

In de kou achtergelaten

Een onderzoek naar flexibele arbeidsovereenkomsten,
inkomensonzekerheid en energiearmoede

Michiel Boneschansker
Masterscriptie sociologie
Rijksuniversiteit Groningen
September 2023

Abstract:

Energiearmoede is een groeiend probleem in de Nederlandse samenleving. Zo'n 600 duizend huishoudens ervaren nu moeite met het betalen van de energierekening en wonen in een koude en slecht geïsoleerde woning. Onderzoek naar energiearmoede focust tot nu toe vooral op de hoeveelheid energiearmoede en directe oorzaken. De link tussen inkomensonzekerheid en de effecten daarvan op de capaciteit om energiearmoede te voorkomen of verlichten, blijft onderbelicht. Dit onderzoek kijkt naar het effect van flexibele arbeidsovereenkomsten op het risico om energiearmoede te ervaren en de potentieel mediërende rol van inkomensonzekerheid. De resultaten tonen dat zzp'ers, freelancers en vrije beroepsbeoefenaars een hoger risico hebben om energiearmoede te ervaren. Bovendien wordt dat hogere risico deels verklaard door inkomensonzekerheid. Dit onderzoek identificeert daarmee een groep werkenden die kwetsbaar is voor energiearmoede. Dat kan beleidsmakers helpen om hulp en ondersteuning te richten op hen die dat het meeste nodig hebben. Daarmee kan energiearmoede worden voorkomen en worden verlicht.

Inhoud

1. Inleiding.....	3
1.1. Wat is energietoelating?	4
1.2. Wie ervaart energietoelating in Nederland?	5
1.3. De maatschappelijke gevolgen van energietoelating	6
2. Flexibele arbeidsovereenkomsten.....	9
2.1. Flexibele arbeidsovereenkomsten en inkomensonzekerheid	9
2.2. Inkomensonzekerheid en energietoelating.....	11
3. Bestaand onderzoek naar energietoelating	15
4. Data en methode	19
4.1. Dataverzameling	19
4.2. Operationalisatie.....	21
4.3. Methode	26
4.3.1. Controlevariabelen	27
4.3.2. Samenhang.....	28
4.3.3. Mediatieverband	28
5. Resultaten.....	30
5.1. Controlevariabelen.....	30
5.2. Controlevariabelen en flexibele arbeidsovereenkomsten	33
5.3. Model I: controlevariabelen en energietoelating	36
5.4. Model II: flexibele arbeidsovereenkomsten en energietoelating.....	39
5.5. Model III: flexibele arbeidsovereenkomsten en inkomensonzekerheid	40
5.6. Model IV: flexibele arbeidsovereenkomsten en energietoelating via inkomensonzekerheid ...	43
6. Conclusie	46
7. Literatuurlijst	51
8. Bijlage I: alternatief model I	57
Bijlage II: kruistabellen van effecten controlevariabelen op kans om type arbeidsovereenkomst te hebben.	61

1. Inleiding

In januari 2023 bracht het Nederlands Instituut voor Toegepast Natuurkundig-wetenschappelijk Onderzoek (TNO) een rapport uit over energiearmoede in Nederland. De auteurs stellen dat het aantal huishoudens dat energiearmoede ervaart in Nederland is toegenomen van 512 duizend in 2020 tot 602 duizend in 2022. Ook schatten zij in dat zonder de financiële steunpakketten van de overheid gedurende 2022 er ruim een miljoen huishoudens energiearmoede zouden hebben ervaren (Mulder et al. 2023). Vandaar dat het kabinet in 2023 al minimaal 235 miljoen voor het bestrijden van energiearmoede heeft vrijgemaakt (Ministerie van Algemene Zaken, 2023). Maar ondanks de overheidssteun zijn de problemen ver van over. Klimaatverandering legt namelijk grote druk op huishoudens in Nederland om snel te verduurzamen. Energiearmoede is daarbij extreem problematisch omdat het de verduurzaming van de gebouwde omgeving belemmert. Bovendien kan energiearmoede de ongelijkheid in Nederland vergroten en meer mensen in armoede drukken.

Tegelijkertijd is in de afgelopen decennia de flexibilisering van de arbeidsmarkt toegenomen in Nederland. Dat wil zeggen, meer en meer mensen werken onder flexibele arbeidsvoorwaarden of als zzp'er (TNO, 2020 & CBS, z.d.-c). Dit aantal was in 2022 opgelopen tot vier miljoen werknemers, ongeveer vier op de tien van alle werkenden in Nederland (CBS, z.d. -c). Flexibele arbeidsvoorwaarden en zzp constructies kunnen inkomensonzekerheid veroorzaken. Immers, mensen met zulke arbeidsovereenkomsten zijn minder zeker van hun baan of voldoende werk in de toekomst. Inkomensonzekerheid kan mogelijk ook bijdragen aan energiearmoede omdat mensen met een onzeker inkomen niet in staat zijn om hun woning te verduurzamen of op andere manieren energiearmoede te verlichten of te voorkomen. Flexibilisering en energiearmoede lijken in eerste opzicht misschien niks met elkaar te maken te hebben. Maar werk en inkomen zijn niet los te zien van andere grote ontwikkelingen in onze samenleving. Het is daarom aannemelijk dat grote trends in werk en inkomen effect hebben op andere aspecten van de samenleving zoals armoede. Dit onderzoek is in die zin een verkenning: hebben flexibilisering en energiearmoede iets met elkaar te maken? En hoe dan?

Er is nog geen onderzoek gedaan naar de mogelijke samenhang tussen inkomensonzekerheid door flexibele arbeidsovereenkomsten en energiearmoede. Dit onderzoek stelt daarom de vraag of mensen met flexibele arbeidsovereenkomsten een groter risico lopen om energiearmoede te ervaren? Zo ja, komt dit omdat zij inkomensonzekerheid ervaren? Dit onderzoek focust daarmee expliciet op de capaciteit van individuen of huishoudens om energiearmoede te verlichten, op te lossen of te voorkomen. Op die manier kan ook de toekomstige financiële situatie van mensen

meegenomen worden in onderzoek naar wie risico heeft om energiearmoede te ervaren. Veel onderzoek naar energiearmoede legt de nadruk juist op inkomen, percentage van inkomen dat wordt besteed aan energiekosten en energetische kwaliteit van een woning. Dit zijn nuttige aspecten en zij geven een reëel beeld van de mate van energiearmoede. Ze leveren echter weinig inzicht op als het aankomt op de beleving van energiearmoede en de capaciteiten van huishoudens of individuen om energiearmoede zelfstandig op te lossen of te voorkomen. Dit onderzoek verschaft meer inzicht in de financiële capaciteiten of barrières die mensen ervaren om energiearmoede op te lossen of te voorkomen en de arbeidsovereenkomsten die daar aan ten grondslag liggen. Daarmee komt er ook meer inzicht in de toekomstige capaciteiten van mensen. En dat is een onderdeel van energiearmoede wat nog helemaal niet is meegenomen in analyses en onderzoek.

In hoofdstuk 1 wordt uitgelegd wat energiearmoede is, wie het ervaart en wat de maatschappelijke gevolgen zijn. Hoofdstuk 2 gaat over de trend van toenemende flexibilisering in Nederland en hoe dit via inkomensonzekerheid mogelijk samenhangt met energiearmoede. In hoofdstuk 3 wordt samengevat wat voor onderzoek er allemaal naar energiearmoede is gedaan de afgelopen decennia. In hoofdstuk 4 wordt vervolgens beschreven met welke data en welke analysemethode onderzocht is of flexibele arbeidsovereenkomsten en energiearmoede inderdaad samenhangen. In hoofdstuk 5 worden de resultaten gepresenteerd van de kwantitatieve analyse. In hoofdstuk 6 volgt dan de conclusie van het onderzoek.

1.1. Wat is energiearmoede?

Energiearmoede is een combinatie van een laag inkomen, een hoge energierekening en een woning met een lage energetische waarde. Een laag inkomen betekent een maandelijks inkomen dat maximaal 130% van de lage inkomensgrens bedraagt (CBS, z.d. -e). Voor alleenstaanden vanaf 21 jaar was 130% van de lage inkomensgrens 1408 euro bruto per maand vanaf juli 2023 (UWV, 2023). Voor samenwonenden of gehuwden 1994 euro bruto per maand (UWV, 2023). Van een hoge energierekening is sprake wanneer meer dan 10% van het maandelijks inkomen besteed wordt aan energie. Tien procent wordt aangehouden door het CBS en TNO omdat het in vergelijking met het nationaal gemiddelde (7,8%) substantieel hoger is (Mulder et al., 2023). Een huis heeft een lage energetische waarde als het energielabel lager dan label D is¹.

Het is belangrijk om de energetische waarde van een woning mee te nemen in de

¹ Energielabels zijn niet voor alle huishoudens beschikbaar en vaak gedateerd en daarom niet een goede afspiegeling van de daadwerkelijke energetische waarde van een woning. Om dit te omzeilen worden alleen energielabels E, F en G als lage energetische waarde genomen omdat deze over het algemeen worden aangemerkt als minst energiezuinig.

conceptualisatie van energiearmoede. Alleen inkomen en energiekosten bekijken om te bepalen of iemand energiearmoede ervaart legt namelijk te veel nadruk op dat inkomen. De oorzaken van energiearmoede zijn complex en genuanceerd. Alleen kijkend naar inkomen blijven heel veel dimensies van energiearmoede dus compleet onderbelicht. Onderzoekers van het TNO trekken een vergelijkbare conclusie:

Als we energiearmoede exclusief definiëren als betalingsprobleem – hetgeen meestal gebeurt middels een indicator voor energiekosten als % van het inkomen (de energiequote) – dan laten we de belangrijkste oorzaak van de hoge energierekening – namelijk een huis met lage energiekwaliteit – buiten beschouwing. Dit heeft op haar beurt tot gevolg dat er geen inzicht ontstaat in de (on)mogelijkheden van huishoudens om hun hoge energierekening te verlagen middels het verduurzamen van hun woning (Mulder et al. 2023, p.8).

Er kunnen bijvoorbeeld huishoudens zijn die energie ‘onderconsumeren’ vanwege een laag inkomen – bijvoorbeeld door bepaalde ruimtes in huis niet te verwarmen - en dus een lage energierekening hebben. Alleen kijkend naar inkomen en energiekosten ervaart zo’n huishouden dus geen energiearmoede. In de werkelijkheid blijkt een huishouden dan wel energiearmoede te ervaren. Immers, mensen in dat huishouden consumeren minder energie dan eigenlijk nodig is.

Energetische waarden biedt dan uitkomst omdat dit nuance geeft aan inkomen en energiekosten. In het bovenstaande voorbeeld wordt duidelijk dat er wel sprake is van energiearmoede: een laag inkomen in combinatie met een lage energetische waarde maar toch een lage energierekening wijst op ‘onderconsumptie’. Tenslotte is het namelijk zo dat er bij energielabels E, F of G veel warmte verloren gaat door een gebrek aan isolatie. Dit is vaak ongeacht energieverbruik verminderend gedrag zoals korter douchen. Van energiearmoede is dus sprake wanneer een huishouden met een laag inkomen, een hoge energierekening betaalt of in een huis met een lage energetische waarde woont.

1.2. Wie ervaart energiearmoede in Nederland?

Volgens het laatste rapport van TNO genaamd *Energiearmoede in Nederland* (Mulder et al. 2023), met data van de *Monitor Energiearmoede* van het CBS, ervaarden in 2022 naar schatting 602 duizend Nederlandse huishoudens energiearmoede. Dat is ongeveer 7,4% van alle Nederlandse huishoudens. Het betreft hier dus huishoudens met een inkomen tot 1668 euro voor alleenstaanden en 2351 euro voor samenwonenden omdat dit onderzoek over 2022 is gebruikt. De sociale minima lagen toen dus nog iets hoger dan nu het geval is. In 2020 woonde ruim de helft van alle energiearme huishoudens bovendien in een woning met de laagste energetische waarden, labels F en G. Deze huishoudens raken dus erg veel warmte kwijt door slechte isolatie. Energiearme huishoudens besteden gemiddeld zo’n 190 euro per maand aan energie, wat ongeveer 12,7% van hun maandelijks

inkomen inneemt. Echter, onder huishoudens die in woningen met de laagste energetische waarden wonen kan dit bedrag oplopen tot ongeveer 248 euro oftewel 16,3% van hun maandelijks inkomen.

Het merendeel van deze huishoudens woont in een huurwoning (68,1%) en dit betreft relatief vaak galerij-, portiek-, beneden- of bovenwoningen, of appartementen en woningen boven bedrijfsruimten. Dat het merendeel van energiearme huishoudens in huurwoningen woont komt onder andere doordat mensen in huurwoningen voor het verbeteren van de energetische waarde afhankelijk zijn van een woningcorporatie of particuliere verhuurder. Een woningcorporatie of particuliere verhuurder heeft minder redenen om de energetische waarde van een woning te verbeteren dan de bewoners zelf (Mulder, Dalla Longa & Straver, 2023). Die afhankelijkheid van verhuurders zorgt ervoor dat de energetische waarde van een woning laag blijft, wat het risico op energiearmoede vergroot.

Daarnaast bestaan energiearme huishoudens relatief vaak uit alleenstaanden en eenoudergezinnen. Dit komt onder andere omdat met name vrouwen en alleenstaande moeders een hoger risico lopen op energiearmoede (Clancy et al. 2017). De sterkste toename in 2022 vond echter plaats onder meerpersoonshuishoudens. De hoogste percentages energiearme huishoudens komen voor in Noordoost-Groningen, Zuid-Limburg, Rotterdam, Den Haag, Arnhem en omgeving, Almelo en Enschede. Over het algemeen geldt dat energiearmoede het meest voorkomt in zeer stedelijke gebieden en in niet stedelijke gebieden en het minst in matig of weinig stedelijke gebieden. In de minst stedelijke gebieden is dit wellicht verklaarbaar doordat woningen daar vaker vrijstaand zijn en vaak ook groter (Dalla Longa et al. 2021). In steden is dit het fenomeen wellicht verklaarbaar doordat mensen in steden vaker huren dan woningeigenaar zijn.

