous studies conducted by the Netherlands Institute for Social Research (SCP) tell us that low income is not only associated with financial deficits, but often also with deficits in terms of welfare in a broader sense (see, for example, Hoff et al. 2021). One question relevant to policy is whether increasing low incomes will also affect welfare deficits more broadly. However, our analysis shows that raising the minimum wage and benefits will have little effect on health and well-being in the short term. This suggests that policies aimed at improving the lives of low-income people should be broader in scope than merely addressing the financial dimension or exclusively targeting high-risk groups.

Low income: poorer health and poorer well-being on average

The starting point of our study is that there are substantial differences between income groups in terms of health and well-being. Our analysis shows that low-income individuals, on average, experience poorer health and well-being. Among other things, this manifests itself in shorter life expectancy, poorer self-reported health, greater use of medication and healthcare and lower life satisfaction. For example, roughly a third of people on the lowest 20% of incomes experience less than good health – that is three times as many as in the top 20% of incomes.

Our analysis, by means of a microsimulation, shows that the increase in the minimum wage and the related benefits in 2023 and the switchover to an hourly minimum wage in 2024 do indeed, on average, reach people on lower incomes and with poorer health. The policy change:

- increases the income of approximately 60% of the population by 2.3% on average – through personal income or the income of other members of the household;
- entails an increase in income of 1.2% for the entire population. The increase is more pronounced for low incomes: a 3.3% increase for the lowest 10% of incomes, decreasing to 0.2% for the highest 10% of incomes;
- reduces poverty and creates some more financial scope for social participation among low incomes, unless strong inflation continues into 2023;
- reaches people with, on average, poorer health – especially those receiving social assistance benefits.

Hardly any impact on health and well-being in the short term

The reduction of income differences due to the policy change raises the question of whether this will also lead to a decrease in the differences in health and well-being between income groups. This is suggested by the fact that people with higher incomes also enjoy better health and a higher degree of well-being. We examined this expectation by means of a dynamic panel data analysis that monitors individuals over time, analysing how changes in income, on the one hand, and health and well-being, on the other, follow on from one another. On this basis, we have concluded:

- that changes in income, on average, have hardly any effect on health and well-being within a period of four years;

- that changes in income do have an impact if the change is accompanied by a change in employment status, such as when finding or losing work (which, in principle, does not apply to the policy change examined here);
- that there is an inverse effect of changes in health and well-being on incomes, which contributes to the average positive association between health, well-being and income.

Furthermore, this average association between health, well-being and income can potentially be attributed to effects that fall outside the scope of our analysis. These include income effects in the very short term (within one year) or long term (after four years) and effects of underlying factors, such as upbringing or heredity, which influence income and health both simultaneously and independently of each other.

Conclusions in relation to policy

The results of our study have led to six key conclusions in relation to policy:

1. The policy is necessary to mitigate the negative effects of high inflation

The high levels of inflation in 2022 have led to a sharp decline in the real value of the minimum wage and the associated benefits. The additional increase from 1 January 2023 compensates for this decline and approximately restores the situation to the conditions of 2021, unless inflation continues in 2023. The policy change therefore primarily counteracts the rise in poverty caused by inflation.

2. More is needed to achieve poverty targets

The policy change is limited to compensation: an additional increase to make it more financially attractive to take up employment and strengthen the minimum level of subsistence as announced in the Coalition Agreement will not be achieved. Only the group of minimum-wage recipients with a full-time working week of more than 36 hours can expect a substantial increase in real terms when the minimum hourly wage is introduced in 2024. More is needed to achieve the government's poverty reduction targets for 2025 (children) and 2030 (entire population).

3. No short-term improvement in terms of health and well-being

The policy change gives people at the bottom of the income distribution more financial opportunities to engage in social participation and lifestyle improvements: sports, relaxation, healthier nutrition, etc. However, our analysis shows that income changes in real terms have hardly any effect on health and well-being within a period of four years. As such, generic income policy appears to be unsuitable for reducing socio-economic health inequalities in the Netherlands in the short term.

4. Long-term effects on beneficiaries and effects on their children cannot be ruled out

The fact that no improvements can be expected in the short term does not mean that the policy change will have no impact at all. In the longer term, beneficiaries or their children may benefit from a higher income, and generic income policies could subsequently lead to health and well-being gains.

5. Reducing health inequalities of the low-income group requires a comprehensive approach

Differences in terms of health and well-being between income groups are persistent and appear to be the result of a large number of underlying factors. This requires a comprehensive approach by means of a multi-track policy strategy (see RIVM 2021).

6. More targeted policy can be more effective and efficient

Policies aimed at high-risk groups can be more effective and efficient in reducing health and well-being deficits of the low-income group, instead of a general measure such as the rather generic income policy examined here. For example, studies have found positive health effects in debt restructuring schemes for people with a debt problem.

1 Inleiding

Lage inkomens, armoede en de toereikendheid van uitkeringen: door de stijgende inflatie zijn deze thema's in 2022 weer prominent op de politieke agenda gezet. Mensen aan de onderkant van de inkomensverdeling lopen echter niet alleen achter in inkomen en aspecten van de kwaliteit van leven die hier direct aan gerelateerd zijn, zoals de grootte van hun woning of het aantal vakanties per jaar. Ze hebben ook een achterstand in gezondheid en welzijn. Dat bleek onder meer tijdens het hoogtepunt van de coronacrisis, toen lage inkomensgroepen een grotere kans hadden om ziek te worden en aan het virus te overlijden (zie Stoeldraijer et al. 2022). Maar ook al eerder was bekend dat er forse verschillen in levensverwachting zijn tussen hoge en lage inkomensgroepen (zie Mackenbach et al. 2019).

Voor beleidsmakers volgt hieruit een belangrijke vraag:¹ beïnvloeden beleidsmaatregelen die rechtstreeks ingrijpen op het inkomen van mensen, zoals wijzigingen in belastingen en uitkeringen, ook hun welbevinden? Met andere woorden: worden de gezondheids- en welzijnsverschillen tussen inkomensgroepen (vooral) veroorzaakt door hun inkomensverschillen? Of ligt de oorzaak eerder bij de omgekeerde causaliteit: het effect van gezondheid en welzijn op inkomen? Of is de oorzaak misschien te vinden in onderliggende factoren als onderwijsniveau, aangeboren vaardigheden of opvoeding? Dat zijn factoren die gezondheid of welzijn en inkomen weliswaar allebei direct kunnen beïnvloeden, maar die – tenminste bij de volwassen bevolking – niet of nauwelijks direct voortvloeien uit beleidsmaatregelen als een minimumloonverhoging.

In deze publicatie zetten we een eerste stap in het analyseren van de gevolgen van inkomensbeleid op gezondheid en welzijn. Beide zijn een onderdeel van het SCP-concept *kwaliteit van leven* (zie Wennekens et al. 2019) en horen bij de kernthema's voor brede welvaart volgens de drie planbureaus (zie Hardus et al. 2022). We schatten hiervoor het causale effect van inkomenswijzigingen op gezondheid en welzijn. Dat doen we op basis van Nederlandse register- en surveygegevens, op individueel niveau en op korte tot middellange termijn: tot en met vier jaar. Vervolgens simuleren we de gevolgen voor inkomens, gezondheid en welzijn van een actuele beleidsmaatregel: de extra verhoging van het wettelijk minimumloon en de hieraan gekoppelde uitkeringen, zoals de bijstand en de AOW, per 1 januari 2023 nominaal met 8%, naast de voorgenomen invoering van een minimumuurloon per 2024.

Leeswijzer

In hoofdstuk 2 beschrijven we wat de verhoging van het minimumloon en de hieraan gekoppelde uitkeringen precies inhoudt. We plaatsen deze wijziging in een beleidscontext en analyseren welke groepen hiervan de beoogde begunstigden zijn. In hoofdstuk 3 gaan we in op verschillen in gezondheid en welzijn tussen inkomensgroepen in Nederland. Vervolgens schatten we in hoofdstuk 4 de causale effecten van inkomenswijzigingen op gezondheid en welzijn op korte tot middellange termijn. In hoofdstuk 5 simuleren we de gevolgen van de beleidsmaatregel voor inkomen, gezondheid en welzijn. In het laatste hoofdstuk bespreken we de beleidsconclusies van dit onderzoek.

Noot

- 1 Zo heeft het ministerie van Sociale Zaken en Werkgelegenheid in februari 2022 de Sociaal-Economische Raad verzocht om het kabinet te adviseren over sociaal-economische gezondheidsverschillen en mogelijke oplossingsrichtingen (SZW 2022).

2 De beleidswijziging en beoogde begunstigden

2.1 De beleidswijziging

Het coalitieakkoord van december 2021 kondigde per 2025 een extra verhoging van het wettelijk minimumloon aan: 7,5% boven op de gewone indexatie (Rijksoverheid 2021). Vanwege de extreem hoge inflatie in 2022 besloot het kabinet in de Voorjaarsnota 2022 en de Miljoenennota 2023 dat de extra verhoging 8,05% zou worden, en dat deze al ingaat per 1 januari 2023 (TK 2021/2022a; Rijksoverheid 2022a). Inclusief de reguliere indexatie met de gemiddelde cao-loonstijging komt dit uit op een minimumloonsverhoging van 10,15% op 1 januari 2023: van 1756,20 euro naar 1934,40 euro bruto per maand (Rijksoverheid 2022b).

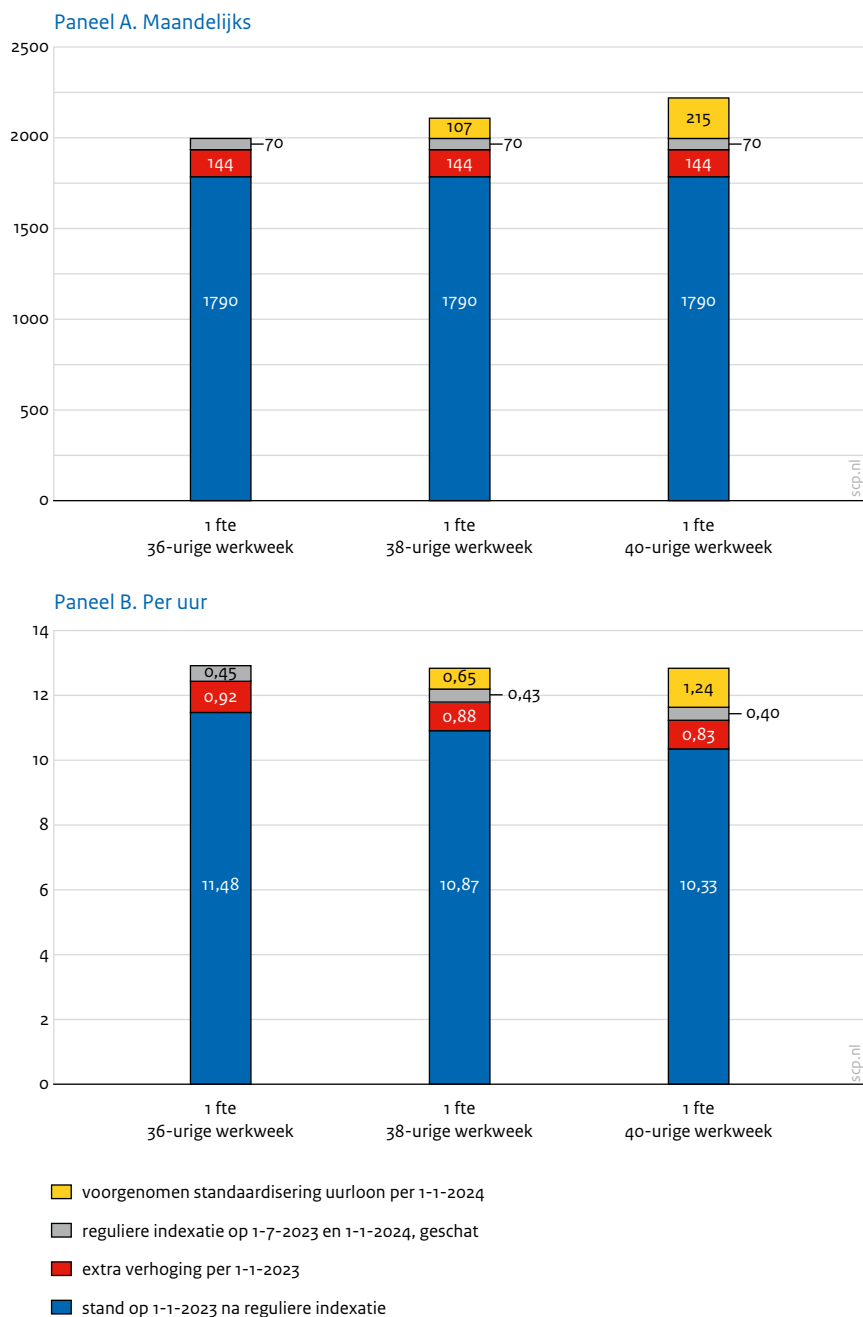
De coalitie wil daarnaast het minimumloon vanaf 2024 per gewerkt uur standaardiseren (Rijksoverheid 2022a). Dit volgt naar aanleiding van een ingediend initiatiefwetsvoorstel uit de Tweede Kamer (TK 2019/2020), dat was overgenomen in het coalitieakkoord van december 2021 (Rijksoverheid 2021). Het wettelijk minimumloon is momenteel gedefinieerd op maandbasis. Het minimumuurloon kan daardoor verschillen per cao, omdat cao's verschillen in het aantal maandelijkse werkuren per fte (fulltime-equivalent). In 2020 bedroeg een volledige werkweek voor 41% van de werknemers 36,0-36,9 uur, respectievelijk voor 9%, 38% en 12% van de werknemers 37,0-37,9 uur, 38,0-38,9 uur en 40 uur (SZW 2021). Het huidige minimumuurloon is dus lager voor cao's met een hoger aantal fte-uren. Per 1 januari 2024 zullen deze verschillen verdwijnen door het huidige maandelijkse minimumloon om te rekenen naar het nieuwe uniforme minimumuurloon op basis van een 36-urige werkweek. Figuur 2.1 toont het grote effect van deze wijziging aan voor sectoren of bedrijven met een meer dan 36-urige werkweek. Minimumloonontvangers voor wie een cao met een 40-urige werkweek geldt, profiteren bijvoorbeeld van een bijkomende verhoging van 11,1%,¹ nog boven op de extra verhoging met 8,05% op 1 januari 2023 en de reguliere verhogingen. In totaal kan zo in 2024 een uniform minimumloon van 12,85 euro per uur worden bereikt.

Er gaan al langer stemmen op voor een snellere verhoging van het wettelijk minimumloon, namelijk naar 14 euro per uur, bijvoorbeeld in de Tweede Kamer (TK 2021/2022b) en vanuit de FNV (met het initiatief 'Voor 14'²). In oktober 2022 heeft de Europese Raad een nieuwe minimumloonrichtlijn aangenomen voor de Europese Unie. Deze richtlijn verplicht de lidstaten het minimumloon regelmatig op adequaatheid te herzien en aan te passen, maar noemt geen voorgeschreven minimumniveau (zie EU 2022).

Voor werknemers onder 21 jaar geldt een lager wettelijk minimumloon: het minimumjeugdloon. Deze bedraagt tussen 30% (voor 15-jarigen) en 80% (voor 20-jarigen) van het reguliere minimumloon. Het minimumjeugdloon verandert proportioneel mee met de wijziging van het minimumloon.

Figuur 2.1 Minimumloon voor en na de beleidswijziging

Geschatte brutobedragen exclusief minimumvakantiegeld naar werkweek, personen van 21 jaar en ouder (in euro)^a



a De berekeningen zijn op basis van $52/12 = 4,33$ werkweken per maand. Dit is een gangbare praktijk, maar sommige cao's kunnen hiervan afwijken (zie ook SZW 2021).

Bron: Rijksoverheid 2022a, CPB 2022a en 2022b; SCP-bewerking

2.2 Van extra verhoging naar compensatie voor inflatie

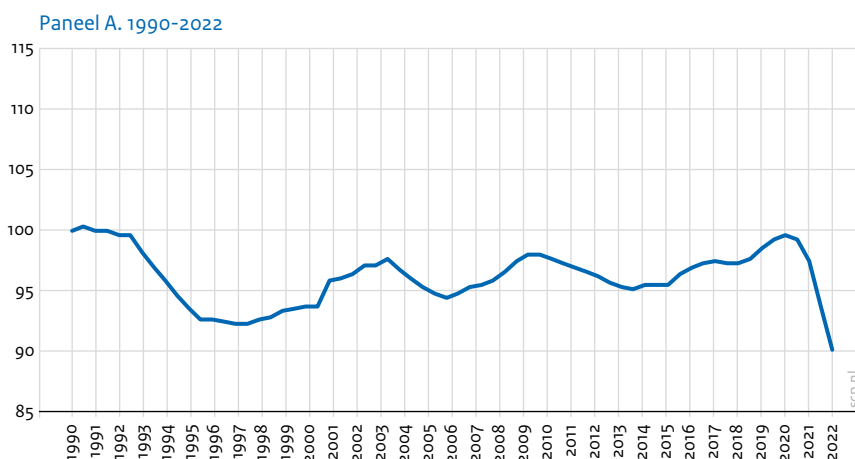
Volgens het coalitieakkoord van december 2021 is het doel van de wijziging om werk lonender te maken en de armoedeval te verkleinen (Rijksoverheid 2021).³ De hoge inflatie in 2022 – mede als gevolg van de oorlog in Oekraïne – roept twijfels op over de realisering van deze doelstelling, tenminste voor werknemers met een cao met een 36-urige voltijdse werkweek en voor uitkeringsontvangers. Paneel A van figuur 2.2 visualiseert de scherpe daling van de reële waarde van het minimumloon in 2022.⁴ Deze waarde is nu onder het niveau van midden jaren negentig. Er is dus sprake van een substantieel lagere koopkracht met het minimumloon ten opzichte van 2021. Een vergelijkbare ontwikkeling geldt voor uitkeringen die zijn gekoppeld aan het minimumloon, en uiteraard ook voor andere inkomens die met beduidend minder dan de inflatie zijn gegroeid.

De panelen B en C van figuur 2.2 presenteren schattingen van hoe de reële waarde van het minimumloon in 2023 en 2024 zich zou kunnen ontwikkelen, in cao's met respectievelijk een 36-urige en een 40-urige voltijdse werkweek. Hierbij is rekening gehouden met de reguliere minimumloonindexering (met de gemiddelde cao-loonstijging), de prijsinflatie en de beleidswijzigingen. Het midden-scenario (scenario I) neemt aan dat lonen en prijzen gelijkmatig groeien en de reguliere minimumloonindexering de prijsinflatie in de jaren 2023 en 2024 precies compenseert wat dicht bij de CPB-ramingen komt (zie CPB 2022b). De in scenario I getoonde veranderingen in de reële waarde van het minimumloon komen dus volledig voort uit de beleidswijzigingen. In zowel paneel B als C is te zien dat de extra verhoging van 8,05% per 1 januari 2023 de sterke inflatie uit 2022 grotendeels compenseert. De 'extra' verhoging zou dus de reële waarde van het minimumloon bijna terugzetten op het niveau van het jaar 2021, maar effectief dus niet leiden tot een verdere toename. Alleen als de gemiddelde cao-loonstijging in 2023-2024 groter is dan de prijsinflatie, zou de reële waarde van het minimumloon tot 2024 verder toenemen (scenario II). Als prijzen daarentegen sterker stijgen dan de lonen, dan verliest het minimumloon reëel weer aan waarde (scenario III). Dit is zeker het geval als de hoge inflatie ook in 2023 aanhoudt. De negatieve koopkrachteffecten kunnen dan echter veel sterker zijn dan wat scenario III laat zien.

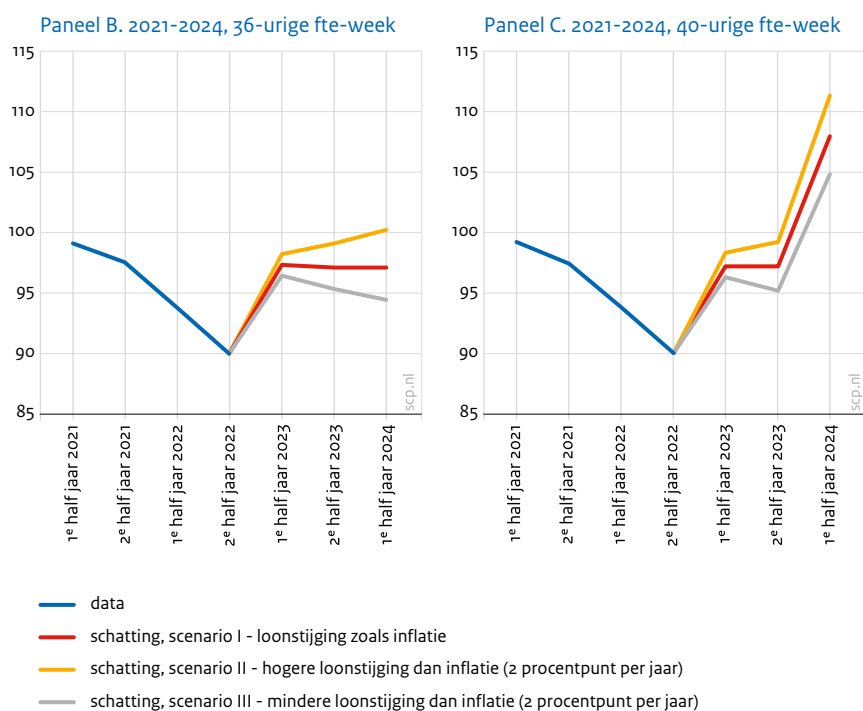
De voorgenomen overstap van een wettelijk maandelijks minimumloon naar een wettelijk minimumuurloon per 1 januari 2024 zou wel een forse reële inkomensstijging betekenen voor minimumloonontvangers onder een cao met een meer dan 36-urige werkweek, zelfs als de cao-lonen in de jaren 2023-2024 geen gelijke tred kunnen houden met de prijzen (paneel C). Meer dan de helft van de werknemers heeft een werkweek van meer dan 36 uur (zie SZW 2021).

Figuur 2.2 Reële waarde van minimumloon recent sterk teruggevallen naar niveau van midden jaren negentig

Wettelijke minimumloonindex, vaste prijzen van eerste halfjaar 1990, data eerste halfjaar 1990 tot en met tweede halfjaar 2022, schattingen eerste halfjaar 2023 tot en met eerste halfjaar 2024 (index)



Figuur 2.2 Reële waarde van minimumloon recent sterk teruggevallen naar niveau van midden jaren negentig (vervolg)



Bron: CBS 2019a, CBS StatLine 2023, Rijksoverheid 2022a, CPB 2022a en CPB 2022b; SCP-bewerking

2.3 Koppeling van sociale uitkeringen blijft volledig intact

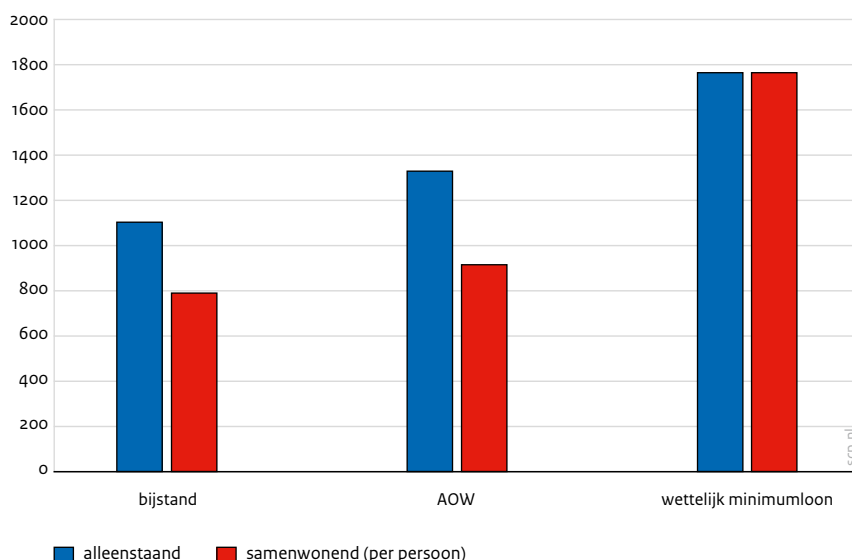
Veel uitkeringen in het Nederlandse socialezekerheidsstelsel zijn direct gekoppeld aan het wettelijk minimumloon. Dit geldt onder andere voor de bijstand, het sociaal minimum, de AOW en reeds lopende loongerelateerde uitkeringen zoals voor werkloosheid, arbeidsongeschiktheid en langdurig ziekteverzuim.⁵

Voor de vraag of bij de wijziging de koppeling intact moet worden gelaten, is het relevant hoe hoog het minimumloon, bijstandsniveau, de AOW en andere uitkeringen momenteel zijn – zowel absoluut als in verhouding tot elkaar. In figuur 2.3 is te zien dat het huidige nettominimumloon voor voltijdwerknemers ver boven het niveau ligt van bijstands- en AOW-uitkeringen. Dit ziet er vanzelfsprekend anders uit voor deeltijdwerknemers, voor wie een proportioneel lager minimumloon per maand van toepassing is. De bijstand ligt bovendien circa 15% onder het niveau van de AOW, zowel voor alleenstaanden als samenwonenden. Dit draagt eraan bij dat armoede minder voorkomt onder gepensioneerden dan onder de gehele bevolking (zie figuur 2.6).

Bij de extra verhoging in 2023 blijft de koppeling van sociale uitkeringen aan het wettelijk minimumloon volledig intact. In de Voorjaarsnota 2022 werden lopende loongerelateerde uitkeringen nog uitgezonderd, maar sinds de Miljoenennota 2023 worden deze toch volledig meegenomen (zie TK 2021/2022a en Rijksoverheid 2022a). In ruil voor de AOW-verhoging wordt echter de generieke inkomensondersteuning op de AOW, de IOAOW, stapsgewijs afgeschaft.⁶ De extra AOW-verhoging bedraagt daardoor in plaats van circa 8% effectief ongeveer 6% voor alleenstaanden en 5% voor samenwonenden (SCP-berekening). Dit verkleint dus enigszins het verschil in uitkeringshoogte tussen de bijstand en AOW. In het coalitieakkoord wilde de coalitie de AOW nog uitzonderen van de extra verhoging (Rijksoverheid 2021) en in ruil daarvoor de ouderenkorting in het belastingstelsel verhogen. Dit plan werd in 2022 geschrapt (zie Rijksoverheid 2022a).

Figuur 2.3 De bijstand is lager dan de AOW en het wettelijk minimumloon van een fulltimer

Maandelijkse nettobedragen van bijstand, AOW en wettelijk minimumloon voor alleenstaanden en samenwonenden, personen van 22 jaar en ouder, tweede halfjaar 2022 (in euro)^a



- a De nettobedragen zijn berekend inclusief het wettelijk gegarandeerde vakantiegeld/-uitkering en door de geldende regels toe te passen voor inkomstenbelasting en socialezekerheidspremies. De AOW is inclusief de inkomensondersteuning AOW (IOAOW). Voor de bijstand is het maximumbedrag aangegeven zonder eventuele kortingen voor overige huishoudinkomens.

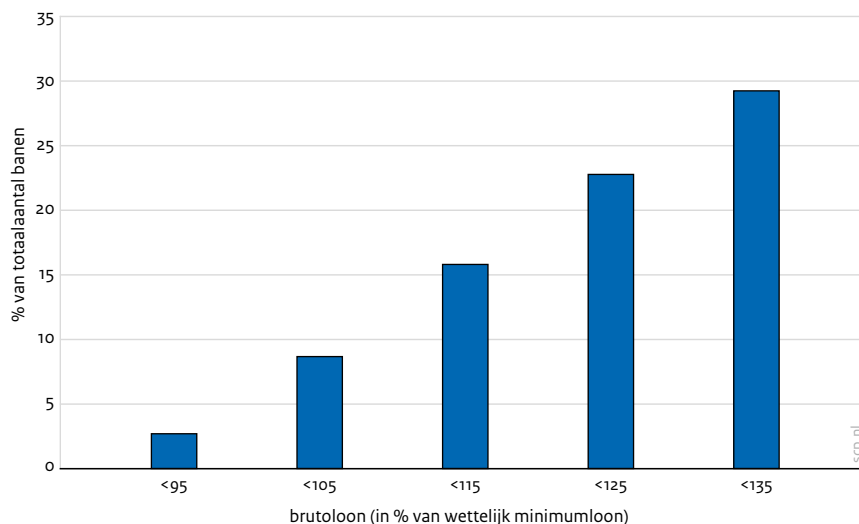
Bron: Rijksoverheid 2022b, SVB 2022, Belastingdienst 2022; SCP-bewerking

2.4 De beoogde begunstigten

In 2020 waren er in Nederland 440.000 minimumloonbanen (CBS StatLine 2022e), 3,5 miljoen AOW-ontvangers (CBS StatLine 2022c) en 420.000 bijstandsonvangers (CBS StatLine 2022d).⁷ Dit is de eerste doelgroep van de beleidswijziging. Maar ook lonen vlak boven het wettelijk minimumloon zullen naar verwachting van het Centraal Planbureau (CPB) gedeeltelijk meegroeien met het minimumloon, zodat de loonverhouding tussen verschillende banen binnen een onderneming intact blijft. Het CPB schat dat dit effect – met geleidelijk afnemende intensiteit – doorwerkt in het loongebouw tot 140% van het wettelijk minimumloon, in het geval van een extra verhoging van het wettelijk minimumloon met 10% (Van Essen et al. 2020). De reikwijdte van dit spillover-effect is groter bij een grotere verhoging van het minimumloon. Voor de extra 8,05%-verhoging (en de overstap van een minimummaandloon naar een minimumuurloon) gaan we vervolgens uit van een doorwerking tot aan 135% van het wettelijk minimumloon. Dit gaat om ongeveer 30% van alle negen miljoen banen in Nederland (figuur 2.4).

Figuur 2.4 Rond de 30 procent van alle banen verdient minder dan 135% van het wettelijk minimumloon

Aandeel banen naar brutoloon, tot aan 135% van het wettelijk minimumloon, 2018 (in procenten)^a



- a Het toegepaste wettelijk minimumloon is leeftijdsafhankelijk. Lonen onder 100% van het wettelijk minimumloon zijn naar inschatting van Van Essen et al. (2020) vooral kleine meetfouten.

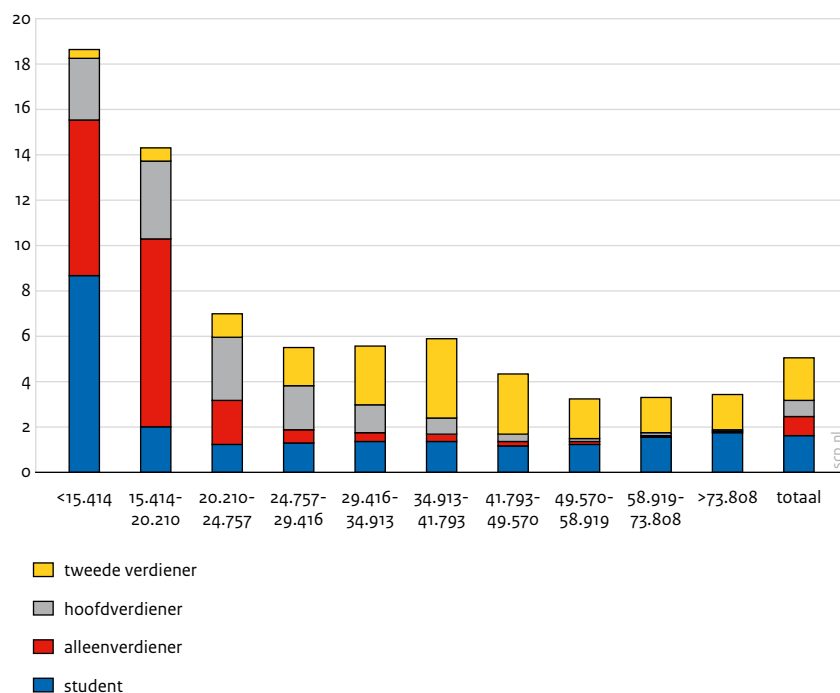
Bron: Van Essen et al. 2020

Banen op of net boven het minimumloon hebben een specifiek profiel. Ze komen bovengemiddeld vaak voor onder jongeren, mensen met een migratieachtergrond (vooral Pools), deeltijdbanen en in specifieke sectoren als de horeca, verhuur en overige zakelijke diensten (zie CBS StatLine 2022e; CPB 2020; Van Essen et al. 2020).

Minimumloonbanen komen uiteraard relatief vaak voor in huishoudens met een laag huishoudinkomen. Voor deze huishoudens speelt het minimumloon een belangrijkere rol voor het totale huishoudbudget. In de groepen met een primair huishoudinkomen tot ongeveer 25.000 euro per jaar – dat zijn de 30% laagste inkomens – is de meerderheid van minimumloonontvangers de alleen- of hoofdverdiener van het huishouden (figuur 2.5). Minimumloonbanen komen echter niet alleen maar in huishoudens met een laag inkomen voor, maar ook in hogere inkomensgroepen. In huishoudens met meer dan circa 50.000 euro primair huishoudinkomen per jaar – de 30% hoogste inkomens – zijn mensen met minimumloonbaan bijna uitsluitend tweede verdieners of studenten die naast hun studie werken.⁸

Figuur 2.5 Minimumloonbanen vaker maar verre van uitsluitend in huishoudens met een laag inkomen

Aandeel minimumloonbanen (in procenten) naar bruto primair huishoudinkomen (in euro), 2018^a



a Het bruto primair huishoudinkomen is het totaal bruto-marktincome van loon en winst. Andere bronnen, zoals uitkeringen en toeslagen, worden hier niet meegenomen. De figuur volgt een decielindeling van de huishoudinkomens: de drempelwaardes zijn zo geselecteerd dat in elk groep 10% van de huishoudens vallen.

Bron: Van Essen et al. 2020

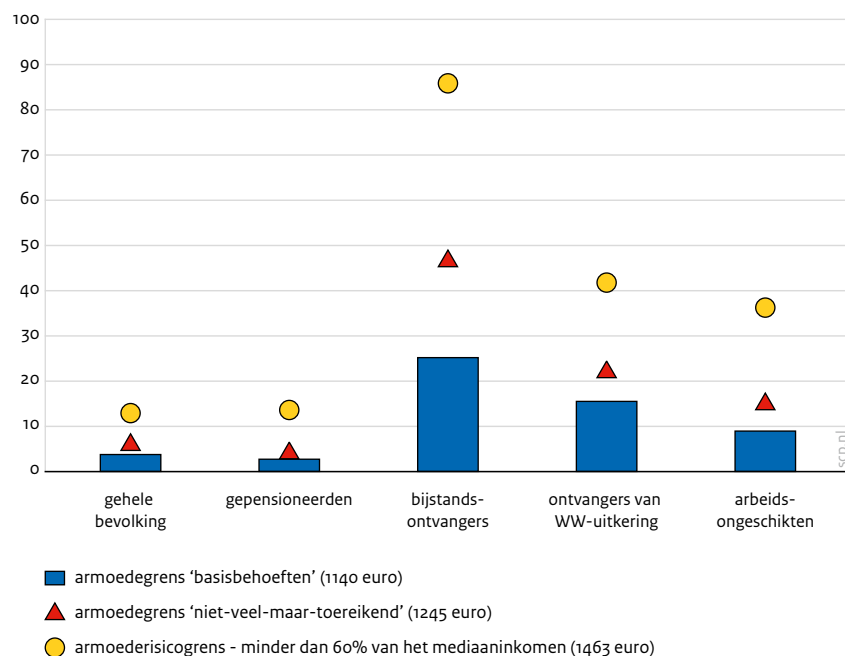
De tweede doelgroep van de beleidswijziging bestaat uit de ontvangers van bijstands- en andere minimumuitkeringen. Deze mensen hebben nog veel vaker dan de groep van minimumloonontvangers te maken met een laag huishoudinkomen, of zelfs met armoede. In figuur 2.6 is voor verschillende inkomenscriteria het aandeel mensen te zien dat in armoede leeft of risico op armoede heeft. De basis hiervoor is het gestandaardiseerd inkomen: het besteedbaar huishoudinkomen per persoon. Hierbij worden zogenoemde equivalentiefactoren gebruikt om er rekening mee te houden dat meerpersoonshuishoudens – vergeleken met eenpersoonshuishoudens – van schaalvoordelen profiteren, zoals minder woonlasten per persoon (zie Hoff et al. 2019). De armoederisicogrens van de Europese Unie ligt bij 60% van het mediane inkomen, dus bij 60% van het inkomen van de inwoner die precies in het midden van de inkomensverdeling zit. In 2020 was dit 1463 euro per maand; ongeveer 10% van de Nederlandse bevolking zat onder deze grens. Onder de bijstandsonvangers was dat bijna 90% (figuur 2.6; gele stippen).

Het SCP hanteert twee armoedecriteria: het niet-veel-maar-toereikendbudget en het basisbehoeftebudget. Deze criteria beschrijven het absoluut noodzakelijke budget om rond te kunnen komen, waarbij het niet-veel-maar-toereikendbudget ook kosten voor sociale participatie en ontspanning meeneemt (zie Goderis et al. 2018). De criteria resulteren in een inkomen duidelijk onder de armoederisicogrens; in 2020 lagen de maandelijkse inkomensgrenzen bij respectievelijk 1245 euro (niet veel maar toereikend) en 1140 euro (basisbehoefte). In figuur 2.6 zien we hetzelfde patroon als voor de armoederisicogrens. Een kwart van de bijstandsonvangers in 2020 heeft minder inkomen dan noodzakelijk om de kosten voor basisbehoefte te dragen en bijna de helft heeft niet genoeg inkomen voor regelmatige activiteiten van sociale participatie en ontspanning. In de gehele bevolking liggen deze aandelen bij enkele procenten. De hoge inflatie in 2022 heeft de armoedecijfers verder laten oplopen (CPB 2022c).

De derde grote groep van begunstigden van de beleidswijziging bestaat uit gepensioneerden. De armoedecijfers in deze groep zijn laag en liggen onder die van de gehele Nederlandse bevolking (figuur 2.6). Dit ligt er onder andere aan dat een volledige AOW-uitkering dicht bij of boven het niet-veel-maar-toereikend- en basisbehoeftenbudget ligt. Het aandeel mensen onder de armoederisicogrens is onder gepensioneerden iets hoger dan voor de gehele bevolking, maar nog steeds veel lager dan voor andere uitkeringsontvangers. De AOW-verhoging komt ten gunste van alle personen vanaf de AOW-leeftijd, en is dus niet specifiek gericht op lage inkomens. De AOW vormt wel een groter inkomensaandeel voor huishoudens met lage inkomens dan voor huishoudens met hoge inkomens. Een verhoging van de AOW leidt bij lage inkomens dus tot een procentueel grotere inkomensstijging.

Figuur 2.6 Aandeel mensen in armoede varieert sterk per bevolkingsgroep

Aandeel mensen met inkomen onder armoede(risico)grens naar bevolkingsgroep, 2020 (in procenten)^a

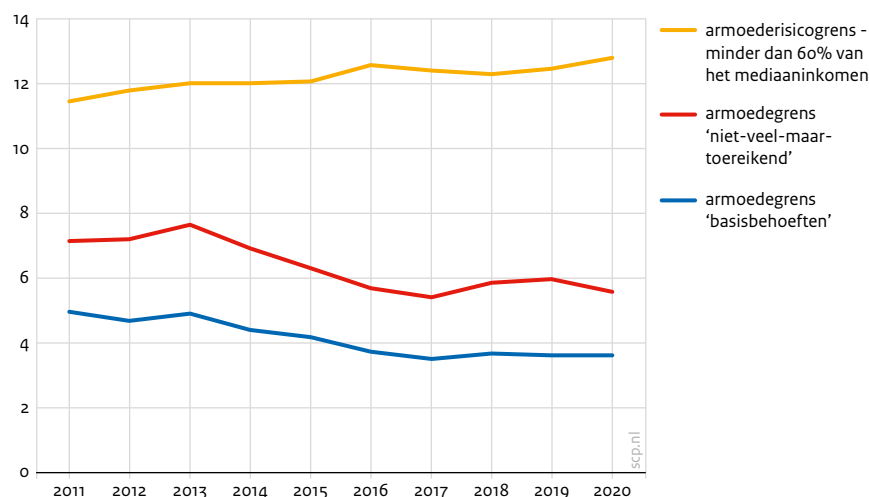


- a De berekeningen zijn gebaseerd op het gestandaardiseerd inkomen. De cijfers voor 2020 zijn gebaseerd op voorlopige inkomensgegevens. De subgroepen worden vastgesteld door het CBS op basis van de belangrijkste bron van inkomsten.

Bron: CBS-microdata; SCP-bewerking

Over het geheel genomen is de wijziging van het minimumloon en de daaraan gekoppelde uitkeringen dus primair gericht op de onderkant van de inkomensverdeling, waarbij er enige afwijking is bij gepensioneerden. Verschillende trends hebben de inkomensverdeling in Nederland sinds 2010 beïnvloed.⁹ Aan de ene kant waren er mede door de sterke economische ontwikkeling reële inkomenswinsten bij de laagste inkomens, net als gemiddeld in de hele bevolking. Het gevolg is dat het aandeel mensen dat in armoede leeft tussen 2011 en 2020 daalde, gemeten op basis van het basisbehoeften- en niet-veel-maar-toereikendbudget (figuur 2.7). Aan de andere kant was deze inkomenswinst in de bevolking ongelijk verdeeld, waardoor een groep mensen in deze jaren geen gelijke tred kon houden met de ontwikkeling van de middeninkomens. Dit blijkt ook uit de stijging van het aandeel mensen onder de armoederisicogrens (gele lijn in figuur 2.7), die relatief is gedefinieerd en bij 60% van het mediane inkomen in de bevolking ligt. In de afgelopen twee jaar bedreigde vooral de recente inflatiestijging de koopkracht van mensen aan de onderkant van de inkomensverdeling (zie CPB 2022c). Het aandeel mensen onder de niet-veel-maar-toereikendgrens steeg volgens CPB-ramingen daardoor in 2022 naar 6,7% (CPB 2022c), in vergelijking met 5,6% in 2020 (figuur 2.7). In hoofdstuk 5 simuleren we de gevolgen van de verhoging van het minimumloon en de daaraan gekoppelde uitkeringen voor inkomens en armoede in 2023/2024.

Figuur 2.7 Minder inkomensarmoede, maar meer armoederisico in 2011-2020
Aandeel mensen met inkomen onder armoede(risico)grens, hele bevolking, 2011-2020 (in procenten)^a



a De berekeningen zijn gebaseerd op het gestandaardiseerd inkomen. De cijfers voor 2020 zijn gebaseerd op voorlopige inkomensgegevens.

Bron: CBS-microdata; SCP-bewerking

Noten

- 1 $40/36 = 111,1\%$.
- 2 Zie www.voor14.nl.
- 3 Het coalitieakkoord spreekt over het verkleinen van de 'armoedeval'. Deze term wordt vaak gebruikt om een situatie te beschrijven waarin werken niet loont, omdat uitkeringen te hoog zijn. Het coalitieakkoord beoogt om het minimumloon en bestaansminimum in gelijke mate te verhogen. Dat zou de armoedeval naar deze definitie niet noodzakelijk verkleinen.
- 4 In de hele publicatie gebruiken we de prijsinflatie volgens de ontwikkeling van de prijsindex voor consumptiegoederen (CPI). Het CBS wijst erop dat de CPI bij sterk stijgende energieprijzen de inflatieontwikkeling overschat. Dat komt doordat de prijzen worden berekend op basis van nieuwe energiecontracten, terwijl de (momenteel vaak lagere) prijzen in reeds lopende contracten buiten beschouwing blijven (CBS 2022f). De CPI laat ook eventuele inflatieverschillen tussen inkomensgroepen buiten beschouwing.
- 5 De minimumloonverhoging beïnvloedt daarentegen toekomstige loongerelateerde uitkeringen alleen als het individuele loon als gevolg van de minimumloonverhoging wijzigt, of als de potentiële uitkeringsontvanger meer verdient dan de premieplafonds. De premieplafonds in de sociale zekerheid worden namelijk aangepast aan het wettelijk minimumloon, waardoor toekomstige uitkeringen van werknemers boven het maximaal dagloon (bruto 232,90 euro per dag, 59.706 euro per jaar) toenemen. Dit geldt ook als hun loon niet verandert. Dit gaat samen met hogere sociale-zekerheidspremies die de werkgever voor deze groep werknemers moet betalen.
- 6 De IOAOW is een extra bedrag van 26,38 euro per maand in 2022, dat vrijwel elke AOW'er ontvangt (SVB 2022).
- 7 De cijfers voor 2019 en 2021 laten een vergelijkbare orde van grootte zien.
- 8 Er zijn ook alleenverdieners met een minimumloonbaan en meer dan 50.000 euro primair inkomen per jaar. Zij hebben dan inkomen uit andere inkomensbronnen dan de minimumloonbaan.
- 9 Op basis van het gestandaardiseerd inkomen.

3 Verschillen in gezondheid en welzijn tussen inkomensgroepen

Leven in armoede betekent dat per persoon in een huishouden een ontoereikend inkomen te besteden is aan de goederen en voorzieningen die in de samenleving als minimaal noodzakelijk worden gezien (zie Hoff et al. 2019). In de afgelopen jaren is steeds sterker aangetoond dat mensen die in armoede of met een laag inkomen leven ook achterlopen op andere *brede* welvaartsaspecten. Daarbij kan gedacht worden aan werkgelegenheid, sociale participatie, welzijn en – zeker niet in de laatste plaats – gezondheid en levensverwachting, ook tijdens de coronaperiode (zie Mackenbach et. al. 2019; Stoeldraijer et al. 2022).¹

Dit hoofdstuk beschrijft de gemiddelde verschillen in gezondheid en welzijn tussen inkomensgroepen in Nederland. Dit geeft een eerste indicatie of een vermindering van inkomensverschillen zouden kunnen zorgen voor brede welvaartseffecten. Toch kunnen we op basis van deze indicatie niet direct beleidsaanbevelingen formuleren. Dat komt doordat niet duidelijk is of de inkomensverschillen ook de oorzaak zijn voor de verschillen in gezondheid en welzijn. Hier gaan we in hoofdstuk 4 dieper op in.

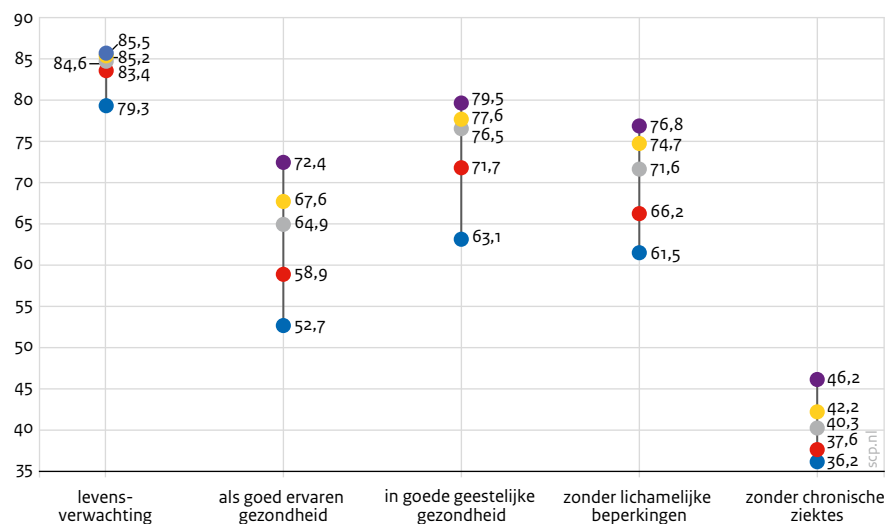
3.1 Grote verschillen in levensverwachting

Een duidelijke indicatie voor de slechtere gezondheid van de onderste inkomensgroepen is hun lagere levensverwachting. Dit is al lang bekend, en doet zich voor in alle Europese landen en ook daarbuiten (zie bv. Mackenbach et al. 2019). In Nederland bedraagt de gemiddelde levensverwachting in het laagste inkomenskwintiel (de groep van 20% laagste inkomens) 79,3 jaar voor vrouwen en 74,8 jaar voor mannen (figuur 3.1, linkerkolom). Alle andere inkomenskwintielen hebben een hogere levensverwachting. De hoogste 20% inkomens hebben de hoogste levensverwachting met 85,5 en 83,1 jaar voor respectievelijk vrouwen en mannen. Dit is aanzienlijk hoger dan in de laagste inkomensgroep. Een gezondheidsverschil naar inkomen was ook zichtbaar tijdens de coronapandemie. Onder mensen die geen langdurige zorg ontvangen was in het eerste jaar van de pandemie het risico om te overlijden aan COVID-19 voor het laagste inkomenskwintiel 2,5 keer zo hoog als voor het hoogste inkomenskwintiel (zie Stoeldraijer et al. 2022).