1.3. De maatschappelijke gevolgen van energiearmoede

Energiearmoede heeft vergaande maatschappelijke gevolgen, zowel op collectief als individueel niveau. Er zijn vier grote effecten van energiearmoede die het meest zorgelijk zijn. Deze hebben te maken met gezondheid, sociale isolatie, armoede en de energietransitie. Om te beginnen met gezondheid: energiearmoede kan leiden tot een slechtere fysieke gezondheid. Huishoudens die energiearmoede ervaren kunnen in de koude wintermaanden hun eigen woning niet geheel, nauwelijks of zelfs helemaal niet verwarmen. Koude woningen kunnen ziektes zoals verkoudheid, griep, artritis en reuma verergeren of veroorzaken (Dear & McMichael, 2011). Daarnaast is een koude woning vaak ook vochtiger en dat kan schimmelgroei veroorzaken. Vocht en schimmel in huis veroorzaken luchtwegaandoeningen zoals astma en andere luchtweginfecties (Straver et al 2020;

Reames, 2016). Met name kinderen lopen een extra risico op ziekte en onderzoek heeft aangetoond dat energiearmoede de onderwijsprestaties van kinderen kan verlagen (Halkos, 2021; Lidell & Morris, 2010).

Daarnaast wordt energiearmoede gelinkt aan hogere sterftcijfers in de koude seizoenen (Dear & McMichael, 2011; Recalde et al. 2019). De World Health Organisation concludeerde in 2011 dat overmatige sterftcijfers in de winter niet samenhangen met klimaat; landen met zachte winters hadden vaker overmatige sterftcijfers dan landen met strenge winters. Overmatige sterftcijfers bleek met binnentemperaturen te maken te hebben (Braubach et al. 2011). Een literatuurreview uit 2022 toont aan dat in 38 studies energiearmoede consistent gelinkt wordt aan een slechtere gezondheid van de luchtwegen; meer en ergere chronische ziektes; hogere mortaliteit; meer gebruik van gezondheidsdiensten; een verhoogd risico op gezondheidsrisico's; en een slechtere gezondheid in het algemeen (Ballesta-Arjona et al. 2022).

Bovendien heeft energiearmoede ook een negatief effect op mentale gezondheid. Energiearmoede en armoede in het algemeen veroorzaakt vaak veel stress over de financiële situatie van een huishouden. Dat wil zeggen, huishoudens die (energie)armoede ervaren zijn gedurende de dag vrij constant bezig met het maken van moeilijke financiële keuzes en afwegingen. Dit geeft veel stress en eist een hoge tol van hun mentale gezondheid (Krishna, 2016; Lichand & Mani, 2020; Ballesta-Arjona et al. 2022). Zo lopen mensen die (energie)armoede ervaren een groter risico op angststoornissen en depressies (Gilbertson et al. 2012; Liddell & Morris, 2010). Ook zorgen over fysiek ongemak door kou in huis en zorgen over de gevolgen van kou en vocht in huis voor de eigen gezondheid ook voor veel stress (Liddell & Guiney, 2014).

Ten tweede kan energiearmoede sociale isolatie verergeren (Mulder, Longa, & Straver, 2023). Anderson et al. (2012) vonden dat alleenstaanden die energiearmoede ervoeren in het Verenigd Koninkrijk een grote kans hadden om sociaal geïsoleerd te raken. Dit komt met name omdat mensen die energiearmoede ervaren zich daarvoor kunnen schamen en dus liever geen mensen bij hen thuis uitnodigen. Dat kan dan ook nog eens een vicieuze cirkel worden: energiearme alleenstaanden hebben een hoger risico op sociale isolatie, wat ervoor zorgt dat zij ook een groter risico lopen op depressie en nog verdere sociale isolatie (Anderson et al. 2012; Middlemiss & Gillard, 2015).

Ten derde kan energiearmoede bredere armoede veroorzaken. Niet alleen omdat een hoge energierekening een groot deel van het inkomen inneemt. Soms zijn mensen gedwongen te kiezen tussen eten of verwarmen (Anderson et al. 2012; Straver et al 2020). Meerdere onderzoeken hebben aangetoond dat energiearme huishoudens regelmatig keuzes maken tussen verwarmen en andere

uitgaven zoals eten, internet, zorg etc. (Middlemiss, 2022; Middlemiss & Gillard, 2015; Anderson et al. 2012). Bovendien, als mensen fysiek en mentaal minder gezond zijn, zijn ze ook minder in staat om te werken, daalt hun arbeidsproductiviteit en hebben ze een groter risico om werkeloos te worden (Straver et al. 2020; Halkos, 2021).

Als laatste kan energiearmoede de effectiviteit van en het draagvlak voor het Nederlandse klimaatbeleid ondermijnen. Mensen die energiearmoede ervaren hebben namelijk weinig of geen mogelijkheden om zelf hun eigen woning of gedrag te verduurzamen. Dit kan komen omdat zij huren en afhankelijk zijn van een corporatie of particuliere verhuurder voor het verduurzamen. Verhuurders hebben, zoals eerder benoemd, minder redenen dan de huurder zelf om ook daadwerkelijk te verduurzamen (Mulder, Dalla Longa & Straver, 2023). Bovendien hebben energiearme huishoudens zelden de financiële middelen om hun eigen woning te verduurzamen. TNO schat dat er in totaal 1,4 miljoen huishoudens zijn in Nederland die niet over de middelen beschikken om de energetische waarde van hun woning te verbeteren. Zij kunnen, zo stelt het rapport, dus niet meedoen aan de energietransitie (Mulder et al. 2023).

Beleidsinterventies rondom de energietransitie blijken tot nu toe nog ineffectief omdat zij te ongericht zijn. Huishoudens met een hoog inkomen geven gemiddeld meer uit aan energie dan huishoudens met lage inkomens. Maar dat is in absolute cijfers. Relatief zijn het vooral huishoudens met lage inkomens die hoge energierekeningen hebben. Veel klimaatbeleid is vooral gericht op CO²-vermindering door bijvoorbeeld het uitfaseren van gas of elektrisch rijden. Dat is vaak onbetaalbaar voor lagere inkomens. Vandaar dat onderzoek van het TNO aantoont dat het grootste gedeelte van overheidssubsidies in Nederland en Europa voor verduurzaming terecht komen bij huishoudens met hoge inkomens en juist heel weinig bij huishoudens met lage inkomens (Straver et al. 2020; De Bruyn, 2017). Een substantieel gedeelte van de Nederlandse huishoudens (1,4 miljoen huishoudens; 17,6% van het totaal aantal huishoudens) kan dus zelf niet verduurzamen en krijgt té weinig steun van de overheid. Dat vermindert vertrouwen in de overheid en draagvlak voor de energietransitie. Zonder dit draagvlak komen de doelstellingen van de Nederlandse regering en de Europese Unie in het geding (Straver et al 2020).

De effecten van energiearmoede zijn dus vergaand en zeer schadelijk voor individuen en de Nederlandse samenleving als geheel. Het is daarom van groot belang om goed te weten wie het grootste risico loopt op energiearmoede.

2. Flexibele arbeidsovereenkomsten

In dit hoofdstuk wordt uitgelegd waarom mensen met een flexibele arbeidsovereenkomsten extra kwetsbaar zijn voor energiearmoede. In het eerste deel wordt de stand van flexibilisering van de Nederlandse arbeidsmarkt in kaart gebracht. Daarna wordt uitgelegd hoe flexibilisering leidt tot inkomensonzekerheid. Als laatste wordt inkomensonzekerheid theoretisch in verband gebracht met energiearmoede en worden de hypothesen van dit onderzoek gepresenteerd.

We spreken van flexibele arbeidsovereenkomsten wanneer een werknemer tijdelijk voor een werkgever werkt of als zelfstandige zonder personeel en daardoor baanonzekerheid of inkomensonzekerheid heeft (CBS, z.d.-f). In Nederland werken in 2023 volgens data van het CBS bijna vier miljoen werknemers onder een flexibele arbeidsovereenkomst. Zo ongeveer vier op de tien werkenden had daarmee een flexibele arbeidsovereenkomst (CBS *Statline*, 2023-a). Het gaat om 1,2 miljoen zzp'ers en 2,7 miljoen flexwerkers. Van de flexwerkers waren in 2022 de meesten oproep- en invalskrachten (923 duizend). Twee andere grote groepen flexwerkers in 2022 waren 407 duizend uitzendkrachten en 602 duizend tijdelijke werknemers met uitzicht op een vaste arbeidsovereenkomst (CBS, z.d.-b). Het meeste flexwerk vindt plaats in de cultuur, recreatie en horeca sector en de landbouw, bosbouw en visserij. Flexibele arbeidsovereenkomsten komen het minst voor bij overheidsdiensten en openbaar bestuur (CBS, z.d.-a). In Nederland werken vooral jonge mensen tot en met 35 jaar, lager- en middelbaaropgeleiden, vrouwen en mensen met een migratieachtergrond onder flexibele arbeidsovereenkomsten. Daarentegen hebben hogeropgeleiden vaker een vaste arbeidsovereenkomst en is meer dan de helft van alle zelfstandigen hoogopgeleid, man en 45 jaar of ouder (Engbersen et al. 2020; CBS *Statline*, 2023).

2.1. Flexibele arbeidsovereenkomsten en inkomensonzekerheid

Mensen met een flexibele arbeidsovereenkomst kunnen inkomensonzekerheid ervaren omdat zij minder baanzekerheid hebben. Omdat flexibele arbeidsovereenkomsten tijdelijk zijn of geen zekerheid van werk bieden voor de toekomst, is de baanzekerheid bij flexibele arbeidsovereenkomsten lager. Baanzekerheid kent een objectieve en een subjectieve kant. Subjectieve baanzekerheid is het risico dat een werknemer ervaart dat hij of zij in de nabije toekomst geen werk meer heeft en de gerelateerde problemen daarvan, zoals het verlies van een inkomen. Objectieve baanzekerheid is de formele arbeidsovereenkomst die de werknemer en werkgever hebben afgesloten. De objectieve en subjectieve kanten zijn niet altijd hetzelfde. Iemand met een flexibele arbeidsovereenkomst (objectief) hoeft niet per se lage baanzekerheid te ervaren

(subjectief). Bijvoorbeeld omdat iemand al zeker is van een andere baan in de toekomst of uitzicht heeft op een vast contract. Of misschien werkt iemand in een sector waar zekerheid bestaat over de hoeveelheid werk in de toekomst. Andersom geldt ook dat iemand met een vast contract alsnog weinig baanzekerheid kan ervaren. Bijvoorbeeld omdat er een herstructurering plaatsvindt bij een werkgever.

Vandaar ook dat de flexibele arbeidsovereenkomsten in deze studie zijn opgesplitst in drie groepen. Voor zzp'ers, freelancers en vrije beroepsbeoefenaars geldt dat er objectief een lage mate van baanzekerheid kan bestaan, maar subjectief juist niet omdat zzp'ers en dergelijken vaak bewust voor die onzekerheid kiezen. Die onzekerheid gaat namelijk vaak gepaard met vrijheid en autonomie in het werk. Mensen met tijdelijke contracten hebben objectief lage baanzekerheid maar wellicht nog wel uitzicht op een vast contract of een nieuwe opdracht na de contracttermijn. Subjectieve baanzekerheid kan dus voor deze groep ook weer anders zijn dan voor zzp'ers of oproepkrachten. Mensen die werken als oproep- of uitzendkrachten vormen een hele diverse groep. Voor sommigen is er zowel objectief als subjectief veel baanzekerheid. Bijvoorbeeld zoals in de horeca waar een baan objectief wel onzeker is, maar subjectief niet vanwege de tekorten in de sector. Maar voor iemand die via een platform werkt (bijvoorbeeld Uber) kan het zowel subjectief als objectief zeer onzeker zijn hoeveel werk er is. Het is daarom aannemelijk dat oproep- en uitzendkrachten baanonzekerheid echt anders ervaren dan zzp'ers of tijdelijke werknemers.

Onderzoek toont ook aan dat mensen met tijdelijke contracten minder baanzekerheid ervaren. Dit komt ten eerste omdat zij geen vast contract hebben en dus objectief niet zeker zijn van hun baan. Maar het komt ook doordat mensen met tijdelijke arbeidsovereenkomsten denken (en soms ook ervaren) dat als hun werkgever moet inkrimpen of herstructureren, zij de eerste zullen zijn die hun baan verliezen (Klandermans et al. 2010; Keim et al. 2014; De Witte & Van Hootegem, 2022; Wielers et al. 2022). Mensen met tijdelijke contracten hebben dus zowel objectief als subjectief een lage baanzekerheid. Zzp'ers zijn over het algemeen positief over de onzekerheid van hun inkomen. Die onzekerheid nemen zzp'ers vaak voor lief in ruil voor vrijheid en autonomie (Engbersen et al. 2020). Desondanks zijn zzp'ers vanwege hun afhankelijkheid van de economische schommelingen van de sector of markt waar zij in werken, ook minder zeker van werk. Zzp'ers hebben dus objectief minder baanzekerheid, maar ervaren subjectief weinig stress daarvan.

Minder baanzekerheid leidt tot meer inkomensonzekerheid. Van inkomensonzekerheid is sprake wanneer een individu of huishouden een terugval in inkomens meemaakt binnen 18 maanden (De Beer & Van der Gaag, 2020). De lengte van 18 maanden is relevant omdat werknemers met flexibele arbeidsovereenkomsten (exclusief zzp'ers) vaak een contractduur hebben van 0 tot 2 jaar,

zo blijkt uit data van het CBS over 2022 (CBS Statline, 2023-b). Zo'n 75 procent van alle werkenden met een flexibele arbeidsovereenkomst exclusief zzp'ers had – volgens de data van het CBS – in 2022 een maximale contractduur van 2 jaar. Dat komt neer op ongeveer 2 miljoen mensen. Zo'n 56 procent van alle werkenden met een flexibele arbeidsovereenkomst had een contractduur van maximaal 1 jaar. Dat komt neer op ongeveer 1,5 miljoen mensen (CBS Statline, 2023-b). Na 18 maanden heeft dus meer van de helft van de werkenden met een flexibele arbeidsovereenkomst of geen werk meer of een nieuw contract. De data van het CBS tonen verder aan dat 4,8 procent van alle flexwerkers in 2020 werkloos waren geworden, waar zij een jaar eerder nog werk hadden. Dit kwam neer op 107 duizend mensen (CBS, z.d. -e). Bovendien ontvangen flexwerkers gemiddeld lagere lonen dan werknemers met vaste contracten (CBS, z.d. -e). Voor zzp'ers geldt dat zij niet altijd zeker zijn dat er genoeg werk voor hen is in de toekomst. Bovendien zijn zzp'ers kwetsbaarder wanneer zij bijvoorbeeld langdurig ziek worden (Engbersen et al. 2020).