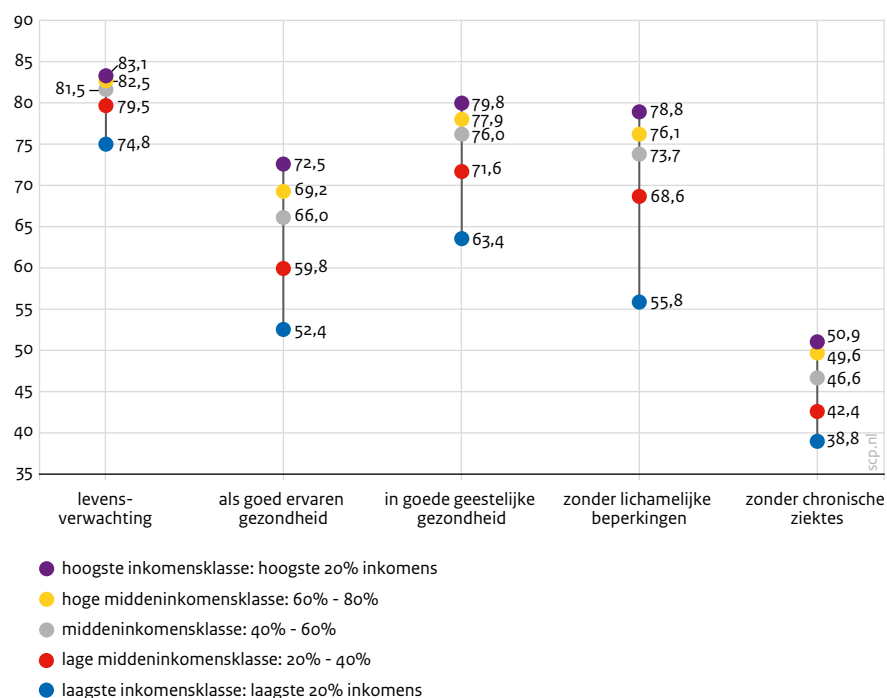
De gezondheidsverschillen tussen inkomensgroepen komen ook tot uiting in de zogenoemde gezonde levensverwachting: het aantal jaren dat mensen verwachten in goede gezondheid te leven. Volgens verschillende definities is ook hier het verschil tussen de inkomenskwintielen meerdere jaren (figuur 3.1, tweede tot laatste kolom). Deze definities zijn gebaseerd op fysieke en mentale gezondheidsmaten.²

Figuur 3.1 Meerdere jaren verschil in levensverwachting tussen inkomensgroepen
Levensverwachting naar geslacht en inkomensgroep, 2014-2017 (in jaren)^a

Paneel A. Vrouwen



Paneel B. Mannen



- a De inkomensklassen zijn op basis van het gestandaardiseerd inkomen. De standaardfout van de geschatte levensverwachting is doorgaans 0,0 jaar en van de als goed ervaren gezondheid en zonder chronische ziektes 0,5 tot 0,7 jaar. Standaardfouten voor 'zonder lichamelijke beperkingen' en 'in goede geestelijke gezondheid' zijn niet beschikbaar. Chronische ziektes omvatten aandoeningen, zoals hartaandoening, kanker, diabetes, hoge bloeddruk en migraine.

Bron: CBS StatLine 2022a

3.2 Verschillen in indicatoren van de algehele en de psychische gezondheid

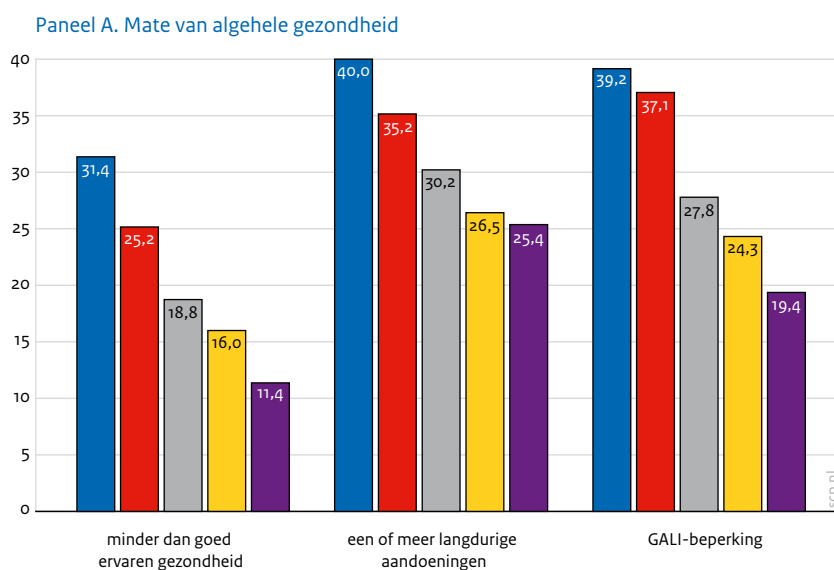
Indicatoren zoals de gezonde levensverwachting houden rekening met gezondheidsproblemen gedurende het hele leven. Indicatoren die meer op de huidige gezondheid gericht zijn, nemen daarentegen potentiële langetermijneffecten van inkomen op gezondheid (of andersom) niet, of niet volledig mee. Gezondheidsverschillen tussen inkomensgroepen zijn niettemin ook hier zichtbaar. Dit geldt voor indicatoren van zowel algehele als psychische gezondheid.

Volgens data van het LISS-panel is de zelfgerapporteerde gezondheid van mensen in het laagste inkomenskwintiel in 2011-2021 gemiddeld 2,9 op een schaal van 1 (zeer slecht) tot 5 (zeer goed).³ In het hoogste inkomenskwintiel is de zelfgerapporteerde gezondheid gemiddeld 3,3. Dit gaat gepaard met een groter aandeel mensen met een laag inkomen dat kampt met een beperking of gezondheidsproblemen. In 2021 gaf 31% in het laagste inkomenskwintiel aan dat ze minder dan een goede gezondheid ervaart, in vergelijking met 11% in het hoogste inkomenskwintiel (figuur 3.2, bovenste rij, linkerkolom).⁴ Een vergelijkbaar patroon is te zien voor twee andere maten van de algemene gezondheid; het aandeel personen met één of meer langdurige aandoeningen en het aandeel personen met een beperking in het dagelijkse leven (GALI-beperking).⁶ Ook komen obesitas en diabetes vaker voor bij mensen met een laag inkomen (CBS 2022e).

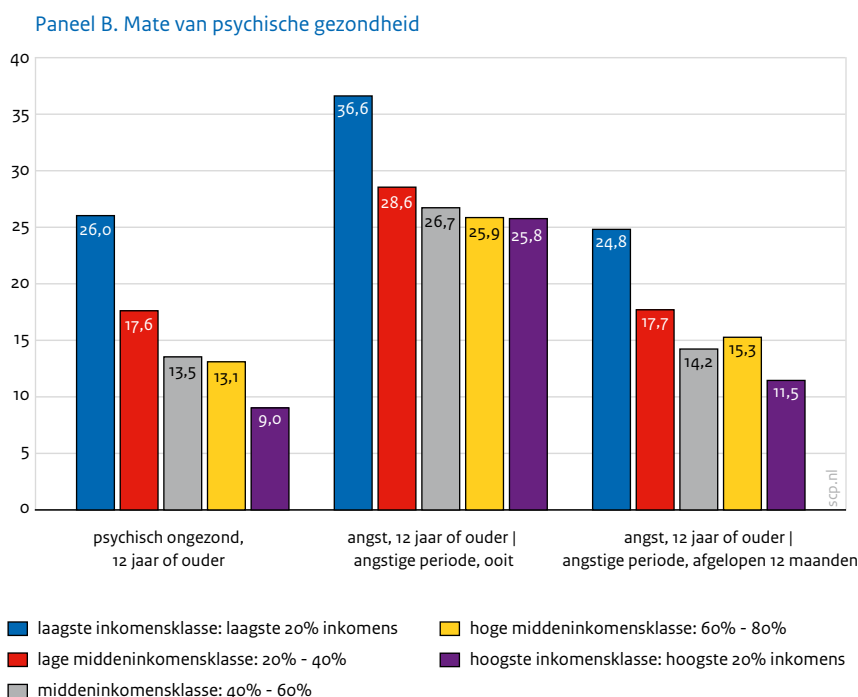
Een soortgelijk beeld ontstaat voor indicatoren van psychische gezondheid (figuur 3.2, onderste rij). Bij de laagste 20% inkomens is ongeveer een op de vier personen van 12 jaar en ouder psychisch ongezond, vergeleken met ongeveer een op de tien van de hoogste 20% inkomens. Ook komen angstige perioden meer voor bij lagere dan hogere inkomensgroepen.

Figuur 3.2 Een lager inkomen gaat gemiddeld gepaard met een slechtere gezondheid

Aandeel personen dat een gezondheidsprobleem rapporteert naar inkomensgroep, verschillende indicatoren, 2021 (in procenten)^a



Figuur 3.2 Een lager inkomen gaat gemiddeld gepaard met een slechtere gezondheid (vervolg)



- a De inkomensklassen zijn op basis van het gestandaardiseerd inkomen. Ervaren gezondheid is gerapporteerd op basis van de antwoordcategorieën zeer goed, goed, gaat wel, slecht en zeer slecht. Een GALI-beperking is de toestand om vanwege problemen met de gezondheid sinds 6 maanden of langer beperkt te zijn in activiteiten die mensen gewoonlijk doen. Als psychisch ongezond geldt een persoon die minder dan 60 scoort op de Mental Health Inventory 5; een internationale standaard voor een specifieke meting van de psychische gezondheid, bestaande uit 5 vragen.

Bron: CBS StatLine 2022f

3.3 Verschillen bij medicijn- en zorggebruik

De gezondheidsverschillen tussen inkomensgroepen komen niet alleen tot uiting in de levensverwachting en het aandeel mensen met gezondheidsproblemen, maar ook in het medicijn- en zorggebruik. Dit geldt zowel voor mannen als vrouwen (tabel 3.1). In het laagste inkomenskwintiel gebruikt 66% van de mannen en 81% van de vrouwen medicijnen. Voor het tweede kwintiel is dit iets hoger, respectievelijk 70% en 82%. Mogelijk speelt hierbij een rol dat het tweede kwintiel gemiddeld vier jaar ouder is dan het eerste kwintiel en dat mondzorg voor minimuminkomens minder toegankelijk blijkt (TK 2021/2022c). Het hoogste inkomenskwintiel heeft het laagste aandeel medicijngebruikers met 61% (mannen) en 74% (vrouwen). In lijn hiermee gebruikt het laagste inkomenskwintiel gemiddeld 40% meer verschillende groepen van medicijnen dan het hoogste inkomenskwintiel.

De indicatoren geven een soortgelijk beeld als het om de mentale gezondheidszorg gaat. In de laagste inkomensgroep komt het gebruik van antidepressiva en van de geestelijke gezondheidszorg (ggz) meer dan twee keer zo vaak voor bij mannen en rond twee keer bij vrouwen in vergelijking met mensen uit de hoogste inkomensgroep. Bij ggz-kosten zijn de verschillen naar inkomen nog groter. De ggz-kosten zijn bij de laagste inkomensgroep 4,7 (mannen) en 2,7 (vrouwen) keer zo hoog als bij de hoogste inkomensgroep.

Een belangrijke kanttekening is dat mensen met mentale problemen – in het bijzonder ggz-gebruikers – ook op de arbeidsmarkt problemen zullen ondervinden en daardoor vaak in het laagste inkomenskwintiel verblijven. In hoofdstuk 4 gaan we nader in op dit soort causale verbanden die een verklaring kunnen zijn voor de geobserveerde gemiddelde samenhang tussen inkomen en gezondheid.

Tabel 3.1 Lagere inkomen hebben gemiddeld hoger medicijn- en zorggebruik

Medicijn- en zorggebruik naar geslacht en inkomensgroep, verschillende indicatoren, personen van 18 jaar en ouder, 2011-2019 (in aantallen, procenten en euro)^a

	inkomensgroep	medicijn- gebruik (aandeel per jaar, %)	medicijn- groepen (aantal per jaar)	antidepressiva- gebruik (aandeel per jaar, %)	ggz-gebruik (aandeel per jaar, %)	ggz-kosten (euro per jaar)
mannen	1 (laagste 20% inkomens)	66	2,1	7,5	8,1	556,0
	2 (20% - 40%)	70	2,2	5,8	4,3	210,6
	3 (40% - 60%)	65	1,8	4,5	3,8	153,0
	4 (60% - 80%)	63	1,6	3,8	3,4	123,5
	5 (hoogste 20% inkomens)	61	1,5	3,1	3,0	97,4
vrouwen	1 (laagste 20% inkomens)	81	2,8	12,1	8,5	477,8
	2 (20% - 40%)	82	2,8	10,5	5,6	246,5
	3 (40% - 60%)	78	2,3	8,6	5,3	200,2
	4 (60% - 80%)	76	2,1	7,3	4,9	163,9
	5 (hoogste 20% inkomens)	74	1,9	5,9	4,5	130,8

a Gecorrigeerd voor jaar *fixed effects*. De inkomensgroepen zijn op basis van het gestandaardiseerd inkomen. Alleen personen van minimaal 18 jaar op 31 december van het observatiejaar. Exclusief instellingsbewoners. Een nadere beschrijving van de databronnen is te lezen in de bijlagen bij hoofdstuk 4, te vinden op www.scp.nl bij dit rapport.

Bron: CBS-microdata; SCP-bewerking

3.4 Verschillen in arbeidsmarktdeelname

Een slechtere gezondheid in de lagere inkomensgroepen wordt soms ook toegeschreven aan stress door slechtere kansen op de arbeidsmarkt (zie bv. Mulder-Vriend et. al 2019; RVS 2020; Van Eijkel et al. 2021). Er is een groot verschil in arbeidsmarktdeelname tussen de laagste 20% inkomens en de overige inkomensgroepen. Het aandeel werkenden in de leeftijdsgroep 25 tot en met 64 jaar is 68% voor het onderste inkomenskwintiel, 89% voor het tweede kwintiel en 94% of meer voor de drie hoogste inkomenskwintielen.⁷

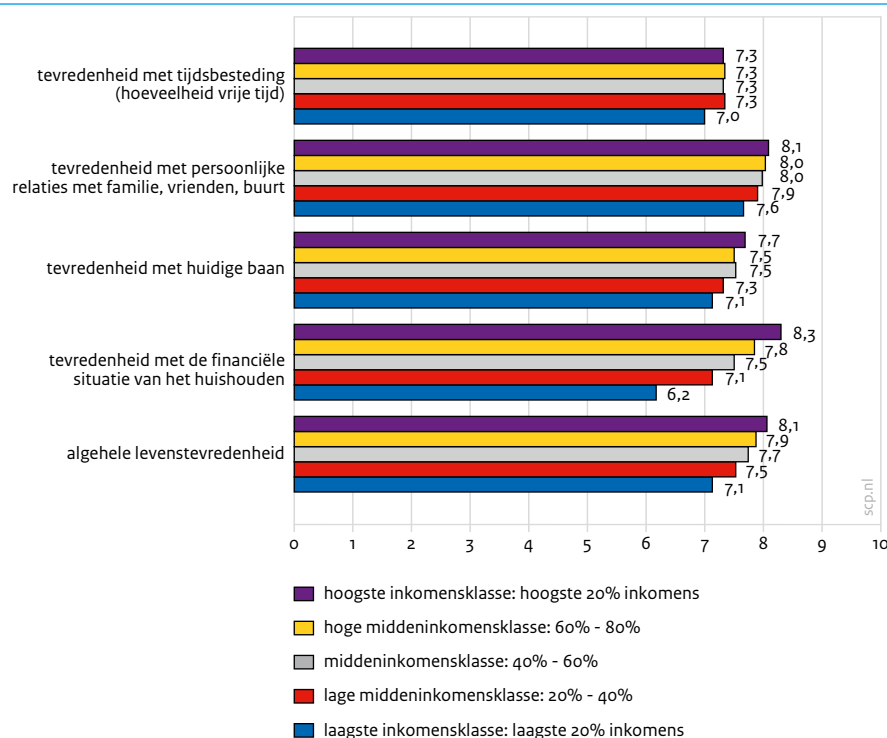
De waargenomen correlatie tussen inkomens- en werkgelegenheidsniveau zal vooral worden bepaald door het voor de hand liggende causale effect van werkgelegenheid op inkomen: wie niet werkt, ontvangt geen loon en heeft dus minder inkomen. De werkloosheids- en arbeidsongeschiktheids-uitkeringen zijn namelijk minder dan 100% van het laatstverdiende loon. Het mogelijke omgekeerde causale effect – dat een inkomenswijziging bijvoorbeeld door inkomensbeleid tot een verandering in werkgelegenheid leidt – is minder duidelijk. In de economische literatuur zijn veel schattingen gemaakt van de omvang van dit soort werkgelegenheidseffecten. In hoofdstuk 5 bepalen we op basis van deze literatuur het verwachte werkgelegenheidsverlies van de minimumloonverhoging. Daarmee berekenen we de doorwerking op de inkomens.

3.5 Verschillen in levenstevredenheid

Hoewel de levenstevredenheid in Nederland gemiddeld relatief hoog is, zijn er structurele verschillen in levenstevredenheid tussen socio-economische groepen. Deze blijken bovendien relatief stabiel te zijn over tijd (Boelhouwer en Vonk 2020). In 2018 was de levenstevredenheid in het laagste inkomenskwintiel gemiddeld 7,1 op een schaal van 0 (volledig ontevreden) tot 10 (volledig tevreden). De overige inkomenskwintielen hadden een gemiddelde van 7,5 of hoger, met een maximum van 8,1 bij de hoogste inkomensgroep (figuur 3.3, onderste rij). De coronapandemie leidde weliswaar tot een lichte dip in levenstevredenheid, maar wijzigde niet de relatieve verschillen. Een uitzondering vormt de groep jongeren, die sterker werd geraakt (CBS 2022h).⁸

De inkomensgroepen verschillen het meeste in hun tevredenheid met de financiële situatie van het huishouden. De gemiddelde tevredenheid was 6,2 voor het laagste en 8,3 voor het hoogste inkomenskwintiel (figuur 3.3, vierde rij). Over het geheel genomen lijken de verschillen in levenstevredenheid tussen inkomensgroepen vrij klein. Het is mogelijk dat dit wordt vertekend, doordat respondenten waardes onder de 5 of 6 zelfs bij zware gezondheidsklachten nauwelijks gebruiken (zie Vrooman et. al (nog te verschijnen)).

Figuur 3.3 Mensen met een lager inkomen zijn gemiddeld minder tevreden met hun leven
Gemiddelde tevredenheid naar inkomensgroep, personen van 18 jaar en ouder, 2018 (schaal 0-10)^a



a De inkomensklassen zijn op basis van het gestandaardiseerd inkomen. Schaal: 0 = volledig ontevreden; 10 = volledig tevreden.

Bron: EUSILC (2018); SCP-bewerking

Samengevat tonen de indicatoren in dit hoofdstuk aan dat er substantiële gemiddelde verschillen zijn tussen inkomensgroepen in gezondheids-, welzijn en andere brede welvaartsaspecten. Deze niet-financiële welvaartsverschillen lijken echter vaak van een beduidend kleinere orde van grootte dan de inkomensverschillen tussen de inkomensgroepen. Het gemiddelde gestandaardiseerde inkomen van de 20% hoogste inkomens is circa vier keer zo hoog als dat van de 20% laagste inkomens.⁹ Dit is een startpunt voor de evaluatie in hoeverre inkomensverschillen leiden tot niet-financiële welvaartsverschillen. Hier gaan we in het volgende hoofdstuk verder op in.

Noten

- 1 Dit verband tussen inkomen en indicatoren voor gezondheid en welzijn is aangetoond in vele studies en in vele verschillende landen. Zie bijvoorbeeld Cummins 2000; Economou en Theodossiou 2011; Bartley 2016; Mackenbach 2012; Mackenbach et al. 2018; Davillas et. al 2019; Weinberg et al. 2021.
- 2 In dit rapport worden de termen geestelijke, mentale en psychische gezondheid door elkaar gebruikt.
- 3 Zie [paragraaf 4.3](#) voor een beschrijving van het LISS-panel.
- 4 Soortgelijke verschillen worden ook gevonden bij de gegevens van het LISS-panel voor 2009 tot en met 2021. Het aandeel mensen met een zelfgerapporteerde slechte of matige gezondheid is 26% voor mannen in het onderste inkomenskwintiel en 11% voor mannen in het bovenste inkomenskwintiel. Voor vrouwen is dit respectievelijk 27% en 12%.
- 5 GALI staat voor *Global Activity Limitation Indicator*. Dit is een internationaal gebruikte en afgestemde indicator voor gezondheidsbeperking.
- 6 Soortgelijke verschillen worden ook gevonden bij de gegevens van het LISS-panel voor 2009 tot en met 2021. Het aandeel mensen met een langdurige ziekte of handicap is 37% voor mannen in het onderste inkomenskwintiel en 28% voor mannen in het bovenste inkomenskwintiel. Voor vrouwen is dit respectievelijk 39% en 28%.
- 7 SCP-berekening op basis van EUSILC 2018. Als 'werkend' wordt hier gedefinieerd: wie een positief loon of inkomen van zzp-werk heeft.
- 8 Soortgelijke verschillen worden ook gevonden bij de gegevens van het LISS-panel die voor de analyse in hoofdstuk 4 zijn gebruikt. De gemiddelde levenstevredenheid op basis van data voor 2009 tot en met 2021 is 6,9 voor mannen in het onderste inkomenskwintiel en 7,7 voor mannen in het bovenste inkomenskwintiel. Voor vrouwen is dit respectievelijk 7,0 en 7,8.
- 9 SCP-berekening op basis van microdata van het LISS-panel 2011 tot en met 2019. Als de inkomenskwintielen op basis van huishoudens in plaats van personen worden ingedeeld, ontstaat een soortgelijk beeld. Het gemiddelde gestandaardiseerde inkomen van het hoogste kwintiel in 2020 is 4,5 keer zo hoog als dit van het laagste kwintiel (CBS Statline 2022b; SCP-bewerking).

4 Het causale effect van inkomenswijzigingen op gezondheid en welzijn

Groepen met een laag inkomen scoren slechter op indicatoren voor gezondheid en welzijn, zo lieten we in het vorige hoofdstuk zien. Voor beleidsmakers is niet zozeer dit verband relevant, als wel de oorzaken ervan. Zo kan de samenhang tussen inkomen en gezondheid twee kanten op werken: een ziekte kan leiden tot baan- en inkomensverlies, maar ook andersom. Bovendien kan een onderliggende factor, zoals een problematische jeugd, ertoe leiden dat iemand zowel een laag inkomen heeft, als ook een ongezonde leefstijl – onafhankelijk van het lage inkomen. Deze verschillende oorzaken hebben hele verschillende beleidsimplicaties. Daarom is het belangrijk om meer inzicht te krijgen in de onderliggende mechanismen. Dat geeft beleidsmakers inzicht of en op welke wijze inkomensmaatregelen zoals de verhoging van het minimumloon en de daaraan gekoppelde uitkeringen doorwerken op de niet-financiële domeinen gezondheid en welzijn.

In dit hoofdstuk beschrijven we eerst de mogelijke onderliggende mechanismen van het verband tussen enerzijds inkomen en anderzijds gezondheid en welzijn. Daarna gaan we deze complexe relatie ontrafelen door het causale effect van inkomenswijzigingen op gezondheid en welzijn (en andersom) te schatten. Dat doen we met Nederlandse register- en surveydata.

4.1 Mechanismen

Er is een omvangrijke literatuur beschikbaar die de onderliggende oorzaken onderzoekt van het verband tussen inkomen (of een andere maatstaf voor sociaal-economische status (SES)) en gezondheid en welzijn.¹ In de literatuur staan drie verschillende hypothesen centraal:

- 1 *Social causation*
- 2 *Social selection*
- 3 *Indirect selection*

Elke hypothese bestaat uit verschillende mechanismen. De verschillende mechanismen kunnen elkaar tegelijkertijd versterken.

4.1.1 *Social causation-hypothese*

Deze hypothese houdt in dat een lager inkomen tot ongunstigere uitkomsten leidt op niet-economische indicatoren (in dit geval op gezondheid en welzijn). Deze causaliteit loopt via verschillende mechanismen:

- Een laag inkomen beperkt financiële mogelijkheden. Dat leidt tot:
 - minder budget om gezondere voeding te kopen. Tussen 2010 en 2020 zijn gezonde producten 21% duurder geworden, terwijl minder gezonde voeding 15% in prijs is gestegen (CBS 2021).
 - minder kans op een gezonde leefomgeving. Denk hierbij aan minder financiële middelen om te verhuizen bij geluidshinder of luchtverontreiniging.
 - minder financiële ruimte om medicijnen te kopen, medische behandelingen te ondergaan of aanvullende zorgverzekeringen af te sluiten. Dit kan leiden tot zorg mijden en dat kan schadelijk zijn voor de gezondheid.²
 - minder financiële mogelijkheden om deel te nemen aan sociale activiteiten en om vrijetijdsproducten of -diensten aan te schaffen. Dit kan een negatief effect hebben op de mentale gezondheid en de levensstevredenheid.
 - minder bestaanszekerheid. Dit leidt tot stress. Zo gaat een lager inkomen gepaard met een grotere kans op schulden en een grotere kans om bij de huidige hoge inflatie onder de armoedegrens terecht te komen.

- Werkenden met een laag inkomen hebben vaker te maken met arbeidsomstandigheden die op den duur schadelijk zijn voor de gezondheid. Denk hierbij aan fysiek zwaar werk, werken met schadelijke stoffen, hoge werkdruk en weinig autonomie. Daarnaast hebben lage inkomens vaker een onzeker, flexibel dienstverband (Commissie Regulering van Werk 2020).
- Mensen kunnen voorkeuren en leefgewoonten overnemen van collega's of buurtgenoten, of deze gemakkelijker in stand houden als deze in de omgeving gebruikelijk zijn. Groepen met een laag inkomen kunnen daarmee terechtkomen in een 'bubbel' met schadelijke leefgewoonten.

4.1.2 Social selection-hypothese

Deze hypothese stelt dat ongunstigere uitkomsten op niet-economische indicatoren (in dit geval: gezondheid en welzijn) leiden tot een lager inkomen. Dit is zowel mogelijk vanuit de vraag- als aanbodzijde van de arbeidsmarkt:

- Mensen met een slechte fysieke of mentale gezondheid zijn minder aantrekkelijk voor werkgevers. Deze groepen hebben daardoor een grotere kans om werkloos te blijven of de arbeidsmarkt te moeten verlaten. Deze *survival of the fittest* verlaagt de inkomenskansen.
- Mensen met een slechte gezondheid hebben minder capaciteiten om geld te verdienen en een grotere kans om voortijdig een opleiding te beëindigen. Deze ongunstige uitgangspositie op de arbeidsmarkt verlaagt de inkomenskansen.

4.1.3 Indirect selection-hypothese

Bij de twee mechanismen die we al bespraken, was steeds sprake van causaliteit:

- 1 Inkomen beïnvloedt niet-economische indicatoren.
- 2 Niet-economische indicatoren beïnvloeden inkomen.

Sommige factoren beïnvloeden echter zowel het inkomen (op volwassen leeftijd) als de niet-economische indicatoren, zonder dat er een direct causaal verband is tussen inkomen en de indicatoren.

Enkele voorbeelden:

- Een hogere leeftijd gaat gepaard met zowel een gemiddeld slechtere gezondheid als een lager inkomen als mensen met pensioen zijn.
- Mannen hebben een lagere levensverwachting dan vrouwen, en een ander inkomensprofiel over hun levensloop.
- Mensen met een impulsieve of ongeduldige persoonlijkheid kiezen vaker voor een opleiding met minder goede arbeidsmarktvooruitzichten of stoppen met een opleiding, wat nadelig kan uitpakken voor hun inkomen. Ook hebben ze vaker een leefstijl die op lange termijn slecht kan uitpakken op niet-economische indicatoren, zoals meer ongezonde voeding eten en roken (Murphy et al. 2014; Kale et al. 2018).
- Kansenongelijkheid bij geboorte. Een nadelige sociaal-culturele omgeving op jonge leeftijd kan leiden tot gezondheidsachterstanden (bv. overgewicht), een lager opleidingsniveau en een sociaal netwerk dat gericht is op een uitkeringssituatie.³ Opgroeien in zo'n omgeving vergroot dus zowel de kans op een slechte gezondheid als een laag inkomen.
- Werkloos zijn leidt enerzijds tot een lager inkomen en anderzijds kan het leiden tot eenzaamheid door het ontbreken van contact met collega's of stress door angst voor een langere loopbaanonderbreking.⁴
- Een taalachterstand verslechtert de arbeidsmarktpositie en kan tegelijkertijd leiden tot een sociaal isolement.
- Genetische aanleg of de opvoeding kan effect hebben op i) het leervermogen om kennis op te doen over gezondheid en ii) vakkennis op te doen tijdens de opleiding en in de werksituatie, wat leidt tot een hoger inkomen.

4.1.4 Samenspel van mechanismen

De mechanismen in de drie hypothesen kunnen elkaar versterken. De sterkte van elk mechanisme hangt onder meer af van de:

- **Horizon.** Het is denkbaar dat grote gezondheidsproblemen binnen enkele jaren een effect hebben op de inkomenspositie, terwijl – omgekeerd – inkomenseffecten pas na vele jaren een meetbaar effect hebben op de gezondheid. Sommige mechanismen spelen per definitie pas op lange termijn, zoals effecten van inkomen van ouders op toekomstige uitkomsten van hun kinderen op volwassen leeftijd.
- **Populatie.** De omvang van de mechanismen is niet voor iedereen hetzelfde, bijvoorbeeld door

verschillen per leeftijd, geslacht en financieel vermogen. Iemand met een laag inkomen en veel spaargeld is financieel minder kwetsbaar dan iemand zonder spaargeld, wat kan doorwerken op de gezondheid (*social causation*). Een ander voorbeeld is dat werkgeversvoorkeuren een bepalender rol spelen voor het inkomen van jongeren (*social selection*) dan dat van ouderen.

- **Inkomensdefinitie.** Het effect van ieder mechanisme kan afhangen van de inkomensdefinitie die wordt gehanteerd. Zo bevat het gestandaardiseerd inkomen ook partnerinkomen, terwijl partnerinkomen niet is inbegrepen in het persoonlijk inkomen. Dit kan van belang zijn, omdat partnerinkomen wellicht een kleiner effect heeft op gezondheid en welzijn dan persoonlijk inkomen.

We richten ons in dit onderzoek op het effect van inkomensbeleid op gezondheid en welzijn. Daarom zijn we vooral geïnteresseerd in het *social causation*-effect: Wat doet een inkomensverandering op het gebied van gezondheid en welzijn?

4.2 Causale inkomenseffecten op gezondheid en welzijn in de literatuur

Ons onderzoek hangt samen met twee typen literatuur.⁵¹⁶ Het eerste type is literatuur over dynamische panel-datamodellen om effecten van inkomenswijzigingen te schatten. Dit zijn inkomenswijzigingen in de meest algemene zin, dus ongeacht de oorzaak van de inkomenswijziging en omvat alle inkomenssoorten (zoals arbeidsinkomen en uitkeringen). Het tweede type is literatuur over event study's om effecten van wijzigingen in het wettelijk minimumloon (WML) te schatten. Op beide typen literatuur gaan we nu nader in.

4.2.1 Dynamisch panelmodel voor inkomenswijzigingen

Met micropaneldata kan het inkomenseffect op een indicator worden bepaald. In een zogenoemd dynamisch panelmodel (zie bijlage B4.1, te vinden via www.scp.nl bij dit rapport) wordt daarbij gecorrigeerd voor omgekeerde causaliteit, dus voor een mogelijk effect van de indicator op inkomen. Studies die deze methode toepassen verschillen in een aantal opzichten van elkaar. Sommige studies gebruiken arbeidsinkomen als inkomensvariabele, terwijl andere het gestandaardiseerd huishoudinkomen gebruiken. Enkele studies maken onderscheid tussen permanente en tijdelijke inkomensschokken. Andere studies kijken naar het effect van inkomensonzekerheid.

Er is geen reden om te betwijfelen dat er een verband ('correlatie') is tussen inkomen en gezondheid, zoals we bespraken in hoofdstuk 3. Maar de bevindingen over causale effecten zijn beduidend minder uitgesproken. Bovendien hangen de bevindingen sterk af van de onderzoeksopzet (Gunasekara et al. 2011). Zo geeft een hoog en stabiel huishoudinkomen een betere gezondheid (Akanni et al. 2022), en geldt hetzelfde voor een hoger arbeidsinkomen (Meraya et al. 2018; Aittomäki et al. 2012). Omgekeerd versterkt de inkomensdaling bij baanverlies het negatieve effect van baanverlies op gezondheid (Tøge 2016). Desondanks zijn er ook studies die alleen een causaal effect vinden voor specifieke groepen, zoals gehuwden (Halliday 2017) of oudere mannen (Kim en Mitra 2022). Daarnaast kan het causale effect van inkomen op gezondheid en welzijn veranderen over tijd (Akanni et al. 2022).

Sommige studies vinden geen enkel causaal verband op gezondheid binnen de onderzochte termijn van enkele jaren (Adda et al. 2009; Foverskov en Holm 2016). Het is echter ook mogelijk dat causale effecten zich pas manifesteren na een langere termijn. Hierop sluit de bevinding aan dat de inkomenssituatie waarin een kind opgroeit een belangrijk effect kan hebben op de latere gezondheid van deze persoon (Economou en Theodossiou 2011).

Het omgekeerde effect van gezondheid op inkomen is minder vaak onderzocht. Hierbij zijn er eveneens wisselende bevindingen, variërend van een zwak, maar significant causaal effect (Aittomäki et al. 2012) tot geen causaal effect (Foverskov en Holm 2016). Als besteedbaar inkomen als inkomensmaatstaf wordt genomen, is het effect van gezondheid op inkomen relatief zwak (Kröger et al. 2015).

4.2.2 Event study: Wettelijk minimumloon

Het wettelijk minimumloon (WML) is een heet hangijzer in politieke debatten, niet in de laatste plaats door uiteenlopende inzichten in de economische wetenschap.⁷ Lange tijd werd aangenomen dat een verhoging van het minimumloon een groot risico geeft op een groot banenverlies, vanwege de toenemende loonkosten voor werkgevers. De laatste jaren is er consensus ontstaan dat dit banenverlies minder groot is dan eerder werd aangenomen (Dube 2019; CPB 2020). Het banenverlies speelt met name in sectoren die gericht zijn op buitenlandse export (Cengiz et al. 2019). Wel verschillen de meningen over hoe groot het baanverlies precies is (Neumark en Shirley 2022).

Andere studies concentreren zich op de niet-economische effecten van wijzigingen die in het verleden werden doorgevoerd in het WML (zie voor een overzicht Leigh et al. 2019; Leigh 2021). Deze studies zijn voornamelijk gebaseerd op bevindingen van de invoering van het WML in het Verenigd Koninkrijk in 1999 en Duitsland in 2015. Ook zijn er studies die aanpassingen van het WML in verschillende Amerikaanse staten onderzoeken. In Nederland is er sinds de invoering van het WML in 1969 nooit een substantiële wijziging in geweest (CBS 2019). Wel kan in cao's het aantal werkuren per week zijn gewijzigd. Hierdoor kan binnen een sector het wettelijk minimumloon per uur wel zijn veranderd.⁸

Ook in dit geval hangen de bevindingen af van de onderzoeksopzet. Sommige studies vinden een effect van een WML-verhoging op verschillende gezondheidsmaatstaven (Reeves et al. 2017; Lenhart 2017) of op de mentale gezondheid (Kuroki 2021). Daarentegen wordt er geen significant effect op mentale en fysieke gezondheid van de WML-verhoging gevonden in de jaren 2016 tot en met 2018 in het Verenigd Koninkrijk (Maxwell et al. 2022).

Sommige studies rapporteren tegengestelde bevindingen. Zo vinden Horn et al. (2017) negatieve effecten van een WML-verhoging op de mentale gezondheid van mannen en niet van vrouwen. Met een vrijwel identieke onderzoeksopzet vinden Sigaud et al. (2022) echter positieve effecten op de mentale en fysieke gezondheid van vrouwen, en negatieve effecten voor mannen. De auteurs geven als verklaring voor de verschillende resultaten dat het verband tussen inkomen en gezondheid anders is in hun onderzoeksperiode, die de jaren 2011 tot en met 2019 besloeg, terwijl Horn et al. (2017) de jaren 1993 tot 2014 onderzochten. Sigaud et al. (2022) suggereren dat dit mogelijk komt doordat man/vrouw-verschillen binnen sectoren in de afgelopen jaren kleiner zijn geworden.

4.3 Methodologie en data

We schatten in dit onderzoek de causale effecten van inkomenswijzigingen op indicatoren voor gezondheid en welzijn met een zogenoemd dynamisch paneldatamodel. Dat doen we op basis van Nederlandse paneldata met jaarcijfers op persoonsniveau.⁹ Deze methode gebruikt tijdsverschillen in de variabelen. Dit heeft als gevolg dat tijdsonafhankelijke kenmerken (de *fixed effects*) wegvallen als verklarende variabele.¹⁰ Daardoor worden alleen de *within individuals*-effecten geschat, en niet de *between individuals*-effecten. De methode gebruikt vertraagde verklarende variabelen als instrument. Hierdoor is het effect van inkomen op gezondheid of welzijn (*social causation*) te scheiden van het omgekeerde effect van gezondheid of welzijn op inkomen (*social selection*).¹¹

Met de beschikbare data schatten we het *social causation*-effect binnen een periode van vier jaar. Dit is in lijn met het onderzoek van Kim en Mitra (2022) en vergelijkbaar met de vijf jaar in Foverskov en Holm (2016). Effecten over een langere periode, waaronder ouder-op-kind-effecten, vallen buiten de scope van ons onderzoek. We bepalen afzonderlijke effecten voor mannen en vrouwen, omdat in eerdere literatuur verschillen per geslacht zijn gevonden¹² en de beschrijvende statistieken verschillen per geslacht laten zien (zie [tabel 3.1](#) in hoofdstuk 3 en tabel 4.1).

In de literatuur worden effecten geschat met verschillende inkomensdefinities:

- arbeidsinkomen (Halliday 2017; Kim en Mitra 2022)
- uitkeringen (Cylus et al. 2015; Kuka 2020; Sun et al. 2021)
- gestandaardiseerd inkomen dat alle inkomenssoorten op huishoudensniveau meeneemt (Adda en et al. 2009; Akanni et al. 2022; Economou en Theodossiou 2011)
- meerdere soorten inkomen afzonderlijk (Meraya et al. 2018)

In ons basismodel hanteren we het gestandaardiseerd inkomen als inkomensdefinitie. Dit inkomensbegrip sluit het best aan bij wat mensen zich kunnen veroorloven, omdat dit het gehele besteedbare huishoudinkomen meeneemt en voor huishoudgrootte en -samenstelling corrigeert (zie [5.2.4](#)).¹³ Een kanttekening hierbij is dat ook partnerinkomen en inkomen uit vermogen is inbegrepen, terwijl dit inkomen misschien een minder sterke relatie heeft met de eigen gezondheid en welzijn dan persoonlijk arbeidsinkomen. We doen daarom voor werknemers een gevoeligheidsanalyse. Hierbij nemen we persoonlijk arbeidsinkomen (primair inkomen excl. inkomen uit vermogen) als inkomensdefinitie. Daarnaast voeren we voor werknemers een gevoeligheidsanalyse uit met het bruto uurloon. In alle gevallen meten we inkomens over een heel jaar, zoals gebruikelijk is in de literatuur. In alle varianten rekenen we bedragen om naar bedragen in het laatste waargenomen jaar en nemen daarvan de logaritme.¹⁴

Als **objectieve** indicatoren voor **algemene gezondheid** gebruiken we:

- 1 wel/geen gebruik van medicijnen
- 2 het aantal medicijngroepen dat wordt gebruikt¹⁵

Onze **objectieve** indicatoren voor **mentale gezondheid** zijn:

- 1 wel/geen gebruik van antidepressiva
- 2 wel/geen gebruik van geestelijke gezondheidszorg (ggz)
- 3 ggz-kosten¹⁶

De voorgaande variabelen komen uit registratiegegevens van de gehele Nederlandse bevolking. Daarnaast gebruiken we een aantal variabelen van het LISS-panel. Voor **subjectieve gezondheid** zijn dit:

- 1 zelfgerapporteerde gezondheid
- 2 zelfgerapporteerde beperking door langdurige ziekte of handicap

Als **welzijnsmaatstaf** gebruiken we subjectieve levenstevredenheid waarbij respondenten op een schaal van 0 tot en met 10 aangeven hoe tevreden ze zijn met het leven. Een nadere beschrijving van de databronnen is te vinden in bijlage B4.2.

Tabel 4.1 geeft gemiddelden en standaarddeviaties van de belangrijkste variabelen. Ongeveer 77% van de personen gebruikt minimaal één medicijn in een jaar. Velen gebruiken meerdere medicijnen, waardoor het aantal medicijngroepen gemiddeld 2,5 is. De gemiddelde kosten van geestelijke gezondheidszorg zijn circa 215 euro per jaar. Deze kosten zijn sterk geconcentreerd bij een kleine groep, want het gebruik van geestelijke gezondheidszorg ligt bij 4%. Het gebruik van antidepressiva is eveneens sterk geconcentreerd onder een kleine groep.

Voor de uitkomstmaten uit het LISS-panel (subjectieve gezondheid, of men een handicap ervaart en levenstevredenheid) zijn beduidend minder waarnemingen beschikbaar, omdat dit survey-data is. Opvallend is dat ongeveer een op de vijf een slechte of matige gezondheid rapporteert, terwijl een dubbel zo grote groep aangeeft een langdurige ziekte of handicap te hebben. In bijlage B4.3 zijn de beschrijvende statistieken uitgesplitst naar leeftijdsgroep en werkstatus (tabel B4.2) en de correlaties van de variabelen (tabel B4.3).

Tabel 4.1 Beschrijvende statistieken van de gebruikte indicatoren en inkomen
Uitgesplitst naar geslacht (in aantallen, procenten en euro per jaar)^a

	mannen			vrouwen		
	gem.	st.dev.	n	gem.	st.dev.	n
volledige sample						
medicijngebruik (aandeel per jaar, %)	73,1	44,3	1.476.662	81,3	39,0	1.574.307
medicijn groepen (aantal per jaar)	2,3	2,2	1.476.662	2,8	2,3	1.574.307
antidepressivagebruik (aandeel per jaar, %)	6,0	23,8	1.476.662	11,0	31,3	1.574.307
ggz-gebruik (aandeel per jaar, %)	3,5	18,5	1.476.662	4,5	20,6	1.574.307
ggz-kosten (euro per jaar)	202,1	2764,9	1.476.662	233,3	2825,8	1.574.307
gestandaardiseerd besteedbaar huishoudinkomen (duizenden euro per jaar)	33,5	39,3	1.475.798	31,9	35,0	1.573.969
zelfgerapporteerde slechte of matige gezondheid (aandeel per jaar, %)	19,5	39,6	7.925	21,8	41,3	8.024
langdurige ziekte of handicap (aandeel per jaar, %)	39,7	48,9	7.925	40,6	49,1	8.021
levenstevredenheid (schaal 0-10)	7,4	1,4	7.725	7,4	1,4	7.893
gestandaardiseerd netto huishoudinkomen (duizenden euro per jaar)	26,1	11,5	7.925	24,9	37,9	8.024

* = significant op 10%; ** = significant op 5%; *** = significant op 1%.

a Alle personen minimaal 18 jaar (gemeten op 31 december) en in vijf achtereenvolgende jaren maximaal 0,1-punt jaarlijkse wijziging in equivalentiefactor. Geen instellingsbewoners. Ggz-kosten en gestandaardiseerd besteedbaar huishoudinkomen (kort: 'gestandaardiseerd inkomen') in prijzen 2019. Gestandaardiseerd netto huishoudinkomen in prijzen 2021.

Bron: CBS-microdata 2011-2020, LISS-microdata 2009-2021; SCP-bewerking

4.4 Resultaten

Als een inkomenswijziging effect heeft op een bepaalde indicator voor gezondheid of welzijn, dan is op zijn minst te verwachten dat inkomen gecorreleerd is met deze indicator. Uit ons onderzoek blijkt dat dit het geval is voor zowel mannen als vrouwen. Een hoger inkomen wordt – ook na correctie voor leeftijd en waarnemingsjaar – geassocieerd met betere uitkomsten voor gezondheid en welzijn (tabel 4.2 en tabel B4.4 in bijlage B4.4).

Dit verband is echter niet heel sterk. Zo is in tabel 4.2 te zien dat een 10% hoger inkomen bij mannen geassocieerd wordt met gemiddeld 0,156 procentpunt minder medicijngebruikers, 0,2 procentpunt minder gebruikers van antidepressiva en 1,5% lagere ggz-kosten. Bij vrouwen wordt een 10% hoger inkomen geassocieerd met gemiddeld 0,173 procentpunt minder ggz-gebruikers en 1,43% lagere ggz-kosten.

De indicatoren uit het LISS-panel hebben soms een wat sterker verband met inkomen, maar ook dit verband is niet bijzonder sterk, en vaak niet significant. Dit kan ook aan de relatief kleine steekproef liggen. Een hoger inkomen van 10% gaat bij mannen gepaard met een 0,497 procentpunt kleiner aandeel dat een slechte of matige gezondheid rapporteert. Voor vrouwen is dit 0,360 procentpunt.

Tabel 4.2 Klein positief verband tussen inkomen en gezondheid/welzijn

Coëfficiënt uit cross-sectionele regressies van indicatoren voor gezondheid of welzijn op inkomen naar geslacht, verschillende indicatoren, personen van 18 jaar en ouder (in aantallen, procenten en euro)^a

	mannen				vrouwen			
	b	t	R ²	n	b	t	R ²	n
volledige sample								
medicijngebruik (aandeel per jaar, %)	-1,56***	-18,53	0,130	1.475.798	-2,02***	-23,14	0,0642	1.573.969
medicijn groepen (aantal per jaar) ^b	-0,0509***	-35,61	0,263	1.475.798	-0,0757***	-42,53	0,169	1.573.969
antidepressiva-gebruik (aandeel per jaar, %)	-2,00***	-37,85	0,0052	1.475.798	-3,05***	-39,76	0,0066	1.573.969
ggz-gebruik (aandeel per jaar, %)	-1,82***	-41,78	0,0110	1.475.798	-1,73***	-37,39	0,0122	1.573.969
ggz-kosten (euro per jaar) ^b	-0,15***	-42,23	0,0116	1.475.798	-0,143***	-38,35	0,0126	1.573.969
zelfgerapporteerde slechte of matige gezondheid (aandeel per jaar, %)	-4,97***	-3,50	0,0326	7.996	-3,60**	-3,22	0,0215	8.090
langdurige ziekte of handicap (aandeel per jaar, %)	-2,69	-1,67	0,0557	7.994	-1,13	-0,90	0,0219	8.087
levenstevredenheid (schaal 0-10)	0,235**	2,89	0,0303	7.500	0,191***	3,78	0,0243	7.590

* = significant op 10%; ** = significant op 5%; *** = significant op 1%.

a OLS op panel met personen en jaren. Clusters per persoon. Gecorrigeerd voor jaar *fixed effects* en leeftijd. Alle personen minimaal 18 jaar (gemeten op 31 december) en in vijf achtereenvolgende jaren maximaal 0,1-punt jaarlijkse wijziging in equivalentiefactor. Equivalentiefactoren als in CBS (2020). Geen instellingsbewoners. Bovenste vijf variabelen: ggz-kosten en als inkomen het gestandaardiseerd besteedbaar huishoudinkomen (kort: 'gestandaardiseerd inkomen'), in prijzen 2019. Onderste drie variabelen met als inkomen het gestandaardiseerd netto huishoudinkomen, in prijzen 2021.

b Als logaritme.

Bron: CBS-microdata 2011-2020, LISS-microdata 2009-2021; SCP-bewerking

Vanuit beleidsoogpunt is het voornamelijk van belang of er een causaal verband is van inkomen op de indicatoren. De associaties in tabel 4.2 betekenen echter niet noodzakelijkerwijs dat er ook een causaal verband is van inkomen op de indicatoren, zoals we bespraken aan de hand van de drie hypothesen in [paragraaf 4.1](#).

In tabel 4.3 geven we daarom de schattingen weer met het dynamisch panelmodel, waarmee causale effecten worden geschat.¹⁷ Deze tabel toont de causale effecten van gestandaardiseerd inkomen op de indicatoren voor gezondheid en welzijn (*social causation*). De effecten zijn steeds gemeten als het cumulatieve effect over de eerstvolgende vier jaar na inkomenswijziging.

Inkomenswijzigingen hebben vrijwel geen causaal effect op de indicatoren, tenminste niet in de eerste vier jaar die wij onderzoeken. De enkele significante effecten zijn onder andere te vinden bij het ggz-gebruik van jonge en oudere vrouwen. Zo leidt een 10% hoger inkomen onder vrouwen jonger dan 30 jaar gemiddeld tot 0,162 procentpunt minder ggz-gebruikers en 1,22% lagere ggz-kosten. Bij vrouwen boven de AOW-leeftijd zijn deze effecten omgekeerd met respectievelijk 0,0408 procentpunt meer ggz-gebruikers en 0,325% hogere ggz-kosten. Verder is er ook een significant maar klein effect van inkomen op het aantal medicijn groepen van werkloze vrouwen en op het medicijngebruik van vrouwen

boven de AOW-leeftijd: deze dalen met respectievelijk 0,877% en 0,0885 procentpunt bij een 10% hoger inkomen. Voor geen van beide groepen geldt dat zowel het medicijngebruik als het aantal medicijn-groepen significant afneemt.