Wie niet weet of hij of zij in de toekomst nog wel een baan of voldoende werk heeft, kan ook niet met zekerheid uitgaan van een toekomstig inkomen. Die inkomensonzekerheid is echter niet voor iedereen met een flexibele arbeidsovereenkomst negatief. Veel mensen, met name jongeren, geven aan flexibel werken prettig te vinden of zelfs essentieel voor hun persoonlijke ontwikkeling (Engbersen et al. 2020). Daar staat tegenover dat mensen met flexibele arbeidsovereenkomsten een hoger risico op herhalingswerkeloosheid hebben; deze mensen hebben tijdelijk een baan, zijn dan tijdelijk werkloos, en hebben dan weer tijdelijk een baan (Kremer et al. 2017; Dekker & Mooi-Reci, 2011). Dit proces kan zich blijven herhalen en zij hebben dus geen stabiel inkomen voor langere tijd. Zo blijft de inkomensonzekerheid dus ook lang aanhouden.

2.2. Inkomensonzekerheid en energiearmoede

Inkomensonzekerheid kan op drie manieren tot energiearmoede leiden. Ten eerste zorgt een lage baanzekerheid ervoor dat mensen moeilijker of zelfs geen eigen huis kunnen kopen. Bijvoorbeeld omdat het ingewikkeld of zelfs onmogelijk is om een hypotheek te krijgen zonder vast contract. Een werkgever moet vaak een intentieverklaring ondertekenen, waarmee hij of zij belooft een werknemer in vaste dienst te nemen in de toekomst, voordat iemand een hypotheek kan krijgen. Onderzoek toont inderdaad aan dat het mensen met een flexibele arbeidsovereenkomst negatiever tegen flexibel werken aan gaan kijken zodra zij bijvoorbeeld een huis willen gaan kopen. Zij ontdekken dan dat flexibele arbeidsovereenkomsten in de weg staan van het krijgen van een hypotheek (Elchardus & Smits, 2007). Mensen met flexibele arbeidsovereenkomsten zijn vaak ook

jonger en hebben dus minder kapitaal. Dat maakt het ook moeilijker om een huis te kopen. Dus flexibele arbeidsovereenkomsten kunnen ervoor zorgen dat mensen langer blijven huren. En zoals hierboven beschreven zijn het vooral mensen die huren die een groter risico op energiearmoede lopen.

Ten tweede zorgt inkomensonzekerheid voor een gebrek aan financiële ruimte. Zoals hierboven beschreven verdienen mensen met flexibele arbeidsovereenkomsten gemiddeld minder geld. Dat is een barrière zijn voor mensen om te sparen voor grote investeringen zoals zonnepanelen of warmtepompen of HR++ glas. Daarnaast zijn mensen met flexibele arbeidsovereenkomsten sowieso minder in staat om te investeren in zulke dingen omdat zij minder zeker zijn van werk in de toekomst. Immers, wie niet zeker weet of hij of zij de huur kan betalen over een jaar is ook minder geneigd om nu grote investeringen te doen. Isoleren kost veel geld en als je niet zeker weet of je over een jaar nog een inkomen hebt, is een grote investering risicovoller. Wie nu veel geld investeert in zonnepanelen of een warmtepomp of HR++ glas, houdt minder geld over voor onvoorziene kosten zoals bij ziekte. Inkomensonzekerheid is in die zin een stimulus om geld te sparen en juist niet te investeren. Geïnvesteerd geld kan immers niet meer gebruikt worden wanneer er toch nog onvoorziene kosten zijn. Mensen met veel inkomensonzekerheid zullen dus liever niet investeren want dan is er geen geld meer in geval van nood of onvoorziene kosten. Mensen met meer inkomensonzekerheid kunnen vaak niet al te ver in de toekomst plannen: de horizon ligt dichtbij.

Onderzoek toont aan dat zulke financiële dilemma's sterk meespelen in grote keuzes in de persoonlijke levens van mensen. Zo blijkt dat inkomensonzekerheid mensen ervan weerhoudt om een eerste kind te krijgen (Chkalova & Van Gaalen, 2017). Daarmee komt de capaciteit van huishoudens om zelfstandig energiearmoede te verminderen of te voorkomen in het geding. Want wie niet kan investeren in de energetische waarde van een eigen woning blijft zitten met een slecht geïsoleerd huis. Dan blijft de energierekening dus ook hoog. Een gebrek aan financiële ruimte is dus een barrière bij het voorkomen van energiearmoede en kan dus ook een oorzaak zijn van energiearmoede.

Ten derde kan inkomensonzekerheid leiden tot financiële stress. Uit onderzoek blijkt dat mensen die armoede ervaren ook veel stress hebben door een gebrek aan financiële ruimte. Zij zijn als het ware constant bezig met het maken van ingewikkelde financiële afwegingen en keuzes en dat zorgt voor veel stress (Krishna, 2016; Lichand & Mani, 2020). Ook inkomensonzekerheid kan leiden tot financiële stress. Bijvoorbeeld doordat iemand niet zeker is of hij of zij in de nabije toekomst de rekeningen nog wel kan betalen. Of omdat iemand niet zeker is of hij of zij nog wel nieuwe kleren of schoenen voor een kind kan kopen.

De stress die armoede en inkomensonzekerheid veroorzaken zorgt voor een verminderde cognitieve capaciteit. Onderzoek toont bijvoorbeeld aan dat mensen onder stress door een gebrek aan financiële ruimte significant minder goed presteren op cognitieve tests (Mani et al. 2013; Haushofer & Fehr, 2014). Dat betekent dat mensen bijvoorbeeld geen goed afgewogen keuzes kunnen maken waar ze hun geld aan besteden of extra moeite ervaren om een goede afweging te maken tussen vandaag en de toekomst (Hick & Burchardt, 2017). Ook blijken mensen onder financiële stress minder cognitieve capaciteit te hebben om een goede afweging te maken tussen kleine financiële voordelen nu en grotere financiële voordelen later (Carvalho et al. 2016; Akesaka et al. 2021). Stress door een gebrek aan financiële ruimte leidt dus tot slechtere beslissingen vandaag en minder zicht op morgen. Ook hier ligt de horizon als het ware dichtbij.

Een verminderde cognitieve capaciteit door financiële stress kan ook impact hebben op de capaciteit om zelfstandig energiearmoede te verlichten of voorkomen. Dat heeft twee redenen. Ten eerste, wie een minder goede afweging kan maken tussen baten op de lange termijn en kosten op de korte termijn, heeft ook minder zicht op de voordelen die het verbeteren van een lage energetische waarde kan hebben. Onderzoek wijst uit dat het inderdaad juist huishoudens met lage inkomens zijn die niet investeren in het verbeteren van energetische waarden van hun eigen woning. Een van de mogelijke redenen hiervoor is dat huishoudens met lage inkomens veel meer andere dingen hebben om zich druk over te maken. Zij zijn daarom dus minder in staat om zich te verdiepen of bezig te houden met de opties die zij hebben (Shah et al. 2012). Men kiest dan voor zogenaamde *default choice* of standaard keuzes. De *default choice* is voor huishoudens met lage inkomens is vaak om niet te investeren in energetische waarden omdat er meer drukkende problemen zijn (Sunstein & Reisch, 2014).

Ten tweede kan een verminderde cognitieve capaciteit er dus voor zorgen dat mensen minder goed afgewogen financiële keuzes maken. Mensen die armoede ervaren of lage inkomens hebben spelen bijvoorbeeld vaker mee in loterijen, schrijven zich niet in voor hulpprogramma's voor armoede, sparen te weinig en lenen te veel (Shah et al. 2012). Het Nationaal Instituut voor Budgetvoorlichting (NIBUD) stelt in een rapport in 2022 dat mensen door slecht afgewogen keuzes rekeningen niet betalen voor zorg, hypotheek, water, huur en energie (Groen et al. 2022). Dit leidt er vervolgens toe dat mensen minder financiële ruimte hebben of zelfs in de schulden terecht komen. Minder financiële ruimte leidt op haar beurt dan weer tot minder capaciteit om de energetische waarde van de eigen woning te verbeteren. En daarmee blijft de energierekening hoog. Figuur 1 laat van boven naar beneden zien hoe inkomensonzekerheid via drie paden kan leiden tot energiearmoede.



Figuur 1: hoe inkomensonzekerheid kan leiden tot energiearmoede.

Dit alles wil nog niet zeggen dat iedereen met een flexibele arbeidsovereenkomst geen huis kan kopen en stress door een gebrek aan financiële ruimte ervaart en dus ook een groter risico op energiearmoede heeft. Het betekent alleen dat flexibele arbeidsovereenkomsten, via lage baan zekerheid, leidt tot inkomensonzekerheid en dat inkomensonzekerheid leidt tot een groter risico op energiearmoede. De toekomstige financiële situatie van een huishouden is belangrijk als we echt goed in kaart willen brengen wie een groter risico loopt op energiearmoede. In onderzoek naar energiearmoede wordt inkomensonzekerheid echter nog niet meegenomen. Men definieert inkomen nu als maandelijks of jaarlijks inkomen en kijkt niet naar de zekerheid van dat inkomen. Daarmee blijft onderzoek naar energiearmoede te veel een momentopname: wat iemand nu verdient. Dat geeft helaas nog onvoldoende inzicht in de onzekerheid van dat inkomen. Omdat inkomensonzekerheid een belangrijke rol speelt bij armoede is het ook goed mogelijk dat inkomensonzekerheid ook een rol speelt bij energiearmoede. Om energiearmoede in te bedden in bestaande kennis over armoede is het dus nuttig om inkomensonzekerheid ook mee te nemen in een conceptualisatie van energiearmoede.

Om te testen of het hebben van een flexibele arbeidsovereenkomst inderdaad via inkomensonzekerheid effect heeft op het risico om energiearmoede te ervaren zijn de volgende hypothesen opgesteld:

1a. *Mensen met een tijdelijk contract hebben een groter risico om energiearmoede te ervaren dan mensen met een vaste arbeidsovereenkomst.*

1b. *Mensen die werken als oproep- of uitzendkracht hebben een groter risico om energiearmoede te ervaren dan mensen met een vaste arbeidsovereenkomst.*

1c. *Mensen die werken als zzp'ers of freelancer of vrije beroepsbeoefenaar hebben een groter risico om energiearmoede te ervaren dan mensen met een vaste arbeidsovereenkomst.*

2a. *Het effect van een tijdelijke arbeidsovereenkomst op het risico om energiearmoede te ervaren loopt geheel of deels via inkomensonzekerheid.*

2b. *Het effect van een oproep- of uitzend arbeidsovereenkomst op het risico om energiearmoede te ervaren loopt geheel of deels via inkomensonzekerheid.*

2c. *Het effect van een zzp, freelance of vrije beroepsbeoefenaars arbeidsconstructie op het risico om energiearmoede te ervaren loopt geheel of deels via inkomensonzekerheid.*

3. Bestaand onderzoek naar energiearmoede

Energiearmoede werd voor het eerst onderzocht in het Verenigd Koninkrijk in de jaren '80 onder de naam 'fuel poverty'. Boardman (1991) toonde als eerste aan dat energiearmoede onder andere wordt veroorzaakt door een combinatie van lage inkomens, hoge energierekeningen en slecht geïsoleerde huizen. Om de mate van energiearmoede in het Verenigd Koninkrijk te kunnen meten nam zij de uitgaven van een huishouden aan energie en vergeleek die uitgaven met de nationale mediaan van uitgaven aan energie. Als een huishouden minimaal twee keer zoveel als de nationale mediaan uitgaf, was er sprake van energiearmoede. Op die manier zette zij een drempelwaarde om energiearmoede te meten. In veel onderzoeken in de vier decennia sinds Boardman werd een vergelijkbare drempelwaarde gehanteerd (Pelz et al. 2018).

Door een toename aan beschikbare data gebruikten onderzoekers naast uitgaven aan energie ook vaker de combinatie van lage inkomens, hoge energierekeningen en slecht geïsoleerde huizen. Straver et al. (2020) gebruiken bijvoorbeeld een drempelwaarde van 10% van inkomen dat wordt gespendeerd aan energiekosten. De huishoudens die met die drempelwaarde werden aangemerkt als energiearm werden toen verder onderzocht met data over lage inkomens en slecht geïsoleerde huizen. Dat gaf een gedetailleerd beeld van de energetische waarde van de woningen van energiearme huishoudens en het inkomen dat deze huishoudens hebben. Veel nationale overheden (o.a. Frankrijk, Oostenrijk, Ierland en België) gebruiken Boardman's drempelwaarde in combinatie met lage inkomens en slecht geïsoleerde huizen om energiearmoede te meten en voor het vormen van beleid (Clancy et al. 2017).

Recentelijk wordt pas echt duidelijk dat een definitie gebaseerd op uitgaven aan energie, inkomen en energetische waarde van een woning niet voldoende is. Ten eerste omdat deze manier van meten behoorlijk vatbaar is voor onderrepresentatie van energiearmoede. Onderrepresentatie kan voorkomen wanneer mensen een lage energierekening hebben omdat zij minder consumeren dan daadwerkelijk wenselijk of nodig is. Dit noemt men ook wel verborgen energiearmoede (Straver et al. 2020, Halkos et al. 2021). Ten tweede is deze manier van meten cultureel afhankelijk. Zo blijkt uit onderzoek van Churchill & Smith (2020) dat verschillende etnische groepen verschillende voorkeuren hebben voor binnentemperaturen en ook meer of minder geneigd zijn om duurzaam gedrag over te nemen van mensen buiten hun eigen etnische groep. Ook Pelz et al. (2018) vonden dat energiebesparend gedrag verschilt tussen culturen en etnische groepen. Inkomen, uitgaven aan energie en energetische waarde zijn dus indicatoren die behoorlijk onder invloed staan van andere zaken zoals cultuur of onderconsumptie. Er is een veel completer en genuanceerder beeld nodig om daadwerkelijk te kunnen zien wie wel en niet energiearmoede ervaart en waarom dan.

De ontdekking van de beperkingen aan een definitie van energiearmoede aan de hand van inkomen, energierekening en energetische waarde van de woning heeft ervoor gezorgd dat er momenteel veel discussie is over de beste conceptualisatie van energiearmoede. De daadwerkelijke ervaring van energiearmoede en de complexe samenhang van verschillende oorzaken en omstandigheden kunnen niet goed gevangen worden door factoren die alleen gaan over inkomen, energierekening en energetische waarde. Onderzoekers doen daarom recentelijk steeds meer moeite om zo veel mogelijk aspecten van de ervaring van energiearmoede mee te nemen. Daar komt ook meer interesse voor de subjectieve kant van energiearmoede steeds bij kijken. De ervaren realiteit van energiearmoede krijgt meer aandacht. Daarmee komen ook meer indicatoren en oorzaken aan het licht die tien jaar geleden nog niet relevant leken.

Zo wordt er meer aandacht besteed aan demografische gegevens. Clancy et al. (2017) vonden dat vrouwen een hoger risico lopen op energiearmoede in de Europese Unie. Onder andere omdat vrouwen gevoeliger zijn voor koude temperaturen en omdat vrouwen met een lager inkomen veel vaker alleenstaande ouder zijn dan mannen met een lager inkomen. Ook in Nederland is 89% van alle alleenstaande ouders een vrouw (CBS, 2020). En Mashoodi & Bouman (2023) vonden dat vrouwen in Nederland vaker in oudere huizen wonen met een hoge energieconsumptie. Daarnaast wordt leeftijd tegenwoordig in veel studies meegenomen (Elnakat & Gomez, 2016; Reames 2016) en ook etniciteit is steeds belangrijker (Churchill & Smith, 2020; Hernandéz, 2015). Ook sociaaleconomische factoren zoals of iemand huurt of eigenaar is van een woning, de bevolkingsdichtheid van de woonomgeving, en de samenstelling van een huishouden worden nu

vaker aangewezen als invloedrijke factoren (Mulder, Dalla Longa & Straver, 2023).

Als laatste zijn onderzoekers zich in de laatste jaren steeds meer bewust van het belang van de capaciteit van mensen om energiearmoede zelfstandig te voorkomen of verlichten. Mensen die energiearmoede ervaren hebben vaak (zeer) weinig mogelijkheden en capaciteiten om zelfstandig energiearmoede te verlichten of te voorkomen (Mulder et al. 2023; Longa et al. 2021; Straver et al. 2020). Middlemiss en Gillard (2015) vroegen participanten in hun interviews dus ook specifiek naar de capaciteit om zich aan te passen om energiearmoede te verminderen of voorkomen.

Participanten gaven inderdaad aan dat zij niet over de capaciteit beschikten om zelfstandig hun eigen woning te verduurzamen. Wel pasten de participanten hun gedrag aan. Bijvoorbeeld door het huis alleen volledig te verwarmen als er visite kwam. Die capaciteit wordt ook steeds belangrijker met oog op de energietransitie. Ook in de gebouwde omgeving moet immers nog stevig worden verduurzaamd om de klimaatdoelen te halen. Daarbij spelen individuele huishoudens ook een grote rol. Mensen moeten ook zelf aan de slag om hun eigen woning een betere energetische waarde te geven. Maar als mensen die capaciteit niet hebben, blijven er te veel woningen met een te lage energetische waarde.

Samen met de hierboven besproken nieuwe factoren, zoals geslacht en sociaaleconomische kenmerken, is er een hele lijst aan voorspellende factoren ontstaan. De meest voorkomende conceptualisatie van energiearmoede focust echter nog altijd vooral op inkomen, percentage van inkomen dat aan energie wordt besteed en energetische waarde van de woning. Deze drie indicatoren blijken vooralsnog een betrouwbare manier om het aantal huishoudens te tellen dat energiearmoede ervaart. Daar worden nu wel meer andere belangrijke factoren extra bij meegenomen. Deze conceptualisatie van energiearmoede is vrij betrouwbaar en werkt goed om te kunnen tellen hoe veel huishoudens energiearmoede ervaren.

Maar deze conceptualisatie van energiearmoede vertelt weinig tot niks over de gradatie van energiearmoede. De conceptualisatie van energiearmoede is daarom vooralsnog incompleet. In 1976 stelde econoom Amartya Sen al dat het meten van armoede niet alleen moet gaan over het aantal mensen dat armoede ervaart (Sen, 1976). Naast 'head-counting' toont een goede meting van armoede ook de intensiteit van armoede (hoe ver onder de armoedegrens leeft een individu of huishouden). Door intensiteit te meten krijgt men een goed beeld van wie de meest kwetsbare groepen zijn en wie het meest acuut hulp nodig hebben. Dat zou wel uit inkomen kunnen worden afgeleid maar dat is in onderzoek naar energiearmoede tot dusver nog niet gebeurd. Als derde moet ook de ongelijkheid binnen de groep mensen die armoede ervaren gemeten worden. Met die ongelijkheid kan goed worden gemeten wie er makkelijker en moeilijker geholpen zijn. Daarmee is

beleid ook betere te richten. Dit noemde Sen ook wel de drie i's van armoede: incidence, intensity en inequality. Deze manier van het meten van armoede geeft een veel genuanceerder beeld dan alleen 'head-counting'.

Croon et al. (2023) stellen in lijn met Sen dat ook een conceptualisatie van energiearmoede meer rekening moet houden met intensiteit en ongelijkheid. Alleen een 'head-count' verleidt beleidsmakers er misschien toe om energiearmoede verlichtende maatregelen vooral te richten op huishoudens die het makkelijkst geholpen zijn. De hoge inzet van kabinet Rutte III op zonnepanelen en warmtepompen getuigt van precies zo'n instelling. Er waren ruime subsidies voor zonnepanelen en warmtepompen. Een grote groep Nederlanders heeft daar gebruik van gemaakt en dat levert heel mooie resultaten en cijfers op. Maar de groep die het hardst hulp nodig heeft, namelijk zij die het zwaarst energiearmoede ervaren, is niet geholpen (De Bruyn, 2017). Met andere woorden, maatregelen worden dan misschien het meest gericht op de korte termijn en op lage intensiteit van energiearmoede. Op die manier worden snel en met minimale middelen zo veel mogelijk mensen geholpen. Tegelijkertijd zijn daarmee juist de mensen die de hoogste intensiteit van energiearmoede en het verst onder de armoedegrens leven het minst geholpen.

Croon et al. (2023) stellen daarom dat als er sprake is van een hoge 'incidence' in combinatie met een lage intensiteit van energiearmoede, een brede aanpak gericht op de korte termijn gerechtvaardigd is. Een goed voorbeeld is de tijdelijke energiekostenvergoeding van november en december 2022. Aan de andere kant, als er sprake is van lage 'incidence' maar een hoge intensiteit is alleen een gerichte aanpak met oog voor de lange termijn nuttig. Een goed voorbeeld is structurele hulp voor kwetsbare groepen zoals mensen met een migratieachtergrond of alleenstaande ouders.

Dit onderzoek hoopt de conceptualisatie van energiearmoede verder te nuanceren. Specifiek gaat het om het ontdekken van een mogelijke nieuwe kwetsbare groep: mensen met flexibele arbeidsovereenkomsten. Zoals hierboven beschreven (H2.2) is het mogelijk dat het hebben van een flexibele arbeidsovereenkomst een hogere mate van inkomensonzekerheid veroorzaakt. Inkomensonzekerheid kan dan op zijn beurt weer leiden tot minder capaciteit om energiearmoede te voorkomen of te verhelpen. Ook kan inkomensonzekerheid het moeilijker maken om eigenaar van een woning te worden. Een verminderde capaciteit en een hogere kans om huurder te zijn vergroten het risico om energiearmoede te ervaren. Daarmee zijn mensen met flexibele arbeidsovereenkomsten dus een potentieel kwetsbare groep. En zoals Sen (1976) en Croon et al. (2023) benadrukken, het is cruciaal om kwetsbare groepen goed in beeld te hebben. Daar hoort dus ook bij dat je verder kijkt dan alleen een 'head-count'. Het gaat ook om groepen die in de toekomst een hoog risico lopen op energiearmoede omdat zij nu inkomensonzekerheid ervaren en dus ook nu

niet kunnen verduurzamen. Zij blijven zitten met woningen met lage energetische waarden en hoge energierekeningen. Dit toekomstperspectief moet ook meegenomen worden in een conceptualisatie van energiearmoede.

Onderzoeken van het Sociaal en Cultureel Planbureau (Vrooman et al., 2018) en de Sociaal-Economische Raad (2021) tonen aan dat met name zzp'ers en oproepkrachten – dus mensen met een flexibele arbeidsovereenkomst – veruit de grootste groepen werkende armen vormen. Het gaat daar dus om mensen die wel werken maar alsnog moeite hebben met rondkomen. In beide rapporten komt duidelijk naar voren dat het hebben van een wisselend inkomen een oorzaak is van moeite met rondkomen. Dat is een duidelijke indicatie dat inkomensonzekerheid samenhangt met armoede. Maar er is vooralsnog geen onderzoek gedaan naar of het hebben van een flexibele arbeidsovereenkomst, via inkomensonzekerheid, ook kan leiden tot energiearmoede.

Aan de hand van een kwantitatieve analyse wordt in dit onderzoek dus gekeken of het hebben van een flexibele arbeidsovereenkomst, via inkomensonzekerheid, samenhangt met energiearmoede. Daarmee kan worden bepaald of mensen met flexibele arbeidsovereenkomsten een kwetsbare groep vormen.

4. Data en methode

In dit hoofdstuk wordt uiteengezet hoe de kwantitatieve data voor dit onderzoek zijn verzameld en welke variabelen zijn samengesteld uit de data en hoe dat gedaan is. Als laatste wordt uitgelegd hoe de analyse wordt uitgevoerd.

4.1. Dataverzameling

In dit onderzoek wordt gebruik gemaakt van gegevens van het LISS (Longitudinal Internet studies for the Social Sciences) panel beheerd door Centerdata (Universiteit van Tilburg, Nederland).

Het LISS-panel is een representatieve steekproef van Nederlandse personen die deelnemen aan maandelijkse internetenquêtes. Het panel is gebaseerd op een echte kanssteekproef van huishoudens getrokken uit het bevolkingsregister. Huishoudens die anders niet zouden kunnen deelnemen zijn voorzien van een computer en internetverbinding. Er wordt een longitudinaal onderzoek uitgevoerd onder het panel dat elk jaar een grote verscheidenheid aan domeinen bestrijkt, waaronder gezondheid, werk, onderwijs, inkomen, huisvesting, tijdsbesteding, politieke opvattingen, waarden en persoonlijkheid. Er zijn voor dit onderzoek dus jaarlijkse waves.

Specifiek gaat het hier om de dataset Economic Situation: Income (Income – LISS core Study – Wave 15). Deze dataset bevat informatie over inkomen van personen in huishoudens in de periode 6 juni t/m 26 juli 2022 (zie codeboek in bijlage). De data is verzameld onder 7.178 panelleden van 16 jaar en ouder, waarvan 1.577 non-response, 113 incompleet en 5.488 respondenten de Income vragenlijst compleet hebben ingevuld. De tweede dataset is Economic Situation: Housing (Housing – LISS Core Study - Wave 15). Deze dataset bevat informatie over huisvesting en is verzameld in de periode juli en augustus 2022 onder het hoofd van een huishouden/één persoon per huishouden dat lid is van het LISS panel. Deze individuen vertegenwoordigen dus hun huishouden. Het gaat om 5.025 individuen, waarvan 820 non-respons, 23 incompleet en 4.182 respondenten hebben de Housing vragenlijst compleet ingevuld.

De derde dataset die wordt gebruikt heet Work and Schooling (Work and Schooling – LISS Core Study, Wave 15). Deze dataset bevat informatie over arbeidsparticipatie, baankenmerken, pensioenen, en opleidingen en cursussen. De data is verzameld over de periode april en mei 2022. Het onderzoek is uitgezet onder 6.919 panelleden, waarvan 1.144 non-respons, 178 incompleet en 5.579 respondenten hebben de vragenlijst Work and Schooling compleet ingevuld. De vierde dataset heet Background Variables en wordt maandelijks bijgehouden door de panelleden vragenlijsten te sturen. Alleen als de Background Variables up-to-date zijn, kan een individu een andere vragenlijst invullen. Van deze vier datasets is één dataset gemaakt. Het totaal aantal respondenten in de samengevoegde dataset, dat gebruikt wordt in dit onderzoek, is 10.907 respondenten. Dit getal is hoger dan de individuele datasets omdat er respondenten zijn die één of meerdere datasets niet hebben ingevuld. Een respondent die Work and Schooling niet heeft ingevuld maar Income wel zit dus alsnog in de samengevoegde dataset. Maar voor die respondent staan alleen missing values op alle variabelen uit Work and Schooling. Er zijn dus veel missing values in de uiteindelijke dataset.

Helaas kan er geen gemiddelde met een errormargin worden toegepast op deze missing values. Immers, de variabelen zijn grotendeels categorisch en dus kan er geen gemiddelde zijn. Daarnaast kan er ook geen schatting worden gemaakt. We kunnen immers niet voor respondenten gaan inschatten hoe zij wonen op basis van kans. De missing values zijn dus meegenomen in de analyse alsof zij niet bestaan. Dat wil zeggen dat er gebruik is gemaakt van listwise deletion: als een respondent een missing value had op een van de variabelen in een model, telde deze respondent niet voor de analyse. Vandaar dat in de resultaten ook te zien is dat de modellen een lagere N-waarde hebben dan de volledige dataset.