Tabel 4.3 Nauwelijks causaal effect van inkomenswijzigingen op gezondheid en welzijn
Som van coëfficiënten in eerste vier jaar in dynamische paneldata-regressies van indicatoren voor gezondheid of welzijn op inkomenswijzigingen, naar geslacht, werkstatus en leeftijdsgroep, personen van 18 jaar en ouder (in aantallen, procenten en euro)^a

	mannen			vrouwen		
	b	t	n	b	t	n
werknemer, tussen 30 jaar en AOW-leeftijd						
medicijngebruik (aandeel per jaar, %)	0,66	0,686	483.782	0,526	0,642	450.195
medicijn groepen (aantal per jaar) ^b	0,000957	0,0885	483.782	0,00978	0,976	450.195
antidepressivagebruik (aandeel per jaar, %)	-0,102	-0,437	483.782	-0,178	-0,689	450.195
ggz-gebruik (aandeel per jaar, %)	0,434	1,242	483.782	0,402	1,354	450.195
ggz-kosten (euro per jaar) ^b	0,0267	1,032	483.782	0,0341	1,549	450.195
zelfgerapp. slechte of matige gezondheid (aandeel per jaar, %)	2,82	0,882	2.483	-1,44	-0,491	2.061
langdurige ziekte of handicap (aandeel per jaar, %)	-3,52	-0,953	2.482	0,651	0,331	2.061
levenstevredenheid (schaal 0-10)	0,0827	0,507	2.347	-0,0157	-0,0939	1.978
werkloos (bijstand of WW), tussen 30 jaar en AOW-leeftijd						
medicijngebruik (aandeel per jaar, %)	-0,274	-0,0738	34.198	-1,37	-0,836	37.249
medicijn groepen (aantal per jaar) ^b	-0,00398	-0,0951	34.198	-0,0877**	-2,06	37.249
antidepressivagebruik (aandeel per jaar, %)	-1,17	-0,981	34.198	-0,144	-0,066	37.249
ggz-gebruik (aandeel per jaar, %)	-1,5	-0,789	34.198	-2,46	-0,85	37.249
ggz-kosten (euro per jaar) ^b	-0,0445	-0,304	34.198	-0,143	-0,637	37.249
zelfgerapp. slechte of matige gezondheid (aandeel per jaar, %)	#	#	38	#	#	49
langdurige ziekte of handicap (aandeel per jaar, %)	#	#	38	#	#	49
levenstevredenheid (schaal 0-10)	#	#	29	#	#	41
leeftijd tot 30 jaar						
medicijngebruik (aandeel per jaar, %)	0,652	1,004	68.386	0,655	0,835	49.111
medicijn groepen (aantal per jaar) ^b	0,00186	0,296	68.386	0,00356	0,406	49.111
antidepressivagebruik (aandeel per jaar, %)	-0,0917	-1,025	68.386	-0,314*	-1,853	49.111
ggz-gebruik (aandeel per jaar, %)	0,0641	0,276	68.386	-1,62***	-3,46	49.111
ggz-kosten (euro per jaar) ^b	0,00583	0,323	68.386	-0,122***	-3,388	49.111
zelfgerapp. slechte of matige gezondheid (aandeel per jaar, %)	-0,106	-0,231	189	1,15	0,692	276
langdurige ziekte of handicap (aandeel per jaar, %)	-0,108	-0,128	188	-2,42	-0,844	276
levenstevredenheid (schaal 0-10)	0,0825	1,001	205	0,108**	2,187	337

Tabel 4.3 Nauwelijks causaal effect van inkomenswijzigingen op gezondheid en welzijn (vervolg)

	mannen			vrouwen		
	b	t	n	b	t	n
vanaf AOW-leeftijd						
medicijngebruik (aandeel per jaar, %)	0,429	0,938	410.361	-0,885**	-2,076	486.384
medicijn groepen (aantal per jaar) ^b	-0,000431	-0,0606	410.361	0,00237	0,303	486.384
antidepressivagebruik (aandeel per jaar, %)	-0,317	-1,16	410.361	-0,0787	-0,255	486.384
ggz-gebruik (aandeel per jaar, %)	-0,0316	-0,258	410.361	0,408**	2,454	486.384
ggz-kosten (euro per jaar) ^b	-0,00572	-0,636	410.361	0,0325***	2,809	486.384
zelfgerapp. slechte of matige gezondheid (aandeel per jaar, %)	0,538	1,024	2.532	-1,56	-0,335	2.041
langdurige ziekte of handicap (aandeel per jaar, %)	0,19	0,143	2.532	1,12	0,613	2.039
levenstevredenheid (schaal 0-10)	-0,093***	-2,845	2.169	-0,0288	-0,423	1.717

* = significant op 10%; ** = significant op 5%; *** = significant op 1%.

a System GMM op panel met personen en jaren. Clusters per persoon. Gecorrigeerd voor jaar fixed effects en leeftijd (lineair en kwadratisch). Alle personen minimaal 18 jaar (gemeten op 31 december) en in vijf achtereenvolgende jaren i) vallend onder dezelfde werkstatus en leeftijdsgroep en ii) maximaal 0,1-punt jaarlijkse wijziging in equivalentiefactor. Equivalentiefactoren als in CBS (2020). Geen instellingsbewoners. Bovenste vijf variabelen: ggz-kosten en als inkomen het gestandaardiseerd besteedbaar huishoudinkomen (kort: 'gestandaardiseerd inkomen'), in prijzen 2019. Onderste drie variabelen met als inkomen het gestandaardiseerd netto huishoudinkomen, in prijzen 2021.

b Als logaritme.

Te weinig waarnemingen om coëfficiënten te kunnen schatten.

Bron: CBS-microdata 2011-2020, LISS-microdata 2009-2021; SCP-bewerking

De vrij kleine associaties in tabel 4.2 (en in tabel B4.4 in bijlage B4.4) kunnen dus nauwelijks worden verklaard door de veelal niet-significante causale effecten in tabel 4.3. Wel zijn de causale effecten voor sommige indicatoren wat sterker voor het zelf verdiende inkomen van werknemers (tabel B4.5 en tabel B4.6) vergeleken met de effecten van hun gestandaardiseerd inkomen in tabel 4.3. De omvang van alle effecten is echter vrij gering. Hetzelfde geldt als we kijken naar afzonderlijke inkomensgroepen (tabel B4.7 en tabel B4.8). Ook daar zijn de effecten vrij klein.

Van generiek inkomensbeleid is dus weinig winst op gezondheid en welzijn te verwachten, althans niet binnen de onderzochte termijn van vier jaar. In de bijlage (tabel B4.9) laten we zien dat dit *social causation*-effect wel voor meerdere indicatoren significant is als ook de inkomenswijzigingen worden meegenomen die voortkomen uit een wijziging in werkstatus, bijvoorbeeld het verliezen van een baan. Deze transities zijn in tabel 4.3 expliciet uitgesloten.¹⁸ Verder laat de bijlage (tabel B4.10) voor werknemers en jongeren een duidelijker *social selection*-effect zien dan een *social causation*-effect. Een mogelijke verklaring voor dit omgekeerde causale effect is dat deze groepen in het geval van gezondheidsproblemen minder vaak promotie op hun werk zullen maken.

Deze observaties helpen om de positieve associatie in tabel 4.2 tussen enerzijds inkomen en anderzijds gezondheid en welzijn verder te verklaren.

4.5 Conclusies

De gemiddelde positieve samenhang tussen enerzijds inkomen en anderzijds gezondheid en welzijn die we vonden in hoofdstuk 3, blijft bestaan als we naar de microdata kijken en corrigeren voor verschillen in de leeftijdssamenstelling. We vinden namelijk een significant verband: hoe hoger het inkomen, hoe beter de gezondheid en het welzijn gemiddeld zijn, waarbij inkomen, gezondheid en welzijn in hetzelfde jaar zijn gemeten (tabel 4.2).

Dit verband is echter duidelijk zwakker dan we op basis van de verschillen in gezondheid en welzijn tussen inkomensgroepen verwachtten. De reden hiervoor is met name dat we in dit hoofdstuk het verband tussen inkomen en gezondheid of welzijn op individueel niveau bekeken en dus ook variatie binnen inkomensgroepen meenamen. Dit maakt het verband tussen inkomen en gezondheid of welzijn voor alle indicatoren minder sterk dan de gemiddelde verschillen tussen inkomensgroepen in hoofdstuk 3.¹⁹

Onze paneldata-analyse laat zien dat het licht positieve verband tussen enerzijds inkomen en anderzijds gezondheid en welzijn nauwelijks te verklaren is met de causale effecten van inkomenswijzigingen op de indicatoren binnen een periode van vier jaar (tabel 4.3). Dit is in lijn met eerdere literatuur. Een mogelijke verklaring is dat een inkomensverhoging bij de ene persoon leidt tot minder stress en een betere gezondheid, terwijl een ander meer ongezonde producten koopt (zoals alcohol en tabakswaaren), waardoor de gezondheid juist verslechtert.

De vervolgvraag is hoe het verband dat te zien is in tabel 4.2 dan wél verklaard kan worden. Er zijn een aantal mogelijke verklaringen hoe op de lange termijn een licht significant verband tussen enerzijds inkomen en anderzijds gezondheid en welzijn tot stand kan komen. Daarbij benadrukken we dat het relatieve belang van deze verklaringen buiten de scope van ons onderzoek valt. De eerste verklaring is dat er wel een causale samenhang bestaat van wijzigingen in inkomen op gezondheid of welzijn, maar dat dit verband al binnen hetzelfde jaar optreedt. Zo'n korte termijn kunnen we in onze analyse op basis van jaardata niet meenemen. Vermoedelijk speelt dit hooguit een beperkte rol, omdat het causale effect in de eerste jaren daarna ook zeer beperkt is.

De tweede mogelijke verklaring is dat de effecten van inkomenswijzigingen op gezondheid en welzijn later optreden dan de maximale periode van vier jaar die wij onderzoeken, of dat het langdurige niveau van inkomen belangrijk is. Zo kan langdurige stress door een laag inkomen zich pas na vele jaren uiten in een slechtere gezondheid (zie bv. Schneiderman et al. 2005). Hierdoor zou het uiteindelijke cumulatieve effect groter kunnen zijn dan wij schatten.

Ten derde zijn de berekende causale effecten onder de restrictie dat de inkomenswijziging *niet* samengaat met een verandering in werkstatus. In veel gevallen gaat inkomensverlies echter samen met bijvoorbeeld baanverlies. Als we zulke inkomenswijzigingen wel meenemen, dan is er beduidend vaker een significant effect van inkomen op gezondheid en welzijn (tabel B4.9 in de bijlage).

Een vierde verklaring zijn de omgekeerde causale effecten, dus het effect van wijzigingen in gezondheid of welzijn op inkomen. Binnen een periode van vier jaar is dit effect vooral bij vrouwen vaker significant (tabel B4.10 in de bijlage) dan het effect andersom (tabel 4.3). In beide gevallen geldt de restrictie van een onveranderde werkstatus.

De vijfde mogelijke verklaring is dat de *indirect selection*-hypothese van toepassing is. In dat geval leiden onderliggende factoren als opvoeding, sociaal-culturele omgeving en karaktereigenschappen (bv. impulsiviteit) tot zowel een laag inkomen als slechte gezondheid en welzijn, zonder dat er een causaal verband bestaat tussen inkomen en gezondheid en welzijn.

Noten

- 1 Zie bijvoorbeeld Macintyre 1997; Johnson et al. 1999; Macintyre 2000; Marmot 2005; Aittomäki et al. 2012; Mossakowski 2014; Kröger et al. 2015; Bartley 2016; Foverskov en Holm 2016; Hoffman et al. 2019; Mackenbach 2019; Lundberg 2020; Kelly-Irving et al. 2023. Verder is er recente Nederlandse literatuur die gezondheidsverschillen verklaart met zogenoemde group model building (Luijben et al. 2019; Reumers et al. 2022). Met deze methode brengen wetenschappers en diverse stakeholders gezamenlijk de kwalitatieve mechanismen in kaart.
- 2 Zorg mijden uit kostenoverwegingen blijkt in Nederland een beperkte en afnemende rol te spelen (Hulst et al. 2021). Niettemin gebeurt het wel. Zorg mijden uit kostenoverwegingen kan alleen plaatsvinden als iemand het vergoedingssysteem kent en het gaat om zorgkosten waarvoor diegene niet is verzekerd. In Nederland zijn zorgkosten in het basispakket boven het eigen risico verplicht verzekerd (verplicht 385 euro per jaar tot vrijwillig maximaal 885 euro per jaar in 2023). Zorg mijden kan dus ontstaan door het eigen risico, onverzekerde zorgkosten buiten het basispakket en ook uit onterechte kostenoverwegingen door gebrek aan kennis van het vergoedingssysteem (Van Esch et al. 2017).
- 3 Dit kan verschillende oorzaken hebben (Duncan et al. 2010). Zo kunnen kinderen nadeel ondervinden als er weinig financiële ruimte is voor onderwijs, ouders minder kennis hebben van het onderwijs-systeem en er veel stress is in het gezin. Ook kunnen kinderen gewoonten van hun ouders overnemen (culture of poverty).
- 4 Werkloosheid kan ook een positief effect op gezondheid hebben, door het wegvallen van werk-gerelateerde stress (Been et al. 2022).
- 5 Causale inkomenseffecten worden ook wel bepaald met behulp van natuurlijke experimenten door i) wijzigingen in de arbeidskorting en ii) inkomensdrempels (regression discontinuity). In bijlage B4.5 gaan we nader in op de literatuurbevindingen met deze methoden. Een algemene beschrijving van methoden om causale effecten te schatten is te vinden in Athey en Imbens 2017.
- 6 We concentreren ons op effecten op de inkomensontvanger zelf. Er is ook omvangrijke literatuur beschikbaar over de doorwerking van inkomens van ouders op kinderen, zogenoemde intergenerationale mobiliteit en kansengelijkheid (zie bv. Corak 2013; Chetty en Hendren 2018a en 2018b).
- 7 Literatuuroverzichten over het wettelijk minimumloon zijn te vinden in Dube 2019; CPB 2020; Neumark en Shirley 2022.
- 8 Er is geen Nederlands onderzoek bekend dat de effecten van een dergelijke indirecte WML-aanpassing onderzoekt. Merk op dat de voltijd WML-werknemers na een urenverkortung minder uur hoeven te werken voor hetzelfde WML-maandloon. Andere WML-werknemers zullen wel hetzelfde aantal uur blijven werken, maar dan tegen het hogere minimumuurloon.
- 9 Een dynamisch panelmodel is een zogenoemd fixed effects model dat wordt geschat met general method of moments. Een gedetailleerde technische beschrijving is te vinden in bijlage B4.1.
- 10 Stel bijvoorbeeld dat gen X een effect heeft op indicator Y. Genenbezit verandert niet over tijd voor een individu, en is dus tijdsonafhankelijk. Hierdoor is het tijdsverschil nul van het achtergrondkenmerk 'wel of niet bezitter van gen X'.
- 11 Deze methode is eerder toegepast in onder meer Foverskov en Holm; Meraya et al. 2018; Kim en Mitra 2022.
- 12 Zie bijvoorbeeld Foverskov en Holm; Meraya et al. 2018; Kim en Mitra 2022.
- 13 Inkomens worden gestandaardiseerd volgens de equivalentiefactoren van het CBS. Waarnemingen zijn verwijderd als de equivalentiefactor met meer dan 0,1 in één jaar wijzigt. In dat geval heeft de wijziging in huishoudsamenstelling namelijk een groot effect op het gestandaardiseerd inkomen. Onze onderzoeksvraag is echter niet gericht op effecten van huishoudsamenstelling op gezondheid en welzijn.
- 14 Voor CBS-gegevens is dit 2019 en voor LISS-gegevens 2021. Logaritmes zijn gebruikelijk omdat effecten daardoor per procentuele inkomenswijziging zijn en het effect van uitbijters in de inkomensverdeling wordt beperkt.
- 15 Deze variabele bevat ook het aantal medicijn groepen voor niet-gebruikers van medicijnen. Deze is gerapporteerd als 0.
- 16 Deze variabele bevat ook de ggz-kosten voor niet-gebruikers van ggz-zorg. Deze zijn gerapporteerd als 0 euro.

- 17 In bijlage B4.1 is een technische beschrijving te vinden van deze methode.
- 18 [Tabel 4.3](#) neemt als basis inkomenswijzigingen die niet zijn veroorzaakt door het vinden of verliezen van een baan, pensionering of een andere wijziging in de werkstatus. De reden is dat we in dit onderzoek de effecten bepalen van een hoger wettelijk minimumloon (en daaraan gekoppelde uitkeringen). Door deze beleidsmaatregel wijzigt het inkomen, maar in principe niet de werkstatus.
- 19 Vooral bij de indicator medicijngebruik spelen ook verschillen in leeftijdssamenstelling tussen inkomensgroepen een rol (zie figuur B4.1 in bijlage B4.3 voor de gemiddelde leeftijdsprofielen van alle indicatoren). Zo is het onderste inkomensdeciel (10% laagste inkomen) bijvoorbeeld gemiddeld duidelijk jonger dan alle andere decielen, omdat hier veel studenten en andere jonge mensen met een relatief goede gezondheid bij horen. Dit verlaagt het gemiddelde medicijngebruik in inkomensdeciel 1. In de decielen 2, 3 en 4 speelt het omgekeerde effect, omdat deze decielen ouder zijn dan de gemiddelde Nederlander. Laagopgeleide gepensioneerden zijn hier oververtegenwoordigd (Vrooman et. al (nog te verschijnen)). Na correctie voor zulke structurele leeftijdsgerelateerde verschillen in gezondheid en welzijn blijft dus vooral tussen inkomen en medicijngebruik een minder sterk verband over dan [tabel 3.1](#) laat zien.

5 Gesimuleerde effecten van de beleidswijziging op welvaart en welbevinden

In dit hoofdstuk presenteren we de gesimuleerde effecten van de verhoging van het wettelijk minimumloon en de hieraan gekoppelde uitkeringen in 2023, en de omschakeling naar een minimumuurloon in 2024.¹ We laten de resultaten zien ten opzichte van het basispad zonder beleidswijziging. In de analyse nemen we een set van indicatoren mee om de effecten van de beleidswijziging op welvaart en welbevinden in kaart te brengen. Deze bredere kijk omvat effecten op lonen, werkgelegenheid, inkomens(ongelijkheid), inkomensarmoede, gezondheid en welzijn. Een gezamenlijke evaluatie van deze factoren is essentieel om de stapeling en afruil van effecten in kaart te brengen. Zo kan een hoger minimumloon voor de een leiden tot een hoger inkomen, minder stress en een betere gezondheid, terwijl een ander door het hogere minimumloon zijn baan verliest en in inkomen, levenstevredenheid en gezondheid achteruitgaat.

We hebben de effecten van de beleidswijziging geschat met een microsimulatiemodel op basis van een representatieve Nederlandse steekproef: de EU-statistiek voor inkomens en levensomstandigheden (EUSILC). De beleidswijziging grijpt in op brutolonen en uitkeringen, waardoor inkomens veranderen. Dit simuleren we door in onze analyse de microdata te wijzigen met behulp van het microsimulatiemodel EUROMOD (Institute for Social and Economic Research en Joint Research Centre 2022), dat gegevens bevat van de Nederlandse belasting-, toeslagen- en uitkeringsregelingen. Zo maken we ook de effecten van de beleidswijziging op werkgelegenheid, gezondheid en welzijn inzichtelijk, die we hebben berekend met behulp van geschatte inkomens- en werkgelegenheidselasticiteiten uit hoofdstuk 4 en de beschikbare wetenschappelijke literatuur. In kader 5.1 beschrijven we de hoofdstappen en aannames van deze simulatie.

Kader 5.1 Hoofdstappen en aannames van de simulatie

De simulatie in dit hoofdstuk hebben we uitgevoerd op basis van microdata van de EU-statistiek voor inkomens en levensomstandigheden (EUSILC). Het gaat om een representatieve steekproef van de Nederlandse bevolking. De steekproef bevat gegevens over persoonlijk inkomen, werkgelegenheid, burgerlijke staat en huishoudsamenstelling en -inkomsten. EUSILC bevat ook gegevens over aspecten van de kwaliteit van het leven, zoals gezondheid en welzijn. Die data koppelen wij in deze studie aan de andere gegevens.

We hebben de effecten van de beleidswijziging op het persoonlijk besteedbaar en het gestandaardiseerde inkomen berekend met het micro-simulatiemodel EUROMOD (Institute for Social and Economic Research en Joint Research Centre 2022). EUROMOD simuleert voor elk individu in de steekproef de omvang van uitkeringen, toeslagen en belastingen op basis van individuele gegevens over het brutoloon en andere individuele inkomsten, werkstatus, burgerlijke staat, huishoudsamenstelling, enzovoort.

We hebben de verandering van brutolonen en werkgelegenheid door de beleidswijziging geïmplementeerd in het model door de microdata hiermee in overeenstemming te brengen. Dit beschrijven we verder in de bijlage bij hoofdstuk 5 (B5). De verhoging van uitkeringsniveaus en de afschaffing van de IOAOW hebben we ingevoerd door de gegevens van de Nederlandse belasting-, toeslagen- en uitkeringsregelingen in EUROMOD te wijzigen. We hebben de effecten van de inkomenswijziging op gezondheid en welzijn berekend met de geschatte elasticiteiten uit hoofdstuk 4. We gebruiken de coëfficiënten uit de cross-sectionele regressies ([tabel 4.2](#)) om mogelijke langetermijneffecten te simuleren.

In bijlage B5 gaan we dieper in op de aannames bij de simulatie.

Kader 5.1 Hoofdstappen en aannames van de simulatie (vervolg)

Hoofdstappen van de simulatie

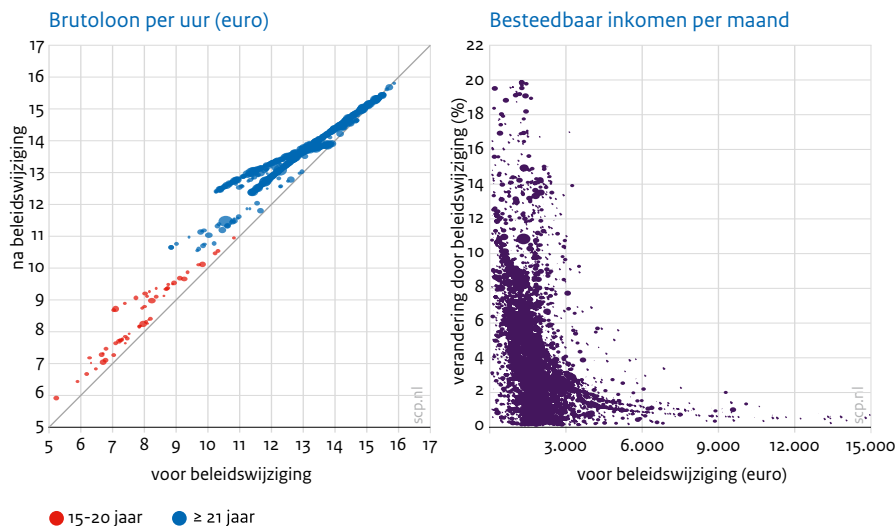
- 1 We simuleren met behulp van het microsimulatiemodel EUROMOD persoonlijke besteedbare en gestandaardiseerde inkomens in de steekproef in het basispad. Dit is dus nog zonder de verhoging van het wettelijk minimumloon en de daaraan gekoppelde uitkeringen.
- 2 We simuleren met behulp van EUROMOD de besteedbare en gestandaardiseerde inkomens in de steekproef na invoering van de beleidswijziging. Hierdoor wijzigen de input-microdata:
 - a Wijziging van brutolonen in de steekproef in overeenstemming met de beleidswijziging. Dit gaat om loonsverhogingen die voortkomen uit de wettelijke minimumloonverhoging (vanwege de extra verhoging en de invoering van het minimumuurloon) en de spillover-effecten op lonen, tot aan 135% van het oorspronkelijke wettelijk minimumloon (zie § 2.4).
 - b Wijziging van de status van werkgelegenheid en brutolonen in de steekproef van werknemers die hun baan verliezen door de beleidswijziging. Dit doen we op basis van werkgelegenheidselasticiteiten uit de literatuur. Het werkgelegenheidsverlies bedraagt daardoor in totaal 0,4%. Hierbij hebben we rekening gehouden met de werkgelegenheidsrespons op zowel de verhoging van het minimumloon als de verhoging van de hieraan gekoppelde uitkeringen. Werknemers uit de steekproef voor wie baanverlies is gesimuleerd, ontvangen een uitkering volgens het Nederlandse socialezekerheidsstelsel, zoals berekend met EUROMOD op basis van hun individuele gegevens.
- 3 We bepalen de inkomenseffecten van de beleidswijziging door berekening van het verschil tussen stap 2 en stap 1.
- 4 We simuleren de effecten van de inkomenswijzigingen uit stap 3 op gezondheid en welzijn. Hiervoor gebruiken we de elasticiteiten uit hoofdstuk 4.

5.1 Lage lonen en uitkeringen profiteren van een flinke verhoging in 2023/2024

De minimumloonverhoging beïnvloedt naar verwachting het loongebouw tot aan 135% van het wettelijk minimumloon in afnemende mate (zie § 2.4). Lonen boven 135% wijzigen niet. Lonen van werknemers onder de 21 jaar wijzigen evenredig, maar blijven op een lager niveau omdat het wettelijk minimumjeugdloon een vast percentage van het wettelijk minimumloon is. Het linkerpaneel van figuur 5.1 laat het gesimuleerde effect zien op de bruto uurlonen van werknemers in de steekproef van wie het loon door de loonverhoging en de omschakeling naar een minimumuurloon zal stijgen. Gemiddeld neemt hun brutoloon met 7,3% toe, wat neerkomt op ongeveer 1,9 miljard euro per jaar in totaal.

Het rechterpaneel van figuur 5.1 presenteert de toename in persoonlijk besteedbaar inkomen door de beleidswijziging. De inkomenswinsten door verhoging van het minimumloon, bijstand en andere minimumuitkeringen begunstigen met name individuen met minder dan 3000 euro persoonlijk besteedbaar inkomen per maand. De verhogingen zijn tussen 0 en 20%, met een gemiddelde stijging van 7,0%.² Hogere inkomens profiteren vooral van de stijging van de AOW en lopende werkloosheidsuitkeringen. Over het algemeen lopen werkloosheidsuitkeringen³ slechts een beperkte periode; het gaat daarom om een tijdelijk inkomenseffect voor deze groep. In het geval van de AOW-verhoging worden meestal iets kleinere inkomenseffecten waargenomen dan voor de andere onderdelen van de beleidswijziging. Dit is te verklaren door de gelijktijdige afschaffing van de IOAOW. De kring van begunstigden is echter veel breder dan bij de andere onderdelen van de beleidswijziging: in dit geval gaat het ook om veel mensen met een inkomen boven de 3000 euro per maand. Dit komt door het universele karakter van de AOW, waar iedereen vanaf de AOW-leeftijd recht op heeft, ongeacht vermogensbezit en ander inkomen. Circa 3,5 miljoen mensen, oftewel rond de 20% van de gehele bevolking, profiteren direct van de AOW-koppeling.⁴ De gemiddelde stijging van het persoonlijk besteedbaar inkomen onder alle begunstigden van de beleidswijziging is 4,4%.