4.2. Operationalisatie

De vier hierboven beschreven datasets worden samengevoegd tot één dataset waarbij alle irrelevante variabelen en niet bruikbare respondenten werden verwijderd. Als eerste zijn alle kinderen in een huishouden verwijderd uit de dataset, aan de hand van de variabele *positie in het huishouden*, omdat zij vaak nog niet werken en dus afhankelijk zijn van het inkomen van ouders. Het totaal aantal respondenten dat wél meetelt in de analyse komt daarmee op 8254. Daar zitten ook respondenten bij die één of meerdere missing values hebben op variabelen. Om energiearmoede te kunnen meten wordt gebruik gemaakt van de variabelen:

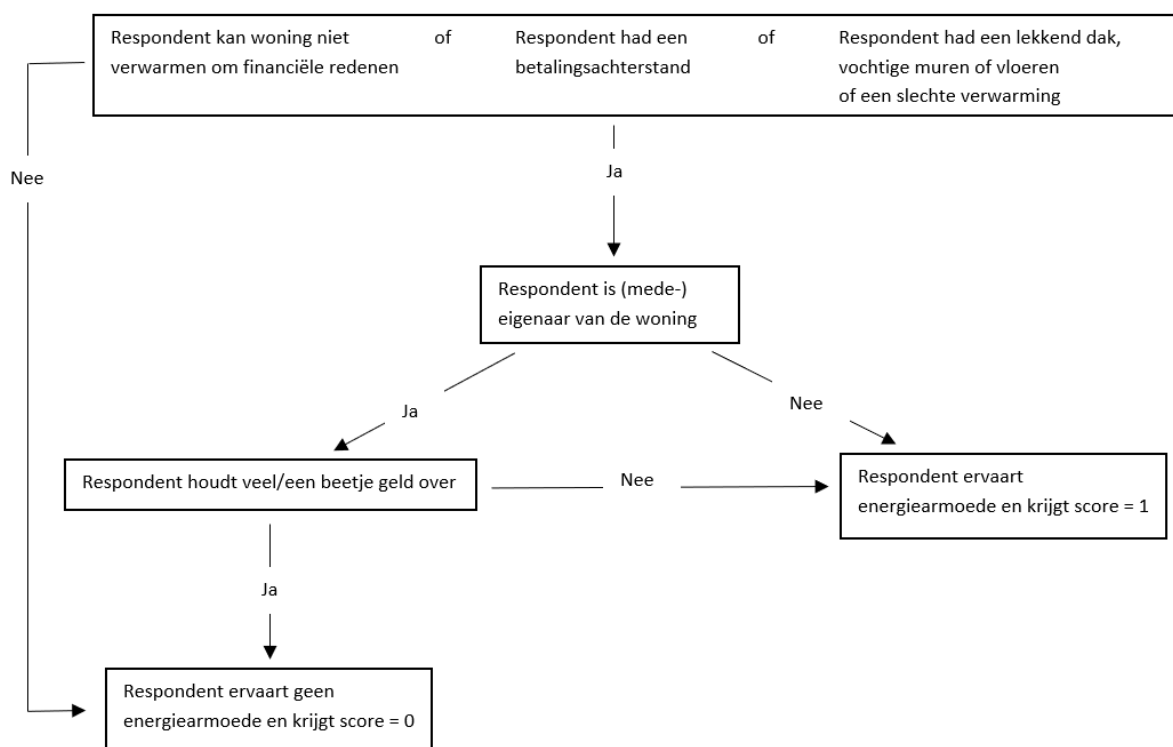
- Kunt u uw woning goed verwarmen? (ci22o353)
 1. ja
 2. nee, daar heb ik onvoldoende geld voor
 3. nee, dat vind ik niet nodig
 4. nee, om een andere reden
 5. niet van toepassing
- Had u op 31 december 2021 achterstanden in het betalen van één of meer rekeningen? ja, achterstanden in de betaling van gas, water en elektriciteit (ci22o294)
 0. Nee
 1. Ja
- Hebt u met uw woning een of meer van de volgende problemen? De woning heeft een slechte verwarming (cd22o043), de woning heeft een lekkend dak (cd22o044), de woning heeft vochtige muren of vloeren (cd22o045).
 0. Nee
 1. Ja

Er is een nieuwe variabele *Energiearmoede* gemaakt van bovenstaande variabelen. Als een respondent op de vraag kunt u uw woning goed verwarmen ‘nee, daar heb ik onvoldoende geld voor’ antwoordde, is er sprake van energiearmoede. De betreffende respondent kreeg dan op de variabele *Energiearmoede* score 1. Als een respondent een achterstand van betaling had, was er ook sprake van energiearmoede. Ook in dit geval kreeg een respondent dus score 1 op de variabele *Energiearmoede*. Als laatste was er sprake van energiearmoede als de respondent lekkage, vochtproblemen of een slechte verwarming had. Echter, hier konden respondenten tussen zitten die niet daadwerkelijk energiearmoede ervaren omdat zij bijvoorbeeld een hoog inkomen hebben. Daarmee is er een risico op een overrepresentatie van energiearmoede omdat er dan energiearmoede wordt gemeten bij een respondent die dat niet daadwerkelijk ervaart. De respondenten die score 1 op *Energiearmoede* hadden zijn daarom nog extra gecontroleerd door te kijken naar hun scores op de volgende variabelen:

- Hoe zou u op dit moment de financiële situatie van uw huishouden beschrijven?
 1. er worden schulden gemaakt
 2. de spaarmiddelen worden een beetje aangesproken

3. er wordt precies rondgekomen
 4. er wordt een beetje geld overgehouden
 5. er wordt veel geld overgehouden
- Bent u huurder, onderhuurder of (mede-)eigenaar van de woning waarin u nu woont? Als u in meer dan één woning woont, neemt u dan de belangrijkste (cd22o003).
 1. huurder
 2. onderhuurder
 3. (mede-)eigenaar
 4. anders, bijvoorbeeld gratis woning of anti-kraak

Dit proces levert uiteindelijk een beslisboom op zoals hieronder getekend. Respondenten die energiearmoede ervaren krijgen een score van 1 op de variabele *Energiearmoede*.



Figuur 2: beslisboom operationalisatie *Energiearmoede*

Aan de hand van onderstaande tabel 1 is te zien dat er 16 respondenten zijn die én huiseigenaar zijn én aangeven veel geld over te houden. Dit zijn dus respondenten die het geld hebben om bijvoorbeeld hun eigen huis beter te isoleren en dat ook mogen aangezien zij eigenaar zijn van de woning. Deze respondenten hebben op de variabele *Energiearmoede* dus alsnog een score van 0 gekregen. Verder kwam een achterstand op betaling bij deze 16 respondenten niet voor. Een aantal gaf wel aan de woning niet te kunnen verwarmen om financiële redenen. Dit is verwarrend aangezien dezelfde respondenten aangeven wel veel geld over te houden. Ook deze respondenten hebben op de variabele *Energiearmoede* de score 0 gekregen omdat het niet duidelijk is waarom deze mensen hun woning niet kunnen verwarmen. Zij zijn niet met zekerheid aan te merken als

energiearm. Door deze respondenten alsnog score 0 te geven is overrepresentatie voorkomen. De andere variabelen zijn goede maatstaven voor of iemand energiearmoede ervaart. De variabele *Energiearmoede* is om deze redenen een goede meting van of een respondent daadwerkelijk energiearmoede ervaart of niet.

		Er worden schulden gemaakt	De spaarmiddelen worden een beetje aangesproken	Er wordt precies rondgekomen	Er wordt een beetje geld overgehouden	Er wordt veel geld overgehouden	Totaal
Huurder	EA 1,00	31	59	79	63	6	238
	Totaal	31	59	79	63	6	238
Onderhuurder	EA 1,00	1	2		1		4
	Totaal	1	2		1		4
(mede-)eigenaar	EA 1,00	7	56	38	78	16	195
	Totaal	7	56	38	78	16	195
Anders (bv. anti-kraak)	EA 1,00		3	2	2	1	8
	Totaal		3	2	2	1	8

Tabel 1: Energiearmoede uitgesplitst naar financiële situatie en woonsituatie.²

In eerdere onderzoeken werd energiearmoede vooral gemeten aan de hand van inkomens, energetische waarde van de woning en de hoogte van de energierekening. In dit onderzoek worden deze maatstaven aangevuld met demografische of sociaaleconomische kenmerken die aan energiearmoede gelinkt zijn. Daarmee kan overrepresentatie, bijvoorbeeld door mensen met een hoge energierekening die ook (veel) geld overhouden en huiseigenaar zijn, worden voorkomen. Ook kan onderrepresentatie worden voorkomen. Een respondent die bijvoorbeeld wel rond kan komen, in een huurhuis woont met een lage energetische waarde werd in eerdere onderzoeken vanwege een hoog inkomen al gauw aangemerkt als niet energiearm. In dit onderzoek wordt zo'n respondent juist wel aangemerkt als energiearm omdat de combinatie van wonen in een huurhuis én lage energetische waarde van de woning zwaarder weegt dan alleen het inkomen. De hoop is dat op deze manier de over- en onderrepresentatie, waar eerdere onderzoeken gevoelig voor waren, kan worden voorkomen. Of een respondent een flexibele arbeidsovereenkomst had werd gemeten aan de hand van de variabele:

- Bent u werknemer in vaste of tijdelijke dienst, oproepkracht, uitzendkracht of bent u een zelfstandige/freelancer of vrij beroepsbeoefenaar? Was u in uw laatste baan werknemer in vaste of tijdelijke dienst, oproepkracht, uitzendkracht of was u een zelfstandige/freelancer of vrij beroepsbeoefenaar?

² Tabel 1 toont voor alle respondenten met score 1 op *Energiearmoede* de combinatie tussen wat hun financiële situatie is en wat hun woonsituatie is. Een respondent die energiearmoede ervaart, huurder is en schulden maakt komt dus in de eerste kolom en in de eerste rij te staan (31).

Het gaat hier om de baan waarin u de meeste uren werkt, (andere) (bij-)banen komen later aan de orde. Hebt/ Had u meerdere (hoofd)banen die wat uren betreft gelijk [zijn / waren], neem dan de baan die voor u het belangrijkste is.

Een directeur van een NV of BV is meestal in loondienst bij de NV of BV. Vul dan in dat u werknemer in vaste of tijdelijke dienst [bent / was]. Ook een directeur-groootaandeelhouder (DGA) ontvangt een inkomen als werknemer. Toch willen we u - als dat van toepassing [is / was] - vragen aan te geven dat u directeur(-grootaandeelhouder) [bent / was] (cw22o121).

1. werknemer in vaste dienst
2. werknemer in tijdelijke dienst
3. oproepkracht
4. uitzendkracht
5. zelfstandige/freelancer
6. vrij beroepsbeoefenaar
7. directeur NV of BV
8. directeur-groootaandeelhouder (DGA)

Hieruit werden de clusters werknemer in vaste dienst; werknemer in tijdelijke dienst; oproep- of uitzendkracht; en zelfstandige/freelancer van gemaakt die later in de analyse als dummyvariabelen worden gebruikt. Oproep- of uitzendkrachten werden als één cluster samengevoegd. Antwoord 6, vrij beroepsbeoefenaar, is bij cluster zelfstandig/freelance gevoegd omdat ook deze respondenten veelal als zelfstandige werken. Bij het coderen van de dummyvariabelen gold dus antwoord 1 is cluster 1 en de referentiegroep. Antwoord 2 is cluster 2 en de eerste dummyvariabele. Antwoorden 3 en 4 zijn samengevoegd om cluster 3 en de tweede dummyvariabele te maken. Antwoorden 5 en 6 zijn samengevoegd om cluster 4 en de derde dummyvariabele te maken. Antwoorden 7 en 8 zijn gecodeerd als missing values omdat een directeur of grootaandeelhouder vaak juist werkgevers zijn en dit onderzoek specifiek doelt op werknemers en zzp'ers.

Omdat er voor respondenten 8 verschillende antwoordmogelijkheden waren, is er ook een breed scala aan mogelijke arbeidsovereenkomsten afgedekt door de variabele. Respondent konden dus vrij precies aangeven wat hun arbeidsovereenkomst is. Dat biedt ook veel vertrouwen dat deze variabele inderdaad goed meet wat de arbeidsovereenkomst van een respondent is. Bovendien is er nauwelijks tot geen overlap mogelijk tussen de 8 verschillende antwoorden. Een oproepkracht kan bijvoorbeeld niet ook een werknemer in vaste dienst zijn en een zzp'er kan niet een werknemer in tijdelijk dienst zijn. De antwoordmogelijkheden sluiten elkaar uit als het gaat om de hoofdbaan. Dat maakt de variabele een goede vertegenwoordiging van de arbeidsovereenkomst van een respondent. De clusters zoals hierboven beschreven zijn daarmee ook betrouwbaar: een respondent in het ene cluster valt niet ook deels in een ander cluster. Een respondent met een flexibele arbeidsovereenkomst heeft dus ook echt een flexibele arbeidsovereenkomst.

Om inkomensonzekerheid te meten werd een proxyvariabele gebruikt:

- Denkt u dat er een kans is dat u de komende 12 maanden uw baan verliest (niet omdat u met pensioen gaat)? U kunt dit aangeven met een percentage. 0% wil zeggen dat u er zeker van bent dat u uw baan niet verliest en 100% wil zeggen dat u er zeker van bent dat u uw baan verliest. (ci22o379)

Hoe hoger het percentage dat een respondent aangaf, des te hoger ook de baanonzekerheid en dus ook de inkomensonzekerheid. Er is een variabele *inkomensonzekerheid* gemaakt op basis van de inschatting van de respondent dat hij of zij nog een baan zou hebben. Voor deze variabele zijn de percentages die de respondenten opgaven opgedeeld in vijf categorieën waarbij categorie 1 de meeste baanonzekerheid heeft en categorie 5 de minste.

De vraagstelling van deze variabele focust zowel op objectieve als subjectieve baanonzekerheid. Een respondent die zeker weet dat zijn of haar contract afloopt (objectief) zal een lage baanonzekerheid aangeven en in de eerste categorie vallen. Een respondent die meent dat er een lage kans is dat hij of zij in dezelfde baan kan blijven werken (subjectief) zal ook lage baanonzekerheid aangeven en dus ook in de eerste categorie vallen. Baanonzekerheid wordt dus goed gemeten door deze variabele.

Baanonzekerheid is op zijn beurt een redelijk goede proxy voor inkomensonzekerheid. In eerste plaats simpelweg omdat het verlies van een baan ook betekent dat er een verlies of vermindering van inkomen plaatsvindt. Immers, wie niet zeker is van werk is ook niet zeker van een inkomen. Ten tweede omdat een lage baanonzekerheid in de komende 12 maanden ook de onzekerheid in de nabije toekomst omvat. Lage baanonzekerheid in de komende 12 maanden betekent dat respondenten in de nabije toekomst waarschijnlijk op zoek moeten naar een nieuwe baan. Dat brengt onzekerheid met zich mee omdat het soms moeilijk kan zijn een nieuwe baan te vinden. Ook de toekomstige onzekerheid van een inkomen wordt daarmee gemeten. Op die manier kan deze variabele goed dienen als proxy voor inkomensonzekerheid en krijgen we een goede inschatting van de inkomensonzekerheid van een respondent.

Daar staat wel tegenover dat de proxy van baanonzekerheid niet kan meten hoe zeker een respondent is van een toekomstige baan. Iemand kan immers zeker zijn dat een contract afloopt maar ook al zeker zijn van een volgende aanstelling of opdracht. Binnen de groep mensen die vrij zeker zijn dat ze binnen 12 maanden hun baan verliezen bevindt zich ook een groep die tegelijkertijd zeker is van toekomstig werk en dus ook van een toekomstig inkomen. Zij ervaren in die zin dus nauwelijks of geen inkomensonzekerheid. Baanonzekerheid is dus geen perfecte voorspeller van inkomensonzekerheid.

Als laatste zijn er nog extra controlevariabelen uit de datasets gehaald. Deze zijn toegevoegd omdat uit eerdere studies is gebleken dat zij effect hebben op de kans dat iemand energiearmoede

ervaart of een flexibele arbeidsovereenkomst heeft. De controlevariabelen zijn opgenomen in de studie als dummyvariabelen. Daarbij is score 1 telkens als referentiegroep genomen. Voor geslacht geldt dus dat ‘man’ de referentiegroep is en er in de analyse wordt gekeken wat het verschil is tussen man en vrouw door te kijken naar de score van de dummyvariabele g_1 .

Er wordt ook gekeken naar interacties tussen de controlevariabelen en de kans op het hebben van een flexibele arbeidsovereenkomsten. Daarbij zijn de variabelen leeftijd, opleiding en herkomstgroep zo bewerkt dat ook zij, net als geslacht, in drie categorieën vallen. De reden om de antwoorden leeftijd, opleiding en herkomstgroep in bredere categorieën te verwerken, en de antwoorden dus algemener te maken, is dat het daarmee beter mogelijk is om ook de interactie tussen de controlevariabelen in beeld te krijgen. Met zeven leeftijdscategorieën en negen opleidingscategorieën worden de interacties tussen de variabelen zo uitgebreid dat de resultaten nauwelijks coherent te presenteren zijn. In het kader van overzichtelijkheid worden er dus bredere categorieën gemaakt.

Door bredere categorieën te maken is er een kans dat interacties tussen de controlevariabelen en de kans om een flexibele arbeidsovereenkomst te hebben over het hoofd worden gezien. Toch is het verbreden van de categorieën niet onverantwoord. Uit eerder onderzoek blijkt namelijk dat het vooral mensen tot 35 jaar, vrouwen, laag tot middelbaar opgeleiden en mensen met een migratieachtergrond zijn die flexibele arbeidsovereenkomsten hebben. De categorieën zijn zo opgezet dat precies deze kenmerken goed meetbaar blijven. De controlevariabelen zijn:

Geslacht		Leeftijd in categorieën	
1. Man	(referentie)	1. 15 tot 34 jaar	(referentie)
2. Vrouw	(g_1)	2. 35 tot 54 jaar	(l_1)
3. Anders	(g_2)	3. 55+ jaar	(l_2)
Hoogste opleiding met diploma		Herkomstgroepen volgens definities CBS	
1. Basisonderwijs/Vmbo/Havo/Vwo/Mbo	(referentie)	1. Autochtone herkomst	(referentie)
2. Hbo/Wo	(O_1)	2. Niet-Nederlandse, westerse afkomst	(H_1)
3. Anders/Geen opleiding	(O_2)	3. Niet-Nederlandse, niet-westerse afkomst	(H_2)

4.3. Methode

In dit hoofdstuk wordt uiteengezet welke analyse wordt uitgevoerd op de hierboven beschreven variabelen. Allereerst volgt een beschrijving van de controlevariabelen en hoe deze gebruikt zijn in de analyse. Daarna wordt uitgelegd hoe wordt bepaald of er samenhang is tussen de variabelen en wat dat betekent. Als laatste worden vier modellen gepresenteerd die testen of er mediatie bestaat door

inkomensonzekerheid in het verband tussen flexibele arbeidsovereenkomsten en energiearmoede.

4.3.1. Controlevariabelen

Voordat er gekeken kan worden naar het verband tussen flexibele arbeidsovereenkomsten en energiearmoede en wat de rol van inkomensonzekerheid daarin is, moet er eerst gekeken worden naar de effecten van de controlevariabelen op de kans om een flexibele arbeidsovereenkomst te hebben. Dit is van belang voor de resultaten van dit onderzoek omdat het mogelijk is dat er grote en opvallende verschillen zitten in de dataset tussen de respondenten als het aankomt op arbeidsovereenkomst. Het zou bijvoorbeeld kunnen dat er nauwelijks jonge mensen in deze dataset zitten die een tijdelijk contract hebben terwijl in de Nederlandse samenleving juist veel jonge mensen wel een tijdelijk contract hebben. De dataset zou daarmee geen goede vertegenwoordiging zijn van de Nederlandse samenleving wat type arbeidsovereenkomsten betreft.

Bovendien zouden zulke opvallende verschillen in type arbeidsovereenkomsten een vertekend beeld kunnen geven van de daadwerkelijk samenhang tussen arbeidsovereenkomsten, inkomensonzekerheid en energiearmoede. Als in deze dataset bijvoorbeeld vooral vrouwen werken als oproep- of uitzendkracht zal het effect van werken als oproep- of uitzendkracht op energiearmoede wel eens veel hoger kunnen lijken dan het daadwerkelijk is. Immers, vrouwen lopen sowieso een verhoogd risico om energiearmoede te ervaren. Als de groep oproep- of uitzendkrachten vooral uit vrouwen bestaat, lijkt het dus alsof dat type arbeidsovereenkomst dus een sterk effect heeft op energiearmoede. In werkelijkheid komt het misschien vooral omdat het om vrouwen gaat en niet om het type arbeidsovereenkomst. De combinatie van vrouw én werken als oproep- of uitzendkracht kan op die manier dus een effect hebben op de eindresultaten. Vandaar dat er eerst gekeken moet worden naar de verdeling van typen arbeidsovereenkomsten aan de hand van de controlevariabelen.

Daar horen ook interacties tussen de controlevariabelen bij en het effect van zulke interacties op de kans om een flexibele arbeidsovereenkomst te hebben. De resultaten van de interacties en de effecten op de kans om een flexibele arbeidsovereenkomst te hebben worden gepresenteerd in tabellen. In de conclusie wordt verder besproken wat dergelijke interacties en effecten betekenen voor de resultaten van het onderzoek. Een mogelijkheid is bijvoorbeeld dat een vrouw van niet-Nederlandse, westerse afkomst een grotere kans heeft om een flexibele arbeidsovereenkomst te hebben. Als het hebben van een flexibele arbeidsovereenkomst inderdaad zorgt voor een groter risico om energiearmoede te ervaren, is het van groot belang om ook te snappen dat niet-westerse vrouwen het grootste risico lopen. Immers, zoals Sen (1976) en Croon et

al. (2023) ook beargumenteerden (zie H.3), om energiearmoede echt te kunnen begrijpen moeten we ook op zoek naar ongelijkheid en intensiteit tussen groepen. Verder worden de controlevariabelen constant gehouden in de analyse om het effect van het hebben van een flexibele arbeidsovereenkomst op energiearmoede te kunnen isoleren.

4.3.2. Samenhang

Voor de analyse worden respondenten met verschillende typen arbeidsovereenkomsten in clusters geplaatst. Deze clusters zijn:

- Werknemers in vaste dienst (*referentiegroep*)
- Werknemers in tijdelijke dienst (d_1)
- Oproepkrachten of uitzendkrachten (d_2)
- Zelfstandigen zonder personeel, freelancers of vrije beroepsbeoefenaars (d_3)

Voor deze clusters worden dummyvariabelen (d_1 , d_2 en d_3) opgezet waarbij werknemers in vaste dienst de referentiegroep vormen. Met logistische regressie wordt gekeken naar de effecten van de verschillende typen arbeidsovereenkomsten op de variabele *Energiearmoede*. Als er sprake is van een effect wil dat echter nog niet zeggen dat er sprake is van een causaliteit. Het is goed mogelijk dat het om puur toeval gaat. Misschien hebben mensen die energiearmoede ervaren geheel toevallig ook last van inkomensonzekerheid of speelt er een latente variabele mee. Bovendien is het ook mogelijk dat een causaal verband de andere kant op loopt. Mensen die energiearmoede ervaren hebben minder kans op een vaste arbeidsovereenkomst en werken dus vaker onder flexibele arbeidsovereenkomsten. Dit onderzoek is dus niet in staat om een causaal verband met zekerheid aan te tonen omdat andere mogelijke oorzaken buiten beeld blijven.

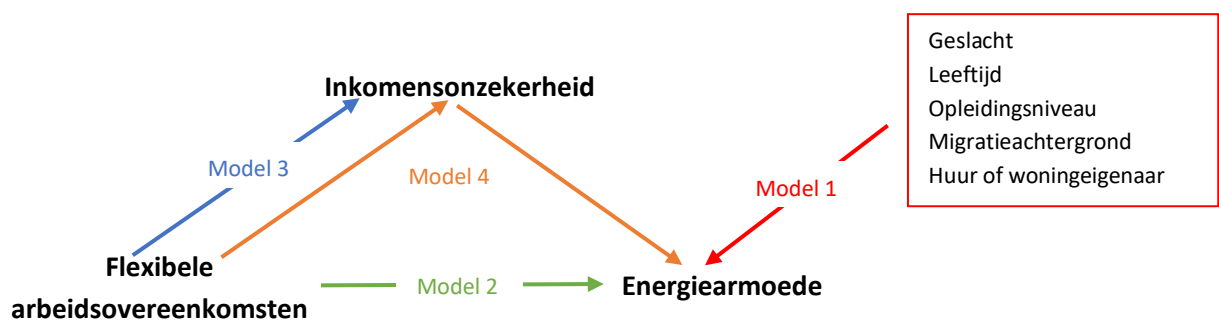
4.3.3. Mediatieverband

De kwantitatieve analyse is opgezet om te testen of er sprake is van een mediërend effect van inkomensonzekerheid in het verband tussen flexibele arbeidsovereenkomst en energiearmoede. Om een mediatieverband vast te stellen wordt gebruik gemaakt van de Baron en Kenny methode (Baron & Kenny, 1986). Volgens Baron en Kenny (1986) is er sprake van een volledig mediatieverband als het effect van de onafhankelijke variabele wegvalt of significant toe- of afneemt wanneer er gecontroleerd wordt voor de mediërende variabele. Dus als het effect van flexibele arbeidsovereenkomsten op energiearmoede wegvalt of afneemt als ervoor inkomensonzekerheid wordt gecontroleerd, is er sprake van een mediatieverband. Dan loopt het effect van flexibele arbeidsovereenkomsten op energiearmoede volledig of deels via inkomensonzekerheid.

Voorwaarden voor deze methode zijn:

- Dat de onafhankelijke variabele een significant effect heeft op de afhankelijke variabele.
- Dat de onafhankelijke variabele een significant effect heeft op de mediërende variabele.
- Dat de mediërende variabele en de onafhankelijke variabele samen een significant effect hebben op de afhankelijke variabele

Er worden hiervoor vier logistische regressie-modellen opgesteld. In het eerste model wordt het effect van de controlevariabelen op het aantal respondenten met energiearmoede bekeken om te controleren of de verschillende demografische kenmerken inderdaad effect hebben. Bij de laatste drie modellen wordt gecontroleerd – met een likelihood-ratio test – of de onafhankelijke variabelen het model verbeteren ten opzichte van het eerste model.



Figuur 3: de vier logistische regressiemodellen

Vervolgens wordt in het tweede model elk cluster van arbeidsovereenkomst toegevoegd als dummy variabele met een vaste arbeidsovereenkomst als referentiegroep. Daarmee wordt gecontroleerd of er verschillen zitten in de groepen mensen met verschillende arbeidsvoorwaarden op de waarschijnlijkheid dat zij energiearmoede ervaren. Met dit model wordt de eerste voorwaarde voor de Baron en Kenny methode getoetst. Het tweede model vormt tevens de toetsing voor hypothesen 1a, 1b en 1c. Deze hypothesen stellen dat de verschillende flexibele arbeidsovereenkomsten inderdaad een significant effect hebben op het risico dat een respondent energiearmoede ervaart. In het derde model wordt – weer met logistische regressie en arbeidsovereenkomsten als dummy's – het effect van de verschillende typen arbeidsovereenkomsten op inkomensonzekerheid gemeten. Met dit model wordt dus de tweede voorwaarde van de Baron en Kenny methode getoetst. Het derde model is een ordinaal regressiemodel waarbij de uitkomstvariabele inkomensonzekerheid geordend wordt van laag naar hoog. Pas in het vierde model wordt per cluster flexibele arbeidsovereenkomst gekeken naar het effect, via inkomensonzekerheid, op energiearmoede. Met het laatste model wordt de laatste voorwaarde voor de Baron en Kenny methode getoetst. Ook het laatste model wordt geschat met logistische regressie.

Het tweede en vierde model worden samen gebruikt als toetsing voor hypothesen 2a, 2b en

2c. Deze hypothesen stellen dat inkomensonzekerheid een mediërende rol heeft in de samenhang tussen flexibele arbeidsovereenkomsten en energiearmoede. Model drie toont de verschillen in inkomensonzekerheid tussen mensen met verschillende arbeidsovereenkomsten. Daarmee kan dus worden bepaald of mensen met verschillende flexibele arbeidsovereenkomsten meer of minder inkomensonzekerheid ervaren. Model vier toont daarna het effect van de verschillende arbeidsovereenkomsten op energiearmoede via inkomensonzekerheid. Alleen als in het vierde model het effect van flexibele arbeidsovereenkomsten op energiearmoede helemaal wegvalt of significant afneemt in vergelijking met het tweede model is er sprake van een mediatieverband.

5. Resultaten

In dit hoofdstuk worden de resultaten van de kwantitatieve analyse weergegeven. Het hoofdstuk begint met een beschrijving van de gehele dataset aan de hand van de controlevariabelen. Daarmee kan worden ingeschat of de dataset een goede vertegenwoordiging is van de Nederlandse samenleving. Er wordt ook gekeken naar de interacties tussen de controlevariabelen geslacht, leeftijd, herkomstgroep en opleidingsniveau. Die combinaties kunnen de kans op het hebben van een flexibele arbeidsovereenkomst namelijk vergroten. Dat wordt besproken in hoofdstuk 5.2. Vervolgens worden een voor een de modellen gepresenteerd. De modellen worden besproken aan de hand van de aannames voor een mediatieverband en de hypothesen.

5.1. Controlevariabelen

Van de 8254 respondenten is 48,8% vrouw en 45,4% man. Het antwoord 'ander' komt zes keer voor. Er zijn 473 respondenten die geen antwoord hebben gegeven op de vraag over geslacht. Dit zijn dus Missende waarden. De verdeling mannen vrouwen komt mooi overeen met de Nederlandse samenleving omdat er in heel Nederland iets meer vrouwen zijn dan mannen. Het aandeel mensen 55 jaar of ouder in de dataset is aanzienlijk groter dan alle 14 tot 54 jarigen bij elkaar opgeteld. Het gaat om 51,1% respondenten die 55 jaar of ouder zijn tegenover 30,3% respondenten die 35 tot 54 jaar zijn en slechts 12,9% respondenten onder de 35 jaar. Dit komt waarschijnlijk omdat de categorie 55+ meer leeftijdsjaren bevat dan de andere categorieën. Bovendien is er sprake van vergrijzing onder de Nederlandse bevolking. Van de respondenten is 15,3% (onder-)huurder en 34,8% (mede-)eigenaar van hun woning. Van 49,1% van de respondenten is verder onbekend of zij huurder of woningeigenaar zijn.