Figuur 5.1 Gesimuleerd loon- en inkomenseffect van beleidswijziging in de steekproef^a



- a Het maandelijks besteedbaar inkomen is het persoonlijk netto inkomen uit uitkeringen, loon (inclusief vakantiegeld en eindejaarsuitkering) en uit andere bronnen, gemiddeld over 12 maanden. Hoe groter de markering (stip) in de grafiek, hoe groter de wegingsfactor van de waarneming in de steekproef. Uurlonen en inkomens zijn uitgedrukt in bedragen van begin 2023 op basis van de (verwachte) loongroei in CPB (2022a). In het linkerpaneel laten we lonen onder het wettelijk minimum(jeugd)loon buiten beschouwing, maar deze zijn wel meegenomen in de simulatie. Hetzelfde is van toepassing in het rechterpaneel voor inkomenswijzigingen buiten het bereik van 0 tot 20%.

Bron: Microsimulatiemodel EUROMOD voor Nederland 2021 (Institute for Social and Economic Research en Joint Research Centre 2022), op basis van gegevens uit EUSILC (2019); SCP-bewerking

5.2 Hogere minimumuitkeringen kunnen ten koste gaan van werkgelegenheid

Hogere lonen en uitkeringen kunnen leiden tot veranderingen in het arbeidsaanbod en de arbeidsvraag. De economische theorie verbindt hogere lonen over het algemeen met een groter arbeidsaanbod. Tegelijkertijd daalt de arbeidsvraag van werkgevers, omdat de loonkosten toenemen en deze de arbeidsproductiviteit van een deel van de werknemers overstijgen. Lange tijd is aangenomen dat de werkgelegenheid hierdoor vrij sterk daalt. De empirische literatuur heeft de afgelopen jaren echter steeds meer signalen gevonden dat deze traditionele zienswijze minder sterk van toepassing is bij minimumloonverhogingen in het recente verleden dan eerder werd aangenomen (zie literatuuroverzichten in CPB 2020). In overeenstemming met Van Essen et al. (2020) en andere recente literatuur neemt onze simulatie aan dat de verhoging van het wettelijk minimumloon zonder koppeling van uitkeringen de totale werkgelegenheid met 0,1% vermindert. Dit is natuurlijk met name van toepassing onder werknemers die door de beleidswijziging worden geraakt, dus met een loon tot aan 135% van het wettelijk minimumloon. Voor deze groep daalt de werkgelegenheid met 0,4%.

In de variant met de koppeling van bijstand en andere uitkeringen vindt de literatuur sterkere werkgelegenheidseffecten (zie literatuuroverzichten in CPB 2020). Onze simulatie komt uit op een totaal werkgelegenheidsverlies van 0,4%.⁵ Dit is in lijn met de gevonden effecten in de literatuur en met Van Essen et al. (2020). Uit onze simulatie blijkt dat dit overeenkomt met in totaal ongeveer 420 miljoen euro minder brutoloon per jaar in Nederland. De reden voor het sterkere werkgelegenheidseffect is dat het arbeidsaanbod daalt, doordat de hogere minimumuitkeringen leiden tot een verminderde arbeidsprikkel. De hogere AOW-uitkering vermindert het arbeidsaanbod echter nauwelijks, omdat het arbeidsaanbod van mensen boven de AOW-leeftijdsgrens al op een laag niveau ligt. In overeenstemming hiermee hebben we in de simulatie aangenomen dat de werkgelegenheid niet wijzigt door een hogere AOW-uitkering. Werknemers uit de steekproef voor wie een baanverlies is gesimuleerd, ontvangen een uitkering volgens het Nederlandse socialezekerheidsstelsel zoals berekend met EUROMOD op basis van hun individuele gegevens.

5.3 Verhoging van gestandaardiseerd inkomen zelfs voor lage inkomens beperkt

Over het geheel genomen is de beleidswijziging een vrij generieke vorm van inkomensbeleid. Het besteedbare budget van huishoudens wordt beïnvloed door de lonen en uitkeringen van sommigen te verhogen, maar ook door een inkomensdaling van anderen, vanwege het verlies van werkgelegenheid. Volgens onze simulatie treft de beleidswijziging rond 60% van de bevolking in het eigen inkomen of door het inkomen van een ander lid van het huishouden.⁶ De gemiddelde stijging van het gestandaardiseerd inkomen is hierbij 2,3%.⁷ Als we dit omrekenen naar de gehele bevolking, betekent dit een gemiddelde inkomensstijging van 1,2% per persoon. Dit lijkt beperkt, omdat de minimumloon- en uitkeringsverhoging 8% is.⁸ Maar lagere inkomensgroepen profiteren van een sterkere inkomensstijging dan de hogere inkomensgroepen. Zo gaat het laagste inkomensdecil er 3,3% op vooruit, terwijl dit 0,2% is voor het hoogste inkomensdecil (tabel 5.1). Dit is uiteraard te verklaren doordat minimumloonbanen vaker voorkomen bij lage inkomensgroepen dan bij hoge. Daarnaast is er sprake van een middelentoets bij verschillende uitkeringen, zodat hoge inkomensdecilen niet in aanmerking komen. Ook is de AOW een vast bedrag, en gaat het dus om een relatief kleine fractie van het inkomen van ouderen in hogere inkomensgroepen). De verhoging maakt daardoor een hoger procentueel aandeel uit bij lage inkomens. Dit is ook terug te zien wanneer we kijken naar inkomenswinsten in bedragen in plaats van percentages. Hier zijn de gemiddelde verschillen tussen inkomensdecilen minder groot (zie rechterkolom van tabel 5.1). Dit verklaart mede waarom de beleidsmaatregel de ongelijkheid in Nederland in slechts beperkte mate zal verminderen.⁹

Mensen in het laagste inkomensdecil zijn het meest geholpen door de verhoging van de bijstand en andere minimumuitkeringen (tweede rij van tabel 5.1). Uit de simulatie blijkt dat hun gestandaardiseerd inkomen hierdoor gemiddeld met 2,1% stijgt. Dat is beduidend meer dan door de minimumloonverhogingen, waar het om een toename van 0,7% gaat. Mensen in hogere inkomensdecilen ontvangen nauwelijks minimumuitkeringen, vanwege de inkomensstoetsen. Verder helpt de AOW-verhoging procentueel gezien vooral het tweede, derde en vierde inkomensdecil. Dit helpt om hun inkomens richting de middenmoot te tillen (zie de armoedecijfers in [§ 5.4](#)). Mensen in het laagste inkomensdecil profiteren gemiddeld minder vaak van de AOW-verhoging, omdat de huidige AOW al een inkomen aan de bovenkant van het laagste decil garandeert. Mensen met AOW komen hier dus niet vaak in terecht, mede door de aanvullende pensioenen die veel mensen hebben.¹⁰ De minimumloonverhoging en spillover-effecten op lonen boven het minimumloon helpen mensen in allen inkomensdecilen.

Tabel 5.1 Het laagste inkomensdecil is het meest geholpen door de bijstandsverhoging

Effect van beleidswijziging op gestandaardiseerd inkomen, per decil en in totaal (in procenten en euro)^a

inko- mens- groep	8,05%-minimumloonver- hoging met spillover-effect tot aan 135% van het wettelijk minimumloon + omzetting in een minimumuurloon (in %)	koppeling van de bijstand en andere minimumuitke- ringen (in %)	koppeling van lopende loongerelateerde uitkeringen (in %)	koppeling van de AOW en afschaffing van de IOAOW (in %)	totaal (in %)	totaal (in euro per maand)
1 ^b	0,7	2,1	0,1	0,4	3,3	40
2	0,5	0,3	0,1	1,2	2,2	35
3	0,6	0,0	0,1	0,7	1,4	27
4	0,6	0,0	0,1	0,6	1,3	28
5	0,6	0,0	0,2	0,4	1,1	27
6	0,5	0,0	0,3	0,3	1,1	29
7	0,4	0,0	0,2	0,2	0,8	23
8	0,3	0,0	0,1	0,1	0,6	19
9	0,2	0,0	0,1	0,1	0,5	18
10 ^c	0,1	0,0	0,0	0,1	0,2	11
totaal	0,4	0,2	0,1	0,4	1,2	26

a Verschillen tussen ‘totaal’ en de som van de subcategorieën zijn het gevolg van afrondingen. Het totale effect in euro’s (laatste kolom) is in bedragen van begin 2023 op basis van de (verwachte) loongroei in CPB 2022a.

b 10% laagste inkomens.

c 10% hoogste inkomens.

Bron: Microsimulatiemodel EUROMOD voor Nederland 2021 (Institute for Social and Economic Research en Joint Research Centre 2022), op basis van gegevens uit EUSILC (2019); SCP-bewerking

5.4 Beleidswijziging gaat armoedestijging door inflatie tegen

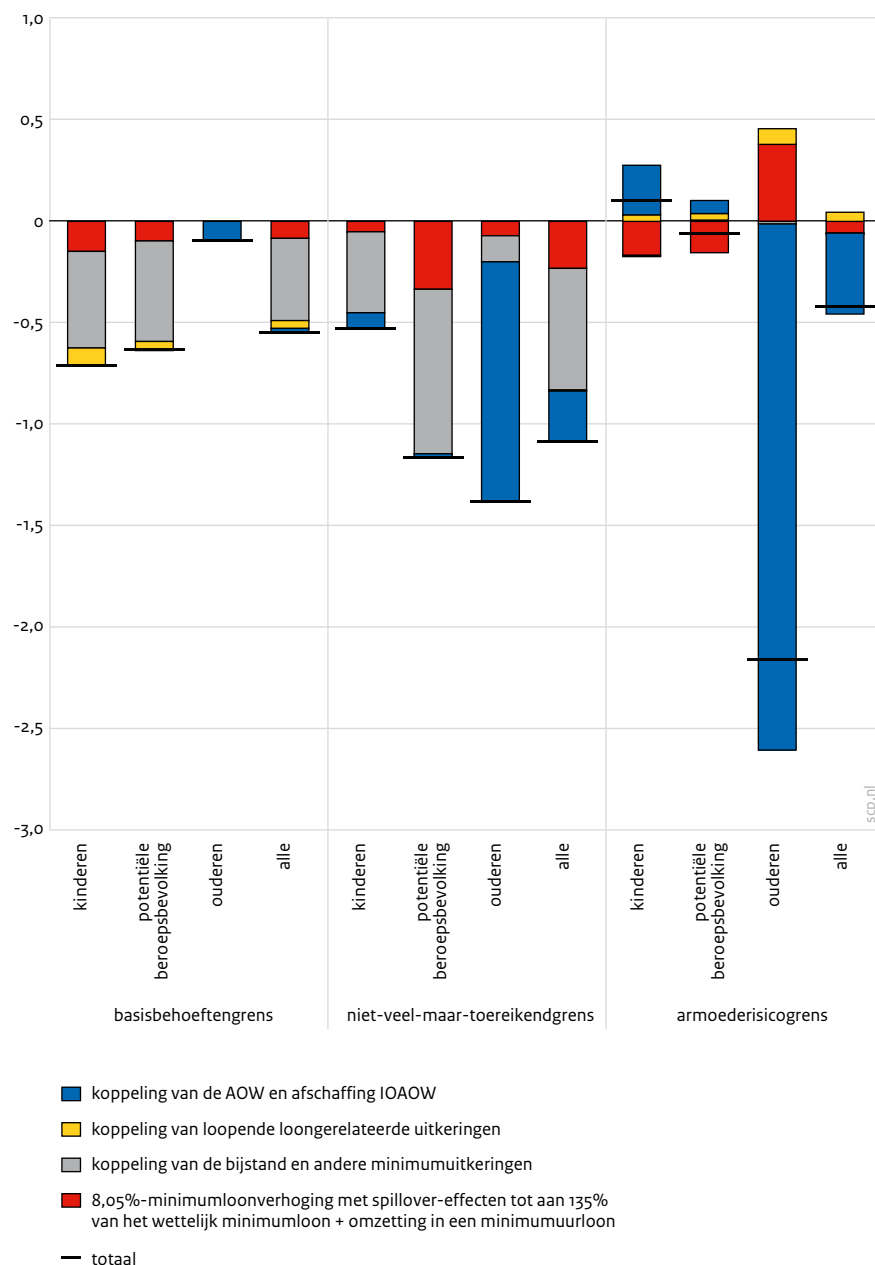
...en creëert iets meer financiële ruimte voor sociale participatie bij lage inkomens

Door de verhoging van het wettelijk minimumloon en hieraan gekoppelde uitkeringen, en andere beleidsmaatregelen zoals de energietoeslag, kan volgens CPB-ramingen de armoede in 2023 afnemen naar het laagste niveau in meer dan tien jaar (CPB 2022c; Wildeboer Schut en Hoff 2022). Dit is onder de voorwaarde dat de huidige inflatie niet aanhoudt, want anders verdwijnt de koopkrachtwinst aan de onderkant van de inkomensverdeling.

Onze simulatie bevestigt dat de verhoging van het wettelijk minimumloon en de hieraan gekoppelde uitkeringen een substantiële bijdrage levert aan de armoedebestrijding.¹¹ Het SCP-basisbehoeftenbudget meet het minimaal noodzakelijke budget om mee rond te komen en om onvermijdelijke kosten te kunnen betalen (Hoff et al. 2019). Het linkergedeelte van figuur 5.2 laat zien dat voor dit armoedecriterium alleen de verhoging van de bijstand en andere minimumuitkeringen eraan kunnen bijdragen om het aandeel armen onder de Nederlandse bevolking te verminderen. Het effect in de gehele bevolking bedraagt -0,5 procentpunt. De verhoging van het minimumloon, lopende loongerelateerde uitkeringen en de AOW spelen hier een kleinere rol. Dat komt doordat deze minder vaak ten goede komen aan de allerlaagste inkomensgroep, zoals te zien is in tabel 5.1.

Figuur 5.2 Vooral de bijstands- en AOW-verhogingen gaan armoedestijging tegen en vergroten financiële ruimte bij lage inkomens

Verandering van armoede(risico)percentages door beleidswijzigingen (in procentpunten)^a



a Armoede(risico)percentages zijn berekend op basis van het gestandaardiseerd inkomen.

Bron: Microsimulatiemodel EUROMOD voor Nederland 2021 (Institute for Social and Economic Research en Joint Research Centre 2022), op basis van gegevens uit EUSILC (2019); SCP-bewerking

Naast het basisbehoeftenbudget hanteert het SCP ook de niet-veel-maar-toereikendgrens. Deze grens ligt iets hoger dan de basisbehoeftegrens en houdt ook rekening met kosten voor ontspanning en sociale participatie (Hoff et al. 2019). Denk daarbij aan sportactiviteiten, bezoek ontvangen of op bezoek gaan – activiteiten die belangrijk kunnen zijn voor de fysieke en mentale gezondheid en het welzijn van mensen. In tabel 5.2 is het potentiële belang te zien van de verhoging van de minimumuitkeringen voor de sociale participatie van armen. Ongeveer de helft van de begunstigden van dit onderdeel van de beleidswijziging rapporteert dat ze niet regelmatig aan vrijetijdsactiviteiten deelneemt of slechts een klein bedrag aan zichzelf uitgeeft, vergeleken met een vijfde onder alle volwassenen. Rond driekwart van deze uitkeringsontvangers noemt hiervoor financiële redenen. In de gehele volwassen bevolking is dit slechts een derde. Voor de andere componenten van de beleidswijziging zijn de verschillen minder opvallend.

Uit de simulatie blijkt dat ook voor personen met een inkomen dat momenteel net onder de niet-veel-maar-toereikendgrens ligt, de verhoging van de bijstand en de andere minimumuitkeringen voor hen gemiddeld het meeste effect heeft (figuur 5.2, midden). Het aandeel mensen in armoede volgens deze definitie zou dalen met 0,6 procentpunt. Voor de oudere leeftijdsgroep speelt de AOW-verhoging de grootste rol.

Het rechterdeel van figuur 5.2 toont vooral de bevindingen voor de inkomensgroep daarboven. Deze groep leeft niet in armoede maar heeft wel minder dan 60% van het mediane inkomen in Nederland – de armoederisicogrens volgens de Europese Unie. Voor deze groep heeft de verhoging van het minimumloon of de minimumuitkeringen nauwelijks effect. Ze verdient een te hoog inkomen om sociale minimumuitkeringen te ontvangen. In deze groep bevinden zich wel veel ouderen. Zij profiteren van de extra AOW-verhoging, waardoor het aandeel ouderen dat met een laag inkomen leeft met 2,6 procentpunt zou dalen. Dit effect is het grootst van alle subgroepen en is te danken aan de AOW-verhoging die ten goede komt aan alle ouderen, terwijl de andere onderdelen van de beleidswijziging een veel kleinere groep van begunstigden hebben.

Tabel 5.2 Bijstandsverhoging komt terecht bij mensen met minder sociale participatie vanwege gebrek aan financiële middelen

Verskillende indicatoren voor sociale participatie, op basis van uitspraken van personen van 18 jaar en ouder (in procenten)^a

	alle volwassenen	volwassenen die profiteren van de beleids- wijziging	...door verhoging van (minimum) loon	...door verhoging van minimum- uitkeringen	...door verhoging van lopende loon- gerelateerde uitkeringen	...door verhoging van de AOW
komt niet minstens één keer per maand samen met familie/ vrienden voor een drankje/maaltijd	14	19	13	33	15	21
...daarvan veroor- zaakt door gebrek aan financiële middelen	22	24	26	45	18	15
neemt niet regelmatig deel aan vrijetijdsactiviteiten	20	29	20	55	17	30
...daarvan veroor- zaakt door gebrek aan financiële middelen	37	39	49	71	30	23
geeft niet regelmatig een klein bedrag aan zichzelf uit	20	27	18	46	18	28

Tabel 5.2 Bijstandsverhoging komt terecht bij mensen met minder sociale participatie vanwege gebrek aan financiële middelen (vervolg)

	alle volwassenen	volwassenen die profiteren van de beleids- wijziging	...door verhoging van (minimum) loon	...door verhoging van minimum- uitkeringen	...door verhoging van lopende loon- gerelateerde uitkeringen	...door verhoging van de AOW
...daarvan veroorzaakt door gebrek aan financiële middelen	32	35	36	75	22	20
heeft geen internet voor persoonlijk gebruik thuis	3	6	0	4	1	10
...daarvan veroorzaakt door gebrek aan financiële middelen	12	10	15	47	0	7

a Personen die van twee of meer onderdelen van de beleidswijziging profiteren, worden slechts eenmaal meegenomen, namelijk bij de categorie die het verst naar links staat in de volgorde van de tabel.

Bron: Microsimulatiemodel EUROMOD voor Nederland 2021 (Institute for Social and Economic Research en Joint Research Centre 2022), op basis van gegevens uit EUSILC (2019); SCP-bewerking

5.5 Verbetering van gezondheid en welzijn op korte termijn nauwelijks te verwachten

De beleidswijziging heeft primair tot doel om de financiële situatie van mensen in de onderste delen van de inkomensverdeling te verbeteren. In hoofdstuk 3 lieten we zien dat deze inkomensgroepen gemiddeld een slechtere gezondheid en minder welzijn hebben dan mensen met hogere inkomens. Ze hebben gemiddeld dan ook een slechtere gezondheid dan alle volwassenen. De verschillen lijken echter niet groot (tabel 5.3). Dit ligt er onder andere aan dat de beleidswijziging een vrij generieke vorm van inkomensbeleid is, die volgens onze simulatie rond de 60% van de bevolking direct of door het inkomen van een ander lid van het huishouden begunstigt. Een groep springt er echter uit: de ontvangers van bijstand en andere minimum-uitkeringen hebben gemiddeld een duidelijk slechtere gezondheid dan andere volwassenen: een kwart zegt een slechte of zelfs zeer slechte gezondheid te hebben, en ongeveer 60% geeft aan een chronische ziekte of aandoening te hebben of beperkt te zijn in activiteiten.¹² Ook geven bijstandsonvangers vaker aan dat zij een medische of tandheelkundige behandeling vermijden vanwege financiële redenen.

Het lijkt niet waarschijnlijk dat de beleidswijziging op de korte tot middellange termijn zorgt voor een substantiële gemiddelde gezondheids- of welzijnsverbetering voor de lage inkomensgroep. We vonden in hoofdstuk 4, in overeenstemming met de internationale literatuur, namelijk geen bewijs voor een causaal verband tussen inkomenswijzigingen en de gezondheids- en welzijnstoestand van de begunstigten. Het geschatte effect van inkomenswijzigingen op de verschillende indicatoren voor gezondheid en welzijn met een vertraging van 1 tot 4 jaar is verwaarloosbaar en nauwelijks statistisch significant.

Tabel 5.3 Bijstandsontvangers hebben gemiddeld een slechtere gezondheid en vermijden gezondheidszorg deels blijktbaar ook om financiële redenen

Verskillende indicatoren voor gezondheid, op basis van uitspraken van personen van 18 jaar en ouder (in procenten)^a

	alle volwassenen	volwassenen die profiteren van de beleids- wijziging	...door verhoging van (minimum) loon	...door verhoging van minimum- uitkeringen	...door verhoging van lopende loon- gerelateerde uitkeringen	...door verhoging van de AOW
slechte of zeer slechte gezondheid	5	8	4	24	4	7
chronische ziekte of aandoening	32	42	24	58	38	49
beperking van activiteiten door gezondheid	29	41	21	57	34	49
onvervulde behoefte aan medische behandeling	4	4	3	11	3	3
...daarvan veroorzaakt door gebrek aan financiële middelen	10	14	4	22	6	9
onvervulde behoefte aan tandheelkundige behandeling	4	5	3	20	1	2
...daarvan veroorzaakt door gebrek aan financiële middelen	54	55	17	77	55	8
vervangt versleten schoenen niet door nieuwe (geen tweedehands)	7	11	9	33	5	8
...daarvan veroorzaakt door gebrek aan financiële middelen	58	66	55	88	48	52

a Personen die profiteren van twee of meer onderdelen van de beleidswijziging zijn slechts eenmaal meegenomen, namelijk bij de categorie die het verst naar links staat in de volgorde van de tabel. Tweede kolom: Respondenten werd gevraagd of hun gezondheid zeer goed, goed, redelijk, slecht of zeer slecht is.

Bron: Microsimulatiemodel EUROMOD voor Nederland 2021 (Institute for Social and Economic Research en Joint Research Centre 2022), op basis van gegevens uit EUSILC (2019); SCP-bewerking

5.6 Kleine positieve gezondheidseffecten op lange termijn mogelijk

In hoofdstuk 4 lieten we zien dat de causale effecten van inkomenswijzigingen op gezondheid en welzijn verwaarloosbaar klein zijn. Dit is mogelijk ook te wijten aan de onderzochte soms tijdelijke inkomenswijzigingen in het budget van huishoudens en de beperkte tijdsperiode van de effectmeting van maximaal vier jaar. Op lange termijn en voor toekomstige generaties kunnen permanente inkomenswijzigingen of het voorkomen van koopkrachtverlies natuurlijk wel relevant zijn voor gezondheid en welzijn, waar ook de Raad voor Volksgezondheid en Samenleving op wijst (RVS 2020).

Tabel 5.4 laat zien welke effecten de beleidswijziging zou hebben op gezondheid en welzijn als we aannemen dat de geschatte elasticiteiten uit de cross-sectionele regressies (tabel 4.2) het langetermijneffect van inkomenswijzigingen op gezondheid en welzijn weergeven. De gesimuleerde aandelen mensen die antidepressiva of ander medicijn gebruiken, een slechte of matige gezondheid rapporteren, een langdurige ziekte of handicap aangeven, of gebruik maken van de ggz-zorg dalen met minder dan 0,1 procentpunt, onder de begunstigden van de beleidswijziging (tabel 5.4, linkerkolom). Het effect op levenstevredenheid is verwaarloosbaar. Alleen de indicatoren ggz-kosten en aantal medicijngroepen reageren enigszins sterker en gaan met respectievelijk 0,32% en 0,14% omlaag. Als we dit omrekenen naar de gehele volwassen bevolking, levert dit bijvoorbeeld een besparing op van 0,2% op ggz-kosten en een reductie van gebruikte medicijngroepen van 0,08% (tabel 5.4, rechterkolom). Dit zijn natuurlijk zeer kleine getallen. Een reden hiervoor is dat de maatregel het gestandaardiseerd inkomen van begunstigden gemiddeld slechts met 2,3% verhoogt. In vergelijking met de bestaande inkomensverschillen tussen de inkomensgroepen is dit klein. Het gemiddelde gestandaardiseerd inkomen van de hoogste 20% inkomens is namelijk rond 300% hoger dan die van de laagste 20% inkomens.¹³

Tabel 5.4 **Kleine positieve gezondheidseffecten van de beleidswijziging op de lange termijn mogelijk**

Mogelijke langetermijnwijziging van gezondheid en welzijn door de beleidswijziging, verschillende indicatoren, personen van 18 jaar en ouder (in procentpunten, procenten en schaal (0-10))^a

	onder de begunstigden van de beleidswijziging	onder alle volwassenen
medicijngebruik (procentpunt)	-0,04	-0,02
aantal medicijngroepen (%)	-0,14	-0,08
antidepressivagebruik (procentpunt)	-0,06	-0,03
ggz-gebruik (procentpunt)	-0,04	-0,02
ggz-kosten (%)	-0,32	-0,20
zelfgerapporteerde slechte of matige gezondheid (procentpunt)	-0,09	-0,06
langdurige ziekte of handicap (procentpunt)	-0,04	-0,03
levenstevredenheid (schaal 0-10)	0,00	0,00

a Effect op levenstevredenheid is afgerond op 0,00.