Verder is het overgrote gedeelte (65,4%) van de respondenten autochtoon Nederlands. Er zijn vergelijkbare aantallen mensen met een westerse migratieachtergrond (7,3%) en een niet-westerse migratieachtergrond (6,6%). Van de Nederlandse bevolking heeft ongeveer 15% een migratieachtergrond (SCP, 2020). De respondenten komen dus aardig overeen met de Nederlandse samenleving. Als laatste zijn veruit de meeste respondenten hbo of wo opgeleid. Het gaat om 5309 respondenten, oftewel 64,3% van het totaal. Dat is opvallend omdat voor de gehele Nederlandse bevolking geldt dat ongeveer 40% een hbo of wo diploma heeft behaald (SCP, 2020). Daardoor valt ook het aantal respondenten met een middelbare schooldiploma en/of een mbo diploma lager uit. Het gaat om 2257 respondenten (27,3%) waar het SCP (2020) schat dat het om 59% van de Nederlandse bevolking gaat. Waarom er meer hoogopgeleiden in deze dataset zitten is niet geheel duidelijk. Het kan wel van invloed zijn op de resultaten. Dat wordt verder besproken in de conclusie.

Als we kijken naar de combinatie tussen geslacht en leeftijd zitten er in deze dataset iets meer jonge vrouwen dan jonge mannen en iets meer mannen boven de 54 jaar dan vrouwen boven de 54 jaar ($\chi^2(4) = 35; p < 0,01$). Maar de verschillen blijven wel zeer klein: 15% van alle vrouwen zijn jonger dan 35 tegenover 12% van alle mannen. En 56,4% van alle mannen zijn ouder dan 54 jaar tegenover 52,2% van alle vrouwen. Omdat de verschillen zeer klein zijn zal dit voor de conclusies van dit onderzoek dus geen groot effect hebben. Qua herkomstgroep zijn er nauwelijks verschillen tussen mannelijk en vrouwelijke respondenten.

Wel opmerkelijk is het verschil tussen mannen en vrouwen in behaald opleidingsniveau ($\chi^2(4) = 42,9; p < 0,01$). Hieronder is in tabel twee te zien dat er iets meer mannen (70,1%) met een hoge opleiding zijn dan vrouwen (66,6%). Vooral opvallend is dat er meer vrouwen (31%) dan mannen (26,8%) met een lage opleiding zijn. Door naar residuen te kijken, die aangeven wat het verschil is tussen de verwachte en daadwerkelijk geobserveerde frequenties per cel, wordt duidelijk dat de afhankelijkheid tussen geslacht en opleidingsniveau vooral voortkomt uit mannen en vrouwen die laagopgeleid zijn. Er zijn veel minder mannen en veel meer vrouwen laagopgeleid in deze dataset

		Middelbaar/mbo	Hbo/Wo	Anders	Totaal
Man	Aantal	1003	2624	117	3744
	Gestandaardiseerd residu	-2,5	1,4	1,3	
Vrouw	Aantal	1251	2684	96	4031
	Gestandaardiseerd residu	2,4	-1,3	-1,5	
Anders	Aantal	3	1	2	6
	Gestandaardiseerd residu	1,0	-1,5	4,5	

Tabel 2: Geslacht en opleidingsniveau gecombineerd

dan je zou verwachten als geslacht en opleidingsniveau onafhankelijk waren. In tabel twee is te zien wat de verdeling is tussen mannen, vrouwen en anders qua opleidingsniveau. Daar zijn ook de

residuen bijgezet (geobserveerd – verwacht)/verwacht). De residuen van laagopgeleide mannen en vrouwen zijn redelijk hoog (-2,5 en 2,4). Dit is opvallend omdat in de Nederlandse samenleving vrouwen een enorme inhaalslag hebben gemaakt waardoor er minstens net zo veel vrouwen als mannen een hbo of wo diploma hebben (SCP, 2020). Die inhaalslag is echter niet merkbaar onder oudere respondenten. Waar het verschil in opleidingsniveau tussen mannen en vrouwen onder de respondenten vandaan komt is onduidelijk. Het is kan misschien komen omdat er dus veel meer oudere respondenten in de dataset zitten. Dit zou ook een effect kunnen hebben op de resultaten omdat de combinatie vrouw en laagopgeleid mogelijk leidt tot een grotere kans op energiearmoede. Hier wordt in de conclusie aandacht aan besteed.

Respondenten met een migratieachtergrond (westers of niet-westers) hebben beduidend vaker geen opleiding of “anders” aangegeven in de vragenlijst dan autochtonen ($\chi^2(4) = 50,7$; $p < 0,01$). Dat komt wel aardig overeen met de Nederlandse bevolking omdat bijvoorbeeld het aantal schoolverlaters relatief hoog is onder groepen met een migratieachtergrond (SCP, 2020). Respondenten met een niet-westerse achtergrond zijn bovendien veel jonger dan autochtone Nederlanders of Nederlanders met een westerse migratieachtergrond ($\chi^2(4) = 139,4$; $p < 0,01$). Onder respondenten met een niet-westerse migratieachtergrond is 21% onder de 35 jaar en 69% onder de 54. Ten slotte zijn respondenten jonger dan 35 jaar aanzienlijk hoger opgeleid dan oudere respondenten ($\chi^2(4) = 472$; $p < 0,01$). Meer dan 80% van respondenten onder de 35 jaar had een hbo of wo diploma tegenover 57,8% van alle respondenten boven de 54 jaar. Dit is een langlopende trend onder de Nederlandse bevolking (SCP, 2020) en dus niet verassend.

Daarnaast zijn zo'n 42% van alle respondenten met een middelbare schooldiploma of mbo-diploma huurders. Daarentegen zijn slechts 25% van respondenten met een hbo of wo opleiding huurders. Opleidingsniveau en woonsituatie hebben dus een vrij sterk verband met elkaar ($\chi^2(6) = 126,67$; $p < 0,01$). Vrouwen blijken ook vaker te huren dan mannen ($\chi^2(6) = 24,33$; $p < 0,01$). Het verschil in het aantal woningeigenaren tussen mannen en vrouwen is daarentegen verwaarloosbaar. Verder is net iets meer dan de helft van alle respondenten met een niet-westerse migratieachtergrond huurder ($\chi^2(6) = 95,86$; $p < 0,01$). Ten slotte zijn het vooral mensen onder de 35 jaar die huren en neemt het percentage woningeigenaren flink toe vanaf 35 jaar ($\chi^2(6) = 154,96$; $p < 0,01$). Iets meer dan 50% van alle respondenten onder de 35 jaar huurt. Meer dan 90% van alle woningeneigenaren in deze dataset zijn boven de 35 jaar.

Hiermee is vast te stellen dat de dataset een goede representatie is van de hele Nederlandse bevolking als het gaat om geslacht, leeftijd en herkomstgroep. Wat woonsituatie betreft is dit moeilijker in te schatten omdat van bijna de helft van de respondenten niet bekend is hoe zij wonen.

Qua opleiding is er wel een opvallend verschil tussen mannen en vrouwen dat niet overeenkomt met wat in de Nederlandse samenleving wordt geobserveerd. Dit verschil zou effect kunnen hebben op het aantal vrouwen of mannen met een flexibele arbeidsovereenkomst aangezien vrouwen en mensen onder 35 jaar vaker een flexibele arbeidsovereenkomst hebben. Of jonge vrouwen ook vaker een flexibele arbeidsovereenkomst hebben dan mannen in deze dataset wordt onderzocht in hoofdstuk 5.2.

5.2. Controlevariabelen en flexibele arbeidsovereenkomsten

In dit subhoofdstuk wordt gekeken naar de verschillen in het aantal flexibele arbeidsovereenkomsten dat de respondenten hebben op basis van geslacht, leeftijd, herkomstgroep, en opleidingsniveau. Ook wordt gekeken naar de mogelijke interacties tussen deze categorieën. Of een respondent huurt of woningeigenaar is wordt niet meegenomen in dit subhoofdstuk omdat er geen reden is om aan te nemen dat dit effect heeft op de kans om een bepaalde arbeidsovereenkomst te hebben. Met de verschillen tussen de respondenten kunnen mogelijk kwetsbare groepen worden geïdentificeerd: respondenten die een hogere kans hebben om te werken onder een flexibele arbeidsovereenkomst. Het is van belang dit in beeld te brengen omdat het de uiteindelijke onderzoeksresultaten verder kan nuanceren.

Die nuance kan laten zien welke kenmerken mensen die door het hebben van een flexibele arbeidsovereenkomsten energiearmoede ervaren nog meer hebben. Als uit de resultaten namelijk naar voren komt dat mensen met een bepaalde flexibele arbeidsovereenkomsten een groter risico lopen om energiearmoede te ervaren, is het waardevol om ook te weten wie er een grotere kans op die bepaalde arbeidsovereenkomst heeft. Bijvoorbeeld: als blijkt dat uitzendkrachten een groter risico lopen om energiearmoede te ervaren, willen we natuurlijk ook weten wie dan het vaakst uitzendkracht is. Zijn het vaker vrouwen of mannen? Zijn ze vaker jong of oud? Daarmee kan de groep kwetsbaren beter worden gedefinieerd.

Op dit subhoofdstuk wordt in de conclusie daarom teruggeblikt. Voor de samenhang tussen de controlevariabelen en het aantal flexibele arbeidsovereenkomsten is gebruik gemaakt van kruistabellen (zie bijlage II, p.60). Daarnaast is ook een multinomiale logistische regressie uitgevoerd om te kijken naar mogelijke interacties tussen de controlevariabelen die invloed uitoefenen op de typen arbeidsovereenkomsten die de respondenten hebben.

Uit de kruistabellen (zie bijlage II, p.60) blijkt dat geslacht geen significant effect heeft op de kans om een bepaalde arbeidsovereenkomst te hebben ($\chi^2(6) = 11,20; p=0,08$). De residuen tonen

hier aan hoe groot het verschil is tussen het verwachte aantal waarnemingen in een bepaalde cel als er geen effect van geslacht is, min het geobserveerde aantal. Als geslacht niet in verband staat met arbeidsovereenkomsten is de verwachte waarde van vrouwen die werken als zzp'er bijvoorbeeld 10. Als uit de data blijkt dat het daadwerkelijk waargenomen aantal vrouwelijke zzp'ers 12 is, is het residu -2. De residuen blijven voor deze dataset echter allemaal onder de twee. Dat betekent dat er weinig verschil zit tussen de verwachte en geobserveerde waarnemingen. Mannen en vrouwen hebben in deze dataset dus ongeveer even vaak een flexibele arbeidsovereenkomst of een vast contract.

Leeftijd blijkt wel een significant effect te hebben ($\chi^2(6) = 189,79; p < 0,01$). De residuen laten zien dat mensen onder de 35 jaar veel vaker een tijdelijk contract hebben of werken als oproep- of uitzendkracht. Bovendien werken zij veel minder in vaste dienst of als zzp'er, freelancer of vrije beroepsbeoefenaar. Mensen tussen de 35 en 54 werken vaak in vaste dienst en juist weinig als oproep- of uitzendkracht. En mensen van 55 jaar of ouder werken het vaakst als zzp'er, freelancer of vrije beroepsbeoefenaar en heel weinig onder een tijdelijk contract.

Ook voor herkomstgroep is er een significant effect ($\chi^2(6) = 24,81; p < 0,01$). Uit de residuen blijkt dat mensen met een niet-westerse migratieachtergrond vaak een tijdelijk contract hebben en ook vaak als oproep- of uitzendkracht werken. Voor de andere herkomstgroepen zijn er geen opvallende residuen. Ten slotte is ook opleidingsniveau significant van invloed op welk type arbeidsovereenkomst een respondent heeft ($\chi^2(6) = 33,72; p < 0,01$). Mensen met een middelbare schooldiploma of een mbo opleiding (lage opleiding) zijn vaker oproep- of uitzendkracht maar hebben juist iets minder vaak een tijdelijk contract. Mensen met een hbo of wo opleiding (hoge opleiding) zijn iets minder vaak oproep- of uitzendkracht. En mensen zonder opleiding of anders (andere opleiding) zijn vaker oproep- of uitzendkracht.

De regressie laat zien dat een multinomiaal model niet goed bij de data past (zie tabel 3 op volgende pagina). Er zijn namelijk meer dan 50 cellen zonder waarneming. Dat betekent dat het multinomiale model met voorzichtigheid moet worden geïnterpreteerd. Het model bevestigt dat geslacht in deze dataset geen effect heeft ($\chi^2(3) = 3,78; p = 0,29$). Voor respondenten onder de 35 jaar is het bijna vier keer zo waarschijnlijk om een tijdelijk contract te hebben dan oudere respondenten (Wald(1) = 64,04; $p < 0,01$)³. Bovendien is het voor hen ook twee keer zo waarschijnlijk om oproep- of

³ De odds op een uitkomst (bv. tijdelijk contract) beschrijft het aantal keer dat die uitkomst voorkomt gedeeld door het aantal keer dat die uitkomst niet voorkomt. Dat wordt ook uitgedrukt als $p(y=1)/1-p(y=1)$. De odds-ratio geeft de vergelijking van odds tussen twee groepen. De odds ratio wordt ook wel uitgedrukt als de odds van een groep gedeeld door de odds van een andere groep: $[p(y=1)/1-p(y=1)] / [p(y=1)/1-p(y=1)]$. Een odds

uitzendkracht te zijn (Wald(1) = 9,59; $p < 0,01$). De term waarschijnlijk gaat hier over de vergelijking van de odds van twee groepen. De resultaten zijn dus niet te interpreteren als absolute kansen (het verschil tussen 30% kans tegenover 40% kans) maar als waarschijnlijkheid op energiearmoede voor groep A in vergelijking met groep B. Bijvoorbeeld tussen mannen en vrouwen. 'X keer zo waarschijnlijk' betekent hier dus dat mensen in groep A in vergelijking met groep B een grotere kans hebben.

Voor respondenten tussen de 35 en 54 jaar is het iets waarschijnlijker om uitzend- of oproepkracht te zijn dan jongere of oudere respondenten (Wald(1) = 17,69; $p < 0,01$). Respondenten jonger dan 54 jaar zijn iets minder waarschijnlijk zzp'er, freelancer of vrije beroepsbeoefenaar dan respondenten boven de 54 jaar (Wald(1) = 27,86; $p < 0,01$). Ook respondenten jonger dan 35 jaar zijn minder waarschijnlijk zzp'er, freelancer of vrije beroepsbeoefenaar dan oudere respondenten (Wald(1) = 12,17; $p < 0,01$). Voor autochtonen is het minder waarschijnlijk om een tijdelijk contract te hebben dan mensen met een migratieachtergrond (Wald(1) = 6,55; $p = 0,01$). Autochtonen zijn daarnaast ook minder waarschijnlijk om oproep- of uitzendkracht te zijn dan mensen met een migratieachtergrond (Wald(1) = 13,35; $p < 0,01$). Als laatste blijkt dat respondenten onder de 35 jaar met een westerse migratieachtergrond waarschijnlijker een tijdelijk contract hebben (Wald(1) = 4,19; $p = 0,041$).