Bron: Microsimulatiemodel EUROMOD voor Nederland 2021 (Institute for Social and Economic Research en Joint Research Centre 2022), geschatte coëfficiënten uit tabel 4.2; SCP-bewerking

5.7 Conclusies

De beleidswijziging leidt tot een flinke extra verhoging van lage lonen en uitkeringen in 2023/2024. Enkele mensen kunnen er ook op achteruitgaan door verlies van werkgelegenheid vanwege de hogere lonen. Dit effect is naar verwachting echter beperkt, ook vanwege de krapte op de arbeidsmarkt, wat het werkgelegenheidsverlies zou moeten beperken.

Het gestandaardiseerd inkomen van ongeveer 60% van de Nederlanders gaat vooruit door de beleidswijziging: door persoonlijk inkomen of het inkomen van een ander lid in het huishouden. Onder deze mensen gaat het gestandaardiseerd inkomen er gemiddeld met 2,3% op vooruit. Dit is 1,2% onder alle Nederlanders en varieert van 3,3% onder de laagste 10% inkomens (decil 1) tot 0,2% onder de hoogste 10% inkomens (decil 10). De beleidswijziging draagt daarmee bij aan het verminderen van de inkomensongelijkheid in Nederland. Dit effect is echter erg klein, aangezien het inkomensverschil tussen decil 1 en 10 momenteel meer dan 400% bedraagt.

Er zijn nauwelijks effecten te verwachten op gezondheid en welzijn. Uit de simulatie blijkt wel dat de beleidswijziging meer terechtkomt bij mensen met een slechtere gezondheid. Onze analyse uit hoofdstuk 4 laat echter zien dat hierdoor gemiddeld geen effect op gezondheid en welzijn binnen een termijn van vier jaar te verwachten is. De effecten op de lange termijn blijven ook klein, zelfs als we zouden aannemen dat de geobserveerde gemiddelde verschillen in gezondheid en welzijn tussen inkomensgroepen volledig door hun inkomensverschillen veroorzaakt zijn.

Noten

- 1 De introductie van het minimumuurloon vindt volgens planning in 2024 plaats en de afschaffing van de IOAOW verloopt stapsgewijs van 2023 tot en met 2025. De simulatie abstraheert van deze tijdsverschillen en geeft het totale effect.
- 2 Bij enkele individuen valt de verhoging buiten het bereik van 0 tot 20%. Dit ligt vooral aan andere inkomsten die meetellen voor het besteedbaar inkomen, maar die niet meestijgen. De groei van het gehele besteedbaar inkomen wijkt hierdoor af van de groei van het verhoogde loon of de verhoogde uitkering. Ook inkomens-tests bij uitkeringen die op huishoudniveau worden uitgekeerd, kunnen tot afwijkingen leiden.
- 3 Licht negatieve inkomenseffecten (meestal tussen -1 en 0%) kunnen ontstaan bij hogere inkomens doordat de inkomensplafonds voor de sociale zekerheidspremies meestijgen met het wettelijk minimumloon (zie ook [noot 5 in hoofdstuk 2](#)).
- 4 Dit laat de mogelijk hogere toekomstige belastingtarieven om de beleidsmaatregel te financieren en andere langetermijneffecten buiten beschouwing.
- 5 Op basis van recente literatuur schatten Van Essen et al. (2020) het totale werkgelegenheidseffect van een 10%-verhoging van het wettelijk minimumloon zonder een koppeling van uitkeringen op -0.1%. Met een koppeling van uitkeringen schatten ze het effect op -0,5%. We vermenigvuldigen deze waarden met een factor 8,05/10 en ronden af op één decimaal.
- 6 Dit is inclusief de verwachte spillover-effecten van de minimumloonverhoging op lonen tot aan 135% van het wettelijk minimumloon.
- 7 Zie [paragraaf 2.4](#) voor de definitie van het gestandaardiseerd inkomen.
- 8 Werknemers met een langer dan 36-urige voltijdse werkweek profiteren van een extra loonverhoging van tot aan 11% door de omschakeling naar een minimumuurloon.
- 9 De Gini-coëfficiënt van de inkomensverdeling daalt met 1,4% van 0,251 naar 0,248. De zogenoemde S80/S20-ratio – de som van de 20% hoogste gestandaardiseerde inkomens ten opzichte van laagste 20% – geeft een vergelijkbaar beeld: de ratio daalt met 2,0% van 3,55 naar 3,48.
- 10 Gepensioneerden hebben gemiddeld een lager inkomen dan werkenden. Het relatief hoge niveau van de AOW leidt echter tot een kleiner aandeel mensen in armoede onder gepensioneerden dan onder jongere leeftijdsgroepen.
- 11 De hier gebruikte data wijken af van de gegevens die we gebruikten in hoofdstuk 2 om het niveau van de armoede te bepalen. De hier gebruikte methode is in verband met databeperkingen een benadering van de gebruikelijk methode waarmee het SCP armoede bepaalt.
- 12 Respondenten werden gevraagd of hun gezondheid zeer goed, goed, redelijk, slecht of zeer slecht is.
- 13 SCP-berekening op basis van het LISS-panel, 2011-2019. Op basis van CBS-gegevens voor huishoudinkomen in 2020 is dit zelfs 350%. Zie ook [noot 9 in hoofdstuk 3](#).

6 Conclusies voor beleid

Het beleid is noodzakelijk om negatieve gevolgen van hoge inflatie te beperken

De zeer hoge inflatie in 2022 stelde vele huishoudens voor financiële problemen en bedreigt in het bijzonder de koopkracht van lage inkomens (zie Schulenberg en Vlekke 2022). Uit onze simulatie in hoofdstuk 5 blijkt dat 60% van de bevolking op enigerlei wijze profijt heeft van de extra verhoging van het wettelijk minimumloon en de daaraan gekoppelde uitkeringen. Dat kan zowel direct als indirect, via de inkomens van andere huishoudleden. De beleidswijziging speelt hierdoor een cruciale rol om de negatieve financiële gevolgen van de inflatie te dempen. Samen met andere maatregelen, zoals de energietoeslag, daalt het aandeel armen in de Nederlandse bevolking dit jaar naar verwachting zelfs tot het laagste niveau in meer dan tien jaar, zoals het CPB en SCP recent lieten zien (CPB 2022c; Wildeboer Schut en Hoff 2022), tenzij de hoge inflatie ook in 2023 blijft aanhouden.¹ De verhoging van het wettelijk minimumloon verbetert naar verwachting ook de financiële ruimte voor sociale activiteiten van mensen in of met risico op armoede. Uit de simulatie blijkt dat dit vooral geldt voor ontvangers van de bijstands- en andere sociale minimumuitkeringen. Voor de groep ouderen die leeft rond de armoedegrens levert ook de AOW-verhoging hieraan een bijdrage.

Er is meer nodig om de armoededoelstellingen te behalen

De generieke verhoging is onvoldoende om de kabinetsdoelen voor armoedebestrijding te behalen (Wildeboer Schut en Hoff 2022): een halvering ten opzichte van 2015 van het aantal kinderen dat in armoede opgroeit in 2025, en een halvering van het aantal mensen in armoede en het aantal huishoudens met problematische schulden in 2030 (TK 2021/2022c).

Het oorspronkelijke doel van het coalitieakkoord uit december 2021 was om door een flinke extra verhoging van het minimumloon en het bestaansminimum tot 2025 werken lonender te maken en de armoedeval te verkleinen (Rijksoverheid 2021). De doelstelling is inmiddels voornamelijk verschoven naar inflatiecompensatie. Alle uitkeringen stijgen mee met het minimumloon. De AOW is alsnog gekoppeld aan de verhoging van het minimumloon, al wordt de AOW-verhoging gedempt door de stapsgewijze afschaffing van de IOAOW. De AOW-koppeling is voor de overheidsfinanciën het duurste deel van de beleidswijziging (zie TK 2021/2022a). De Raad van State (RVS) heeft in een advies van augustus 2022 twijfels geuit of de generieke koppeling met de AOW doelmatig is en of de financiële middelen niet beter gericht kunnen worden besteed aan kwetsbare groepen (RVS 2022).

Geen verbetering van gezondheid en welzijn op korte termijn

De regering streeft ernaar om de sociaal-economische gezondheidsverschillen in Nederland te verkleinen. Hierover wordt binnenkort een advies van de SER verwacht (zie SZW 2022). En dat streven is relevant: de begunstigden van de beleidswijziging hebben gemiddeld een slechtere gezondheid, zo blijkt uit de simulatie in hoofdstuk 5. Dit geldt vooral voor de bijstand; voor het minimumloon en de overige uitkeringen geldt dit in mindere mate. Dit bouwt voort op de gemiddeld slechtere gezondheid bij lage inkomens (zie hoofdstuk 3).

De beleidswijziging verhoogt inkomens en geeft mensen – vooral aan de onderkant van de inkomensverdeling – meer financiële mogelijkheden voor sociale participatie en leefstijlverbeteringen: sport, ontspanning, gezondere voeding, enzovoort. Deze verbeteringen kunnen belangrijk zijn voor de gezondheid en het welzijn van burgers. Uit de dynamische paneldata-analyse in hoofdstuk 4 blijkt echter dat reële inkomenswijzigingen gemiddeld geen of nauwelijks effect hebben op gezondheid en welzijn binnen een termijn van vier jaar. Dit geldt voor zowel mentale als fysieke gezondheidsaspecten zoals antidepressiva- en ander medicijngebruik, langdurige ziekte of handicap en zelfgerapporteerde gezondheid, en ook voor levensstevredenheid. Generiek inkomensbeleid blijkt dus niet geschikt om op korte termijn de sociaal-economische gezondheidsverschillen in Nederland te verkleinen.

Langetermijneffecten en effecten op kinderen zijn niet uit te sluiten

Gezondheids- en welzijneffecten zijn niet op korte termijn te verwachten. Dat wil echter niet zeggen dat de beleidswijziging helemaal geen effecten zal hebben op dit gebied. Een mogelijke verklaring is dat het verband tussen enerzijds inkomen en anderzijds gezondheid of welzijn zich pas over een langere periode kan manifesteren dan de in dit onderzoek bestudeerde vier jaar. Dit houdt in dat kinderen vroeg of laat baat kunnen hebben van een hoger inkomen van hun ouders (zie bv. Corak 2013; Chetty en Hendren 2018a en 2018b). Op langere termijn zou generiek inkomensbeleid dan wel kunnen leiden tot gezondheids- en welzijnswinsten.

We benadrukken echter dat de verkleining van inkomensongelijkheid door de verhoging van het wettelijk minimumloon en de gekoppelde uitkeringen klein is in vergelijking met de bestaande inkomensongelijkheid (zie hoofdstuk 3 en 5). Een substantiële vermindering van de structurele verschillen in gezondheid en welzijn tussen inkomensgroepen is dus ook op de lange termijn niet te verwachten.

Terugdringing van gezondheidsachterstanden van de lage inkomensgroep vergt een brede aanpak

Onderliggende factoren zoals opvoeding, opleidingsniveau en langdurige omgevingsfactoren die onafhankelijk van elkaar tot een laag inkomen en een slechte gezondheid leiden, of tot een hoog inkomen en een goede gezondheid: dit is een andere mogelijke verklaring voor de verschillen in gezondheid en welzijn tussen inkomensgroepen. Zo zou bijvoorbeeld iemands opvoeding kunnen bepalen dat diegene een baan met een laag inkomen heeft, en door ongezonde voeding, rookgedrag of weinig sport ook een slechte gezondheid. Hierop zou inkomensbeleid beperkt effect hebben. Beleid dat zich richt op het tegengaan van de werking van de onderliggende factoren zou hier effectiever kunnen zijn, bijvoorbeeld door het bevorderen van gelijke kansen en het verkleinen van maatschappelijke segregatie.

Een uitdaging voor beleid is dat er een groot aantal mogelijke onderliggende factoren bestaat. SCP-onderzoek wijst bijvoorbeeld op grote verschillen in beschikbare hulpbronnen tussen diverse socio-economische groepen (Vrooman et al. (nog te verschijnen)). Daarnaast kan volgens het RIVM een derde tot 40% van de ziektelast in Nederland worden verklaard door de 'impactvolle determinanten' ongezonde voeding, weinig bewegen, problematisch alcoholgebruik, psychosociale arbeidsbelasting en slechte luchtkwaliteit (RIVM 2021). De volledige lijst van onderliggende factoren is nog veel langer. Dit vergt een brede aanpak met een meersporenbeleid.

Gerichter beleid kan effectiever en doelmatiger zijn dan generiek beleid

Onderzoek toont aan dat financieel beleid wel op korte termijn positieve gezondheids- en welzijneffecten aan de onderkant van de welvaartsverdeling kan opleveren. Het beleid moet dan gericht zijn op risicogroepen. Roos et al. (2021) laten dit zien voor de mentale gezondheidsgevolgen van een schuldsaneringsregeling voor mensen met problematische schulden. Uiteraard vergt gericht beleid altijd een afweging of overheidsmiddelen besteed aan een specifieke groep leiden tot ongewenste prikkels (*moral hazard*) of ongelijkheidsgevoelens bij anderen, en of het beleid gepaard gaat met hogere uitvoeringskosten (zie CPB en SCP 2020).

Ook een betere financiële positie door middel van gericht beleid hoeft niet voor iedereen tot een verbetering in gezondheid of welzijn te leiden. Enerzijds kan een inkomensverhoging zorgen voor een hogere consumptie van bijvoorbeeld alcohol en tabak. Dat kan juist negatieve gezondheidseffecten tot gevolg hebben. Dan verminderen gezondheidsverschillen tussen inkomensgroepen sterker met beleid dat gericht inzet op de reductie van rookgedrag (zie bv. Dam et al. 2022) dan met inkomensbeleid, in het bijzonder op de korte termijn. Het percentage rokers is namelijk hoger onder lage inkomensgroepen (VZinfo.nl 2022). Anderzijds hebben mensen ook bepaalde kennis nodig (bv. over gezonde voeding) om een positieve gedragsverandering te kunnen realiseren (Michie et al. 2011).² Bekende beleidsinstrumenten om gedragsverandering te stimuleren – waarvoor aandacht is in het Nationaal Preventieakkoord (zie Rijksoverheid 2022a) – zijn voorlichting, productbelastingen, reclamebeperkingen, sportsubsidies en aanbodregulering.

Gezondheidsverschillen zijn hardnekkig, ondanks een al langlopende beleidsagenda om sociaal-economische verschillen in gezondheid terug te dringen. Gedragsverandering vergt dan ook tijd (Prochaska en DiClemente 1982). Onze analyse wijst erop dat ook de gevolgen van generiek inkomensbeleid voor gezondheid en welzijn beperkt zijn op de korte termijn. Het is daarom raadzaam om beleid dat op gezondheidsverschillen gericht is niet uitsluitend binnen een kortlopende beleidscyclus te bezien, zoals in een kabinetsperiode, maar over een langere termijn.

Noten

- 1 De CPB-berekeningen over 2023 gaan uit van een stijging van de armoedegrens met 5,0%. De stijging in 2022 was 12,5%.
- 2 Een uitgebreid overzicht is te vinden via [Loketgezondleven.nl](https://loketgezondleven.nl) (z.d.).

Literatuur

- Adda, J., J. Banks en H.-M. Von Gaudecker (2009). The impact of income shocks on health: evidence from cohort data. In: *Journal of the European Economic Association*, jg. 7, nr. 6, p. 1361-1399.
- Aittomäki, A., P. Martikainen, M. Laaksonen, E. Lahelma en O. Rahkonen (2012). Household economic resources, labour-market advantage and health problems – A study on causal relationships using prospective register data. In: *Social Science & Medicine*, jg. 75, nr. 7, p. 1303-1310.
- Akanni, L., O. Lenhart en A. Morton (2022). Income trajectories and self-rated health status in the UK. In: *SSM-Population Health*, nr. 17, p. 101035.
- Anderson, T.W. en C. Hsiao (1981). Estimation of dynamic models with error components. In: *Journal of the American Statistical Association*, jg. 76, nr. 375, p. 598-606.
- Arellano, M. en S. Bond (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. In: *The Review of Economic Studies*, jg. 58, nr. 2, p. 277-297.
- Arellano, M. en O. Bover (1995). Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. In: *Journal of Econometrics*, jg. 68, nr. 1, p. 29-51.
- Athey, S. en G.W. Imbens (2017). The state of applied econometrics: Causality and policy evaluation. In: *Journal of Economic Perspectives*, jg. 31, nr. 2, p. 3-32.
- Bartley, M. (2016). *Health inequality: an introduction to concepts, theories and methods*. Oxford: John Wiley & Sons.
- Belastingdienst (2022). Tabel algemene heffingskorting 2022. Geraadpleegd 5 juli 2022 via www.belastingdienst.nl/wps/wcm/connect/bldcontentnl/belastingdienst/prive/inkomstenbelasting/heffingskortingen_boxen_tarieven/heffingskortingen/algemene_heffingskorting/tabel-algemene-heffingskorting-2022.
- Been, J., E. Suari-Andreu en M. Knoef (2022). Effecten van onverwacht baanverlies op gezondheid. In: *Geron*, jg. 24, nr. 4.
- Bernal, N., M.A. Carpio en T.J. Klein (2017). The effects of access to health insurance: evidence from a regression discontinuity design in Peru. In: *Journal of Public Economics*, jg. 154, p. 122-136.
- Blundell, R. en S. Bond (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. In: *Journal of Econometrics*, jg. 87, nr. 1, p. 115-143.
- Boelhouwer, J. en F. Vonk (2020). Kwaliteit van leven. In: J. Den Ridder, E. Josten, J. Boelhouwer en C. vVan Campen (red.), *De sociale staat van Nederland 2020* (p. 335-365). Den Haag: Sociaal en Cultureel Planbureau.
- Boon, M.H., P. Craig, H. Thomson, M. Campbell en L. Moore (2021). Regression discontinuity designs in health: a systematic review. In: *Epidemiology*, jg. 32, nr. 1, p. 87-93 (doi.org/10.1097/ede.0000000000001274).
- Boyd-Swan, C., C.M. Herbst, J. Ifcher en H. Zarghamee (2016). The earned income tax credit, mental health, and happiness. In: *Journal of Economic Behavior & Organization*, jg. 126, p. 18-38.
- CBS (2019). Vijftig jaar minimumloon. Geraadpleegd 20 oktober 2022 via www.cbs.nl/nl-nl/nieuws/2019/08/vijftig-jaar-minimumloon.
- CBS (2020). Wat is mijn koopkracht? Geraadpleegd 20 oktober 2022 via www.cbs.nl/nl-nl/achtergrond/2008/50/wat-is-mijn-bestedbaar-inkomen-.
- CBS (2022a). Gbapersoontab: Persoonskenmerken van personen in de BRP. Geraadpleegd 10 november 2022 via www.cbs.nl/nl-nl/onze-diensten/maatwerk-en-microdata/microdata-zelf-onderzoek-doen/microdatabestanden/gbapersoontab-persoonskenmerken-van-personen-in-de-brp.
- CBS (2022b). Inhabtab: Inkomen van huishoudens. Geraadpleegd 10 november 2022 via www.cbs.nl/nl-nl/onze-diensten/maatwerk-en-microdata/microdata-zelf-onderzoek-doen/microdatabestanden/inhabtab-inkomen-van-huishoudens.
- CBS (2022c). Inpatab: Inkomen van personen. Geraadpleegd 10 november 2022 via www.cbs.nl/nl-nl/onze-diensten/maatwerk-en-microdata/microdata-zelf-onderzoek-doen/microdatabestanden/inpatab-inkomen-van-personen.
- CBS (2022d). Medicijntab: Geneesmiddelen op ATC-code (4). Geraadpleegd 10 november 2022 via www.cbs.nl/nl-nl/onze-diensten/maatwerk-en-microdata/microdata-zelf-onderzoek-doen/microdatabestanden/medicijntab-geneesmiddelen-op-atc-code--4--.

- CBS (2022e). *Meer obesitas en diabetes bij volwassenen met armoederisico*. Geraadpleegd 28 oktober 2022 via www.cbs.nl/nl-nl/nieuws/2022/40/meer-obesitas-en-diabetes-bij-volwassenen-met-armoederisico.
- CBS (2022f). *Naar een nieuwe methode om energieprijzen te berekenen*. Geraadpleegd 21 november 2022 via www.cbs.nl/nl-nl/achtergrond/2022/44/naar-een-nieuwe-methode-om-energieprijzen-te-berekenen.
- CBS (2022g). *Spolisbus: Banen en lonen volgens Polisadministratie*. Geraadpleegd 10 november 2022 via www.cbs.nl/nl-nl/onze-diensten/maatwerk-en-microdata/microdata-zelf-onderzoek-doen/microdatabestanden/spolisbus-banen-en-lonen-volgens-polisadministratie.
- CBS (2022h). *Welzijn*. Geraadpleegd 29 september 2022 via www.cbs.nl/nl-nl/dossier/brede-welvaart/monitor-brede-welvaart-sustainable-development-goals-2022/verdeling/indicatoren/welzijn#1.
- CBS (2022i). *Zvwzorgkostentab: Zorgkosten personen basisverzekering*. Geraadpleegd 10 november 2022 via www.cbs.nl/nl-nl/onze-diensten/maatwerk-en-microdata/microdata-zelf-onderzoek-doen/microdatabestanden/zvwzorgkostentab-zorgkosten-persoon-basisverzekering.
- CBS StatLine (2022a). *Gezonde levensverwachting; inkomensklasse, tot 2014/2017*. Geraadpleegd 10 oktober 2022 via opendata.cbs.nl/statline/#/CBS/nl/dataset/80298NED/table?ts=1672838541235.
- CBS StatLine (2022b). *Inkomen van huishoudens; inkomensklassen, huishoudenskenmerken*. Geraadpleegd 10 oktober 2022 via opendata.cbs.nl/#/CBS/nl/dataset/83932NED/table.
- CBS StatLine (2022c). *Persoon met AOW-uitkering; geslacht, leeftijd en migratieachtergrond*. Geraadpleegd 10 oktober 2022 via opendata.cbs.nl/statline/?dl=3FoE#/CBS/nl/dataset/84943NED/table?ts=1672826905484.
- CBS StatLine (2022d). *Persoon met bijstand; persoonskenmerken*. Geraadpleegd 10 oktober 2022 via opendata.cbs.nl/statline/?dl=3FoE#/CBS/nl/dataset/82016NED/table?ts=1672827007014.
- CBS StatLine (2022e). *Werkgelegenheid en minimumloon; kenmerken baan, cao-sector*. Geraadpleegd 10 oktober 2022 via opendata.cbs.nl/statline/?dl=3FoE#/CBS/nl/dataset/81486ned/table?ts=1672826566025.
- CBS StatLine (2022f). *Gezondheid en zorggebruik; persoonskenmerken, 2014-2021*. Geraadpleegd 10 oktober 2022 via www.cbs.nl/nl-nl/cijfers/detail/83005ned.
- CBS StatLine (2023). *Consumentenprijzen; prijsindex 2015=100*. Geraadpleegd 29 januari 2023, via opendata.cbs.nl/statline/?dl=3FoE#/CBS/nl/dataset/83131NED/table.
- Cengiz, D., A. Dube, A. Lindner en B. Zipperer (2019). The effect of minimum wages on low-wage jobs. In: *The Quarterly Journal of Economics*, jg. 134, nr. 3, p. 1405-1454.
- Chetty, R. en N. Hendren (2018a). The impacts of neighborhoods on intergenerational mobility I: Childhood exposure effects. In: *The Quarterly Journal of Economics*, jg. 133, nr. 3, p. 1107-1162.
- Chetty, R. en N. Hendren (2018b). The impacts of neighborhoods on intergenerational mobility II: County-level estimates. In: *The Quarterly Journal of Economics*, jg. 133, nr. 3, p. 1163-1228.
- Commissie Regulering van Werk (Commissie-Borstlap) (2020). *In wat voor land willen wij werken? Naar een nieuw ontwerp voor de regulering van werk. Eindrapport*. Den Haag: Rijksoverheid. Geraadpleegd via www.rijksoverheid.nl/documenten/kamerstukken/2020/01/23/aanbiedingsbrief-bij-het-rapport-in-wat-voor-land-willen-wij-werken.
- Corak, M. (2013). Income inequality, equality of opportunity, and intergenerational mobility. In: *Journal of Economic Perspectives*, jg. 27, nr. 3, p. 79-102.
- Courtin, E., K. Aloisi, C. Miller, H.L. Allen, L.F. Katz en P. Muennig (2020). The Health Effects Of Expanding The Earned Income Tax Credit: Results From New York City: Study examines the health effects of the New York City Paycheck Plus program that increases the Earned Income Tax Credit for low-income Americans without dependent children. In: *Health Affairs*, jg. 39, nr. 7, p. 1149-1156.
- CPB (2020). *Kansrijk arbeidsmarktbeleid update minimumloonbeleid 2020*. Den Haag: Centraal Planbureau.
- CPB (2022a). *Bijlagen bij de Macro Economische Verkenning 2023*. Den Haag: Centraal Planbureau.
- CPB (2022b). *Bijlagen bij het Centraal Economisch Plan 2022*. Den Haag: Centraal Planbureau.
- CPB (2022c). *Macro-economische verkenning 2023*. Den Haag: Centraal Planbureau.
- CPB/SCP (2020). *Kansrijk armoedebestrijding*. Den Haag: Centraal Planbureau/Sociaal en Cultureel Planbureau.
- Cummins, R.A. (2000). Personal income and subjective well-being: A review. In: *Journal of Happiness Studies*, jg. 1, nr. 2, p. 133-158.
- Cylus, J., M.M. Glymour en M. Avendano (2015). Health effects of unemployment benefit program generosity. In: *American Journal of Public Health*, jg. 105, nr. 2, p. 317-323.
- Dam, W., J. Bommelé en M. Willemsen (2022). *Effectiviteit van Nederlands tabaksontmoedigingsbeleid*. Utrecht: Trimbo-instituut.

- Davillas, A., A.M. Jones en M. Benzeval (2019). The income-health gradient: evidence from self-reported health and biomarkers in understanding society. In: M. Tsionas (red.), *Panel data econometrics. Empirical applications* (p. 709-741). Londen, San Diego, Cambridge en Oxford: Elsevier.
- Dube, A. (2019). Minimum wages and the distribution of family incomes. In: *American Economic Journal: Applied Economics*, jg. 11, nr. 4, p. 268-304.
- Duncan, G. J., K. M. Ziol Guest en A. Kalil (2010). Early childhood poverty and adult attainment, behavior, and health. In: *Child Development*, jg. 81, nr. 1, p. 306-325.
- Economou, A. en I. Theodossiou (2011). Poor and sick: Estimating the relationship between household income and health. In: *Review of Income and Wealth*, jg. 57, nr. 3, p. 395-411.
- Eijkkel, R. van, S. Gerritsen, K. Sadiraj en M. Versantvoort (2021). *The causal effects of employment on mental health and criminality for disabled workers*. Den Haag: Centraal Planbureau.
- Elk, R. van, H.-W. de Boer en E. Verkade (2020). *Arbeidsaanbodelasticiteiten in Micsim*. Den Haag: Centraal Planbureau.
- Esch, T.E.M. van, A.E.M. Brabers, C.E. van Dijk, L. Gusdorf, P.P. Groenewegen en J.D. de Jong (2017). Increased cost sharing and changes in noncompliance with specialty referrals in The Netherlands. In: *Health Policy*, jg. 121, nr. 2, p. 180-188.
- Essen, C. van, J.-M. van Sonsbeek en S. Rabate (2020). *Effecten verhogen minimumloon*. Den Haag: Centraal Planbureau/Sociaal en Cultureel Planbureau.
- EU (2022). Directive (EU) 2022/2041 of the European Parliament and of the Council of 19 October 2022 on adequate minimum wages in the European Union. In: *Official Journal of the European Union*, jg. 275, p. 33-47.
- EUSILC (2018). European Union Statistics of Income and Living Conditions, cross-sectioneel UDB. Versie september 2021, EUROSTAT.
- EUSILC (2019). European Union Statistics of Income and Living Conditions, cross-sectioneel UDB. Versie september 2021, EUROSTAT.
- Foverskov, E. en A. Holm (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. In: *Social Science & Medicine*, jg. 150, p. 172-183.
- Goderis, B., B. van Hulst, J. M. Wildeboer Schut en M. Ras (2018). *De SCP-methode voor het meten van armoede: Herijking en revisie*. Den Haag: Sociaal en Cultureel Planbureau.
- Grünberger, K., E. Narazani, S. Filauro en A. Kiss (2021). *Social and fiscal impacts of statutory minimum wages in EU countries: A microsimulation analysis with EUROMOD* (JRC Working Papers on Taxation and Structural Reforms nr. 6). Sevilla: Europese Commissie.
- Gunasekara, F.I., K. Carter en T. Blakely (2011). Change in income and change in self-rated health: Systematic review of studies using repeated measures to control for confounding bias. In: *Social science & medicine*, jg. 72, nr. 2, p. 193-201.
- Halliday, T.J. (2017). Earnings growth and movements in self reported health. In: *Review of Income and Wealth*, jg. 63, nr. 4, p. 760-776.
- Hardus, S., R. Schellingerhout, M. Reudink, O. van Gerwen en S. Thewissen (2022). *Verankering van brede welvaart in de begrotingssystematiek*. Den Haag: Centraal Planbureau/Planbureau voor de Leefomgeving/ Sociaal en Cultureel Planbureau.
- Hoff, S., B.L. van Hulst, J.M. Wildeboer Schut en B. Goderis (2019). *Armoede in Kaart 2019*. Geraadpleegd via digitaal.scp.nl/armoedeinkaart2019.
- Hoffmann, R., H. Kröger en S. Geyer (2019). Social causation versus health selection in the life course: Does their relative importance differ by dimension of SES? In: *Social Indicators Research*, jg. 141, nr. 3, p. 1341-1367 (doi.org/10.1007/s11205-018-1871-x).
- Horn, B.P., J.C. Maclean en M.R. Strain (2017). Do minimum wage increases influence worker health? In: *Economic Inquiry*, jg. 55, nr. 4, p. 1986-2007.
- Hulst, F., M. Meijer, L. Holst, A. Brabers en J. de Jong (2021). *Afname in aantal mensen dat afziet van zorg vanwege de kosten tussen 2016-2020. Toegang tot zorg 2016-2020* (infographic). Utrecht: Nivel. Geraadpleegd via www.nivel.nl/nl/publicatie/infographic-afname-aantal-mensen-dat-afziet-van-zorg-vanwege-de-kosten-tussen-2016-2020.
- Institute for Social and Economic Research, University of Essex en European Commission Joint Research Centre. (2022). *EUROMOD: Version 1.4.0+* (software).
- Johnson, J.G., P. Cohen, B.P. Dohrenwend, B.G. Link en J.S. Brook (1999). A longitudinal investigation of social causation and social selection processes involved in the association between socioeconomic

- status and psychiatric disorders. In: *Journal of Abnormal Psychology*, jg. 108, nr. 3, p. 490-499.
- Jones, L.E., G. Wang en T. Yilmazer (2022). The long term effect of the Earned Income Tax Credit on women's physical and mental health. In: *Health Economics*, jg. 31, nr. 6, p. 1067-1102.
- Kale, D., K. Stautz en A. Cooper (2018). Impulsivity related personality traits and cigarette smoking in adults: A meta-analysis using the UPPS-P model of impulsivity and reward sensitivity. In: *Drug & Alcohol Dependence*, nr. 185, p. 149-167.
- Kelly-Irving, M., W.P. Ball, C. Bambra, C. Delpierre, R. Dundas, J. Lynch, G. McCartney en K. Smith (2023). Falling down the rabbit hole? Methodological, conceptual and policy issues in current health inequalities research. In: *Critical Public Health*, jg. 33, nr. 1, p. 37-47 (doi.org/10.1080/09581596.2022.2036701).
- Kim, H. en S. Mitra (2022). Dynamics of health and labor income in Korea. In: *The Journal of the Economics of Ageing*, jg. 21, art. 100351.
- Kripfganz, S. (2019). *Generalized method of moments estimation of linear dynamic panel data models* (paper gepresenteerd op de London Stata Conference, 5 september 2019). Exeter: University of Exeter Business School, Department of Economics.
- Kröger, H., E. Pakpahan en R. Hoffmann (2015). What causes health inequality? A systematic review on the relative importance of social causation and health selection. In: *European Journal of Public Health*, jg. 25, nr. 6, p. 951-960 (doi.org/10.1093/eurpub/ckv111).
- Kuka, E. (2020). Quantifying the benefits of social insurance: unemployment insurance and health. In: *Review of Economics and Statistics*, jg. 102, nr. 3, p. 490-505.
- Kuroki, M. (2021). State minimum wage and mental health in the United States: 2011–2019. In: *SSM-Mental Health*, jg. 1, p. 100040.
- Larrimore, J. (2011). Does a higher income have positive health effects? Using the earned income tax credit to explore the income health gradient. In: *The Milbank Quarterly*, jg. 89, nr. 4, p. 694-727.
- Lee, D.S. en T. Lemieux (2010). Regression discontinuity designs in economics. In: *Journal of Economic Literature*, jg. 48, nr. 2, p. 281-355.
- Leigh, J.P. (2021). Treatment design, health outcomes, and demographic categories in the literature on minimum wages and health. In: *Economics & Human Biology*, jg. 43, p. 101043.
- Leigh, J.P., W.A. Leigh en J. Du (2019). Minimum wages and public health: a literature review. In: *Preventive Medicine*, jg. 118, p. 122-134.
- Lenhart, O. (2017). Do higher minimum wages benefit health? Evidence from the UK. In: *Journal of Policy Analysis and Management*, jg. 36, nr. 4, p. 828-852.
- LISS (2022a). Background Variables. Geraadpleegd 10 november 2022 via www.dataarchive.lissdata.nl/study_units/view/322.
- LISS (2022b). Health. Geraadpleegd 10 november 2022 via www.dataarchive.lissdata.nl/study_units/view/12.
- LISS (2022c). Personality. Geraadpleegd 10 november 2022 via www.dataarchive.lissdata.nl/study_units/view/14.
- LISS (2022d). Work and schooling. Geraadpleegd 10 november 2022 via www.dataarchive.lissdata.nl/study_units/view/16.
- Loketgezondleven.nl (z.d.). Gezondheidsbevordering: een greep uit de theorie. Geraadpleegd via www.loketgezondleven.nl/gezondheidsthema/bevorderen-van-gezond-gedrag-hoe-doet-u-dat/greep-uit-de-theorie.
- Luijben, G., F. den Hertog en F. van der Lucht (2019). *Armoede, chronische stress en gezondheid in de gemeente Den Haag: Een verkenning op basis van group model building*. Den Haag: Rijksinstituut voor Volksgezondheid en milieu.
- Lundberg, O. (2020). Next steps in the development of the social determinants of health approach: the need for a new narrative. In: *Scandinavian Journal of Public Health*, jg. 48, nr. 5, p. 473-479.
- Macintyre, S. (1997). The black report and beyond: what are the issues? In: *Social Science & Medicine*, jg. 44, nr. 6, p. 723-745.
- Macintyre, S. (2000). Prevention and the reduction of health inequalities. In: *BMJ*, jg. 320, nr. 7246, p. 1399-1400.

- Mackenbach, J.P. (2012). The persistence of health inequalities in modern welfare states: the explanation of a paradox. In: *Social Science & Medicine*, jg. 75, nr. 4, p. 761-769 (doi.org/10.1016/j.socscimed.2012.02.031).
- Mackenbach, J.P. (2019). *Health inequalities: Persistence and change in modern welfare states*. Oxford: Oxford University Press.
- Mackenbach, J.P., J. Rubio Valverde, B. Artnik, M.s Bopp, H. Brønnum-Hansen, P. Deboosere, R. Kalediene, K. Kovács, M. Leinsalu, P. Martikainen, G. Menvielle, E. Regidor, J. Rychtaříková, M. Rodriguez-Sanz, P. Vineis, C. White, B. Wojtyniak, Y. Hu en W.J. Nusselder (2018). Trends in health inequalities in 27 European countries. In: *Proceedings of the National Academy of Sciences*, jg. 115, nr. 25, p. 6440-6445 (doi.org/10.1073/pnas.1800028115).
- Mackenbach, J.P., J. Rubio Valverde, M. Bopp, H. Brønnum-Hansen, P. Deboosere, R. Kalediene, K. Kovács, M. Leinsalu, P. Martikainen, G. Menvielle, E. Regidor en W.J. Nusselder (2019). Determinants of inequalities in life expectancy: an international comparative study of eight risk factors. In: *The Lancet Public Health*, jg. 4, nr. 10, p. e529-e537.
- Marmot, M. (2005). Social determinants of health inequalities. In: *The Lancet*, jg. 365, nr. 9464, p. 1099-1104.
- Maxwell, J., R. Pryce en L.B. Wilson (2022). The impact of increasing the United Kingdom national minimum wage on self reported health. In: *Health Economics*, jg. 31, nr. 6, p. 1167-1183.
- Meraya, A.M., N. Dwibedi, X. Tan, K. Innes, S. Mitra en U. Sambamoorthi (2018). The dynamic relationships between economic status and health measures among working age adults in the United States. In: *Health Economics*, jg. 27, nr. 8, p. 1160-1174.
- Michaud, P.-C. en A. van Soest (2008). Health and wealth of elderly couples: Causality tests using dynamic panel data models. In: *Journal of Health Economics*, jg. 27, nr. 5, p. 1312-1325.
- Michie, S., M. M. van Stralen en R. West (2011). The behaviour change wheel: a new method for characterising and designing behaviour change interventions. In: *Implementation Science*, jg. 6, nr. 1, p. 1-12.
- Moral-Benito, E., P. Allison en R. Williams (2019). Dynamic panel data modelling using maximum likelihood: an alternative to Arellano-Bond. In: *Applied Economics*, jg. 51, nr. 20, p. 2221-2232.
- Morgan, E.R., H.D. Hill, S.J. Mooney, F.P. Rivara en A. Rowhani Rahbar (2020). State earned income tax credits and general health indicators: A quasi experimental national study 1993-2016. In: *Health Services Research*, jg. 55, p. 863-872.
- Mossakowski, K.N. (2014). Social causation and social selection. In: W.C. Cockerham, R. Dingwall en S.R. Quah (red.), *The Wiley Blackwell Encyclopedia of Health, Illness, Behavior, and Society* (p. 2154-2160). Oxford: John Wiley & Sons.
- Muilwijk-Vriend, S., C. Tempelman, L. Kroon en M. Lammers (2019). *Gezondheidsproblemen in WW en bijstand*. Amsterdam: SEO Economisch Onderzoek.
- Murphy, C.M., M. K. Stojek en J. MacKillop (2014). Interrelationships among impulsive personality traits, food addiction, and Body Mass Index. In: *Appetite*, jg. 73, p. 45-50.
- Neumark, D. en P. Shirley (2022). Myth or measurement: What does the new minimum wage research say about minimum wages and job loss in the United States? In: *Industrial Relations: A Journal of Economy and Society*, jg. 61, nr. 4, p. 384-417.
- Prochaska, J.O. en C.C. DiClemente (1982). Transtheoretical therapy: Toward a more integrative model of change. In: *Psychotherapy: Theory, Research & Practice*, jg. 19, nr. 3, p. 276-288 (doi.org/10.1037/h0088437).
- Reeves, A., M. McKee, J. Mackenbach, M. Whitehead en D. Stuckler (2017). Introduction of a national minimum wage reduced depressive symptoms in low wage workers: a quasi natural experiment in the UK. In: *Health Economics*, jg. 26, nr. 5, p. 639-655.
- Reumers, L., M. Bekker, H. Hilderink, M. Jansen, J.-K. Helderman en D. Ruwaard (2022). Qualitative modelling of social determinants of health using group model building: the case of debt, poverty, and health. In: *International Journal for Equity in Health*, jg. 21, nr. 1, p. 1-12.
- RIVM (2021). *Impactvolle determinanten van gezondheid*. Geraadpleegd 9 januari 2023 via www.rivm.nl/determinanten-van-gezondheid.
- Roodman, D. (2009). How to do xtabond2: An introduction to difference and system GMM in Stata. In: *The Stata Journal*, jg. 9, nr. 1, p. 86-136.
- Roos, A.-F., M. Diepstraten en Rudy Douven (2021). *When Financials Get Tough, Life Gets Rough?: Problematic Debts and Ill Health*. Den Haag: Centraal Planbureau.
- RVS (2020). *Gezondheidsverschillen voorbij: Complexe ongelijkheid is een zaak van ons allemaal*. Den Haag: Raad voor Volksgezondheid en Samenleving.

- RVS (2022). Besluit tot vaststelling van het wettelijk minimumloon met ingang van 1 januari 2023 vanwege een bijzondere verhoging van 2,5% en de halfjaarlijkse indexatie en tot wijziging van het Besluit inkomensondersteuning AOW-ers. In: *Staatscourant*, jg. 2022, nr. 28195.
- Rijksoverheid (2021). *Omzien naar elkaar, vooruitkijken naar de toekomst*. Coalitieakkoord 2021-2025. Den Haag: Rijksoverheid.
- Rijksoverheid (2022a). *Miljoenennota 2023*. Geraadpleegd via www.rijksoverheid.nl/onderwerpen/prinsjesdag/documenten/begrotingen/2022/09/20/miljoenennota-2023.
- Rijksoverheid (2022b). *Uitkeringsbedragen per 1 juli 2022*. Geraadpleegd 5 juli 2022 via www.rijksoverheid.nl/onderwerpen/algemene-ouderdomswet-aow/documenten/publicaties/2022/06/17/uitkeringsbedragen-per-1-juli-2022.
- Rijksoverheid (2022c). *Maatregelen Nationaal Preventieakkoord*. Geraadpleegd 2 november 2022 via www.rijksoverheid.nl/onderwerpen/gezondheid-en-preventie/nationaal-preventieakkoord.
- Schneiderman, N., G. Ironson en S.D. Siegel (2005). Stress and health: psychological, behavioral, and biological determinants. In: *Annual Review of Clinical Psychology*, jg. 1, p. 607-628.
- Schulenberg, R. en M. Vlekke (2022). *Stresstest kosten van levensonderhoud*. Den Haag: Centraal Planbureau.
- Shields-Zeeman, L., D.F. Collin, A. Batra en R. Hamad (2021). How does income affect mental health and health behaviours? A quasi-experimental study of the earned income tax credit. In: *Journal of Epidemiology and Community Health*, jg. 75, nr. 10, p. 929-935.
- Sigaud, L., A. Daley, J. Rubin en C. Noblet (2022). The effects of recent minimum wage increases on self-reported health in the United States. In: *Social Science & Medicine*, nr. 305, p. 115110.
- Simon, D., M. McInerney en S. Goodell (2018). *The earned income tax credit, poverty, and health*. Health Affairs Policy Brief van 4 oktober 2018 (doi.org/10.1377/hpb20180817.769687).
- Stoeldraijer, L., A. Kunst, F. Chilunga en C. Harmsen (2022). *Sociaal-demografische verschillen in COVID-19-sterfte in het eerste jaar van de coronapandemie*. Geraadpleegd 13 juni 2022 via www.cbs.nl/nl-nl/longread/statistische-trends/2022/sociaal-demografische-verschillen-in-covid-19-sterfte-in-het-eerste-jaar-van-de-coronapandemie?onpage=true.
- Sun, S., J. Huang, D.L. Hudson en M. Sherraden (2021). Cash transfers and health. In: *Annual Review of Public Health*, jg. 42, nr. 1, p. 363-380.
- Sutherland, H. en F. Figari (2013). EUROMOD: the European Union tax-benefit microsimulation model. In: *International Journal of Microsimulation*, jg. 6, nr. 1, p. 4-26.
- SVB (2022). *AOW-bedragen: bedragen vanaf 1 juli 2022*. Geraadpleegd 5 juli 2022 via www.svb.nl/nl/aow/bedragen-aow/aow-bedragen.
- SZW (2021). *Cao-afspraken 2020*. Den Haag: Ministerie van Sociale Zaken en Werkgelegenheid.
- SZW (2022). *Adviesaanvraag sociaaleconomische gezondheidsverschillen*. Den Haag: Ministerie van Sociale Zaken en Werkgelegenheid.
- SZW en Financiën (2019). *Marginale druk: op het randje van de mogelijkheden*. Den Haag: Ministerie van Sociale Zaken en Werkgelegenheid en Ministerie van Financiën.
- TK (2019/2020). *Wet invoering minimumuurloon*. Wetsvoorstel van de leden Kathmann en Maatoug van 14 november 2019. Tweede Kamer, vergaderjaar 2019/2020, 35335.
- TK (2021/2022a). *Hoofdlijnen bijzondere verhoging wettelijk minimumloon*. Brief aan de Tweede kamer van de ministers Van Gennip (SZW) en Schouten (Armoedebeleid, Participatie en Pensioenen) van 17 juni 2022. Tweede Kamer, vergaderjaar 2021/2022, 29544, nr. 1109.
- TK (2021/2022b). *Minimumloon per 1 januari 2022 verhogen naar €14 per uur*. Motie van het lid Simons c.s. van 23 september 2021. Tweede Kamer, vergaderjaar 2021/2022, 35925, nr. 66.
- TK (2021/2022c). *Aanpak geldzorgen, armoede en schulden*. Brief aan de Tweede Kamer van minister Schouten (Armoedebeleid, Participatie en Pensioenen) van 12 juli 2022. Tweede Kamer, vergaderjaar 2021/2022, 24515, nr. 643.
- Tøge, A.G. (2016). Health effects of unemployment in Europe (2008--2011): a longitudinal analysis of income and financial strain as mediating factors. In: *International Journal for Equity in Health*, jg. 15, nr. 1, p. 1-12.
- Urban Institute (z.d.). *State Earned Income Credits*. Geraadpleegd via www.urban.org/policy-centers/cross-center-initiatives/state-and-local-finance-initiative/state-and-local-backgrounders/state-earned-income-tax-credits#etc.
- Venkataaramani, A.S., J. Bor en A.B. Jena (2016). Regression discontinuity designs in healthcare research. In: *BMJ*, nr. 352 (doi.org/10.1136/bmj.i1216).

- Vos, K. de (2021). *EUROMOD country report - Netherlands 2018-2021*. European Commission.
- Vermeulen, W., T. Schwartz, J. Athmer, R. van Eijkel, M. Middeldorp, F. Burema en J. Veldkamp (2022). *Bijstandsverdeelmiddel 2023: Technisch Achtergronddocument Actualisatiefase*. Amsterdam: SEO Economisch Onderzoek.
- Vrooman, C., J. Boelhouwer, J. Iedema en A. Van der Torre (nog te verschijnen) *Eigentijdse ongelijkheid. De postindustriële klassenstructuur op basis van vier typen kapitaal. Verschil in Nederland 2023*. Den Haag: Sociaal en Cultureel Planbureau.
- VZinfo.nl (2022). *Roken| Werk en inkomen*. Geraadpleegd 2 november 2022 via www.vzinfo.nl/roken/werk-en-inkomen.
- Weinberg, D., G.W.J.M. Stevens, C. Currie, K. Delaruelle, M. Dierckens, M. Lenzi, G. Main en Catrin Finkenauer (2021). Country-level meritocratic beliefs moderate the social gradient in adolescent mental health: a multilevel study in 30 European countries. In: *Journal of Adolescent Health*, jg. 68, nr. 3, p. 548-557.
- Wennekers, A., J. Boelhouwer, C. van Campen en J. Kullberg (2019). *De sociale staat van Nederland 2019*. Den Haag: Sociaal en Cultureel Planbureau.
- Wildeboer Schut, J.M. en S. Hoff (2022). *Kennisnotitie Armoede. Ramingen september 2022*. Den Haag: Sociaal en Cultureel Planbureau.

Dankwoord

De resultaten in hoofdstuk 5 zijn gebaseerd op EUROMOD versie 14.0+. EUROMOD werd oorspronkelijk onderhouden, ontwikkeld en beheerd door het Institute for Social and Economic Research (ISER). Sinds 2021 wordt dit gedaan door het Gemeenschappelijk Centrum voor Onderzoek (JRC) van de Europese Commissie, in samenwerking met EUROSTAT en nationale teams uit de EU-landen. Wij zijn dank verschuldigd aan de vele mensen die aan de ontwikkeling van EUROMOD hebben bijgedragen. De resultaten en de interpretatie ervan vallen onder de verantwoordelijkheid van ons als auteurs.

Verder hebben we gegevens gebruikt uit de EU-statistiek van inkomens en levensomstandigheden (cross-sectionele en longitudinale UDB – versie september 2021). We zijn EUROSTAT dankbaar voor het verstrekken ervan.

Acknowledgements

The results presented in Chapter 5 are based on EUROMOD version 14.0+. Originally maintained, developed and managed by the Institute for Social and Economic Research (ISER), since 2021 EUROMOD is maintained, developed and managed by the Joint Research Centre (JRC) of the European Commission, in collaboration with EUROSTAT and national teams from the EU countries. We are indebted to the many people who have contributed to the development of EUROMOD. The results and their interpretation are the authors' responsibility.

We further acknowledge the use of data from the European Union Statistics of Income and Living Conditions (cross-sectional and longitudinal UDB – version September 2021) and are thankful to EUROSTAT for providing it.

Dit is een uitgave van:

Sociaal en Cultureel Planbureau
Postbus 16164
2500 BD Den Haag
www.scp.nl
info@scp.nl