Verder zijn er geen effecten van de controlevariabelen of interacties tussen de controlevariabelen. Ondanks het feit dat het model niet goed bij de data past zijn er resultaten die van belang kunnen zijn voor de verdere analyse. Deze zijn:

- Geslacht heeft geen effect
- Voor autochtonen is het minder waarschijnlijk om een tijdelijk contract te hebben of om als oproep- of uitzendkracht te werken dan mensen met een migratieachtergrond
- Voor mensen onder de 35 is het waarschijnlijker om een tijdelijk contract te hebben of om uitzend- of oproepkracht te zijn dan oudere mensen
- Voor mensen met een westers migratieachtergrond die onder de 35 jaar zijn is het waarschijnlijker om een tijdelijke contract te hebben dan oudere mensen of mensen met een andere migratieachtergrond of autochtone achtergrond

ratio geeft daarmee aan hoe waarschijnlijk een uitkomst is de ene groep in vergelijking met een andere groep. In dit geval is vaste dienst de referentiegroep dus gaat de odds ratio hier over de vergelijking in odds tussen jongeren met een tijdelijk contract en jongeren met een vast contract. De odds ratio is 3,87 (zie tabel 3). Dat geeft dus aan dat de uitkomst 'jongere met tijdelijk contract' een vier keer zo hoge odds heeft als de uitkomst 'jongere met vast contract'. Het is dus waarschijnlijker voor jongeren om een tijdelijk contract te hebben dan een vast contract.

	Tijdelijk			Oproep/uitzend			Zzp/freelance/ vrije beroepsbeoefenaar		
	B(SE)	OR	p	B(SE)	OR	p	B(SE)	OR	p
Constante	-1,85 (0,58)	-	0,001**	-1,01 (0,56)	-	0,073	-1,60 (0,54)	-	0,003**
Man	-0,21 (0,13)	0,81	0,117	0,20 (0,20)	1,22	0,316	-0,03 (0,12)	0,97	0,82
Vrouw	0	-	-	0	-	-	0	-	-
Opleiding laag	-0,42 (0,57)	0,66	0,463	-0,65 (0,53)	0,52	0,219	-0,40 (0,51)	0,67	0,430
Opleiding hoog	-0,12 (0,55)	0,89	0,828	-1,39 (0,52)	0,25	0,007**	-0,14 (0,49)	0,87	0,775
Opleiding anders	0	-	-	0	-	-	0	-	-
14 tot 34 jaar	1,35 (0,17)	3,87	0,000**	0,73 (0,24)	2,09	0,002**	-0,77 (0,22)	0,47	0,000**
35 tot 54 jaar	0,11 (0,16)	1,12	0,490	-0,68 (-0,39)	0,31	0,000**	-0,73 (0,14)	0,48	0,000**
55+ jaar	0	-	-	0	-	-	0	-	-
Autochtoon	-0,53 (0,20)	0,59	0,008**	-0,99 (0,27)	0,37	0,000**	0,10 (0,25)	1,11	0,679
Migratie westers	-0,14 (0,27)	0,87	0,608	-0,68 (0,39)	0,51	0,087	0,10 (0,32)	1,11	0,746
Migr. niet westers	0	-	-	0	-	-	0	-	-
Deviance (-2LL)	136,516								
χ^2 -toets (LR)	207,627	(df = 21)	<0,001						
Pearson χ^2	129,459	(df = 126)	0,398						

Tabel 3: Effect van controlevariabelen op type arbeidsovereenkomst. De afhankelijke variabele is type arbeidsovereenkomst. De controlevariabelen zijn als dummy's in het model gestopt. De referentiecategorieën zijn vrouw, opleiding anders, 55+ jaar en niet-westerse migratieachtergrond. *significantie <0,05, **significantie <0,01. OR geeft de odds ratio aan met de referentiegroep vaste dienst. Mannen hebben dus 0,81 keer de odds van vrouwen om een vast contract te hebben. De negatieve waarde van de geschatte parameter voor mannen (-0,21) geeft aan dat de odds kleiner zijn dan de odds voor vrouwen. Omgekeerd geeft een odds waar een positieve parameter bij hoort (14 tot 34 jaar heeft B = 1,35) dus aan dat de odds groter zijn voor desbetreffende groep dan de referentiegroep.

In hoofdstuk 5.5 wordt model III gepresenteerd. In dat model wordt gekeken naar de verschillen tussen verschillende typen arbeidsovereenkomsten en de kans om inkomensonzekerheid te ervaren. Bij dit model wordt aan bovenstaande bevindingen extra aandacht besteed. In de conclusie wordt teruggeblikt op deze resultaten en worden de nuances die zij bieden voor de resultaten besproken.

5.3. Model I: controlevariabelen en energiarmede

In model I wordt geschat wat het effect van de controlevariabelen op energiarmede is door gebruik te maken van een logistisch regressiemodel. Logistische regressie kan namelijk aantonen of de kans op energiarmede stijgt voor de verschillende waarden van de controlevariabelen. De controlevariabelen zijn geslacht, leeftijd, opleidingsniveau, herkomstgroep en de woonsituatie van een respondent. Deze variabelen zijn in het eerst model gestopt en toen bleek dat de categorie 'anders' bij geslacht problematische resultaten oplevert. De significantie van de modellen bestaat niet meer met deze categorie meegenomen in de analyse en de odds zijn hoger dan anderhalf miljoen. Een mogelijkheid om dit probleem op te lossen is om categorieën binnen geslacht samen te voegen. Voor dit onderzoek is dat echter niet te verantwoorden omdat het niet aannemelijk is dat

het effect voor iemand die zich anders identificeert hetzelfde is of zelfs maar vergelijkbaar met een vrouw of een man. Er is daarom besloten om deze categorie niet mee te nemen in de analyse. De gehele analyse (alle modellen) zijn voor de zekerheid wel met én zonder de categorie 'anders' gedaan. De geschatte parameters en odds ratios blijven hetzelfde voor alle andere variabelen in alle modellen. Het enige dat verandert is dat de modellen nu wel bij de data passen. De respondenten in de categorie 'anders' bij geslacht kan in die zin beschouwd worden als outliers. De modellen in de analyse zijn daarom gedaan zonder de respondenten uit categorie geslacht 'anders'. Het ging om zes respondenten.

In tabel 4 op de volgende pagina is aan de Hosmer-Lemeshow toets te zien dat een logistisch regressiemodel met enkel de controlevariabelen niet goed bij de data past ($\chi^2(8) = 17,34; p=0,027$). Daarnaast is één van de aannames die nodig is voor een logistisch model ook geschonden omdat er meerdere cellen zijn waar geen waarnemingen voor bestaan. Echter, de verdeling van de geobserveerde waardes min de verwachte waarden op energiearmoede (de binned residuals) is ongeveer normaal⁴. Dat betekent dat hoewel er cellen zijn zonder waarnemingen, de aanname niet ernstig is geschonden. Het gebruik van een logistisch regressiemodel is dus acceptabel. Bovendien laat een likelihood-ratio test zien dat de controlevariabelen wel betere voorspellers zijn dan alleen de constante ($\chi^2(10) = 231,09; p<0,01$). Met andere woorden, minstens één van de controlevariabelen heeft een effect op energiearmoede. Er is voor de zekerheid een hiërarchische model selectie uitgevoerd dat een nieuw model opleverde met zes interactie-effecten (zie bijlage I). Dit model paste wel goed bij de data. In dit nieuwe model was echter geen van de variabelen significant. Er is daarom gekozen voor een model zonder interactie-effecten. De resultaten van dit model zonder interactie-effecten moeten dus wel met voorzichtigheid worden geïnterpreteerd vanwege de relatief slechte fit van het model bij de data.

Er zitten 490 mensen in de dataset die zijn aangemerkt als energiearm. Van hen is bijna 60% vrouw ten opzichte van 40% man. Dat is een vrij groot verschil en het effect van de dummyvariabele voor vrouwen op energiearmoede is dan ook significant (Wald(1) = 4,71; $p=0,03$). De odds ratio tussen mannen en vrouwen (zie tabel 4) geeft aan dat het voor vrouwen 1,6 keer waarschijnlijker is dan voor mannen om energiearmoede te ervaren ($B(SE) = 0,24 (0,11); Wald(1) = 4,71; p=0,03$). Wat leeftijd betreft is bijna 50% van alle energiearme mensen 55 jaar of ouder. Toch hebben oudere

⁴ De 'binned residuals' zijn residuen bij een logistische regressie op data die zijn verdeeld in verschillende groepen of categorieën, ook wel bins genoemd. Residuen zijn het verschil tussen de voorspelde waarden van het model en de werkelijke waarden van de gegevens. De bins geven per categorie van de controlevariabelen aan of het logistische regressiemodel een goede voorspeller is van de kans op energiearmoede.

mensen juist een 1,5 keer kleinere odds om energiearmoede te ervaren dan jongere respondenten

($B(SE) = -0,64 (0,17)$; $Wald(1) = 14,79$; $p < 0,01$).

	Model I				Model II			
	$B (SE)$	Odds	OR	p	$B (SE)$	Odds	OR	p
Constate	-1,44 (0,43)	-	-	0,001**	-1,28 (0,55)	-	-	0,019*
Man	-	0,79	-	0,075	-	0,72	-	0,085
Vrouw	0,24 (0,11)	1,27	1,61	0,030*	0,33 (0,15)	1,39	1,92	0,033*
Opleiding laag	-	0,52	-	0,043*	-	0,73	-	0,298
Opleiding hoog	-0,04 (0,13)	0,96	1,86	0,732	-0,22 (0,18)	0,81	1,11	0,249
Opleiding anders	0,66 (0,29)	1,94	1,03	0,022*	0,32 (0,47)	1,38	1,89	0,502
14 tot 34 jaar	-	1,89	-	0,000**	-	1,77	-	0,002**
35 tot 54 jaar	-0,09 (0,17)	0,92	0,48	0,601	0,03 (0,21)	1,03	0,58	0,901
55+ jaar	-0,64 (0,17)	0,53	0,28	0,000**	-0,57 (0,22)	0,57	0,32	0,011*
Autochtoon	-	0,37	-	0,000**	-	0,46	-	0,000**
Migratie westers	0,64 (0,16)	1,90	5,21	0,000**	0,74 (0,22)	2,09	4,58	0,001**
Migr. niet-westers	1,01 (0,16)	2,74	7,51	0,000**	0,78 (0,21)	2,18	4,76	0,000**
(Mede-)eigenaar	-	0,34	-	0,000**	-	0,34	-	0,000**
Huurder	0,21 (0,39)	1,24	1,53	0,591	-0,16 (0,48)	0,86	0,73	0,746
Onderhuurder	-0,68 (0,74)	0,51	0,63	0,361	-0,91 (0,91)	0,40	0,34	0,316
Woon anders	0,88 (0,39)	2,42	7,21	0,025*	1,22 (0,48)	3,39	10,16	0,011*
Vaste dienst	-	-	-	-	-	0,55	-	0,079
Tijdelijk	-	-	-	-	0,11 (0,42)	1,11	2,03	0,659
Oproep/uitzend	-	-	-	-	0,27 (0,37)	1,31	2,40	0,456
Zzp/freelance	-	-	-	-	0,60 (0,24)	1,83	3,34	0,011*
Deviance (-2LL)	2368,595				1255,877			
X^2 -toets (LR)	231,089	($df = 10$)	<0,01		115,589	($df = 13$)	<0,01	
Hosmer-Lemeshow	17,343	($df = 8$)	0,027		4,612	($df = 8$)	0,798	

Tabel 4: effecten van controlevariabelen op de kans om energiearmoede te ervaren (model I) en effecten van type arbeidsovereenkomst op de kans om energiearmoede te ervaren onder controle van de controlevariabelen (model II). De logistische regressiemodellen tonen beide de odds in vergelijking met de referentiegroepen man, opleiding laag, 14 tot 34 jaar, autochtoon, woning (mede-) eigenaar, en vaste dienst. *significantie < 0,05, **significantie < 0,01. OR geeft de odds ratio aan met de referentiegroep. Een odds ratio tussen 0 en 1 geeft aan dat de odds van desbetreffende groep kleiner zijn dan de referentiegroep. Een odds ratio boven 1 geeft aan dat de odds van desbetreffende groep groter zijn dan de referentiegroep.

Het is vijf keer zo waarschijnlijk dat mensen met een westerse migratieachtergrond energiearmoede ervaren dan autochtonen ($B(SE) = 0,64 (0,16)$; $Wald(1) = 15,52$; $p < 0,01$). Het is zelfs zeven keer zo waarschijnlijk dat mensen met een niet-westerse migratieachtergrond energiearmoede ervaren dan autochtonen ($B(SE) = 1,01 (0,16)$; $Wald(1) = 40,63$; $p < 0,01$). Daarnaast is het voor mensen die geen opleiding hebben afgerond of 'anders' hebben geantwoord bij de vraag over opleiding ongeveer even waarschijnlijk als laagopgeleiden om energiearmoede te ervaren ($B(SE) = 0,66 (0,29)$; $Wald(1) = 5,23$; $p = 0,022$). Als laatste is het zeven keer zo waarschijnlijk dat mensen die anti-kraak of gratis wonen energiearmoede ervaren in vergelijking met mensen die woningeigenaar zijn ($B(SE) = 0,88$

(0,39); Wald(1) = 5,03; $p=0,025$). Echter, zoals hierboven beschreven, zijn deze resultaten helaas vrij onbetrouwbaar. Gelukkig maakt dat voor de verdere analyse van dit onderzoek niet uit.

5.4. Model II: flexibele arbeidsovereenkomsten en energiearmoede

Het tweede model wordt gebruikt om de eerste aanname voor een mediatieverband te testen. Deze aanname is dat de onafhankelijke variabele een significant effect heeft op de afhankelijke variabele. Model twee wordt later in de analyse vergeleken met model vier om dat mediatieverband ook echt te testen (zie hoofdstuk 5.6). Verder wordt met model twee hypothesen 1a, 1b en 1c getoetst. Deze hypothesen stelden dat mensen met flexibele arbeidsovereenkomsten een groter risico hebben om energiearmoede te ervaren dan mensen die werken in vaste dienst.

De Hosmer-Lemeshow toets (zie tabel 4 vorige pagina) laat zien dat een logistisch regressiemodel goed bij de data past ($\chi^2(8) = 4,61$; $p=0,798$). Er zijn wederom cellen zonder waarneming maar de residuen (geobserveerde waardes op energiearmoede min verwachte waardes) zijn wederom ongeveer normaal verdeeld. De schending van een van de aannames is dus, net als in model een, slechts licht en het gebruik van een logistisch model is acceptabel. Enige voorzichtigheid is daarentegen wel geboden bij het interpreteren van de resultaten. De waarde van de likelihood-ratio toets van het model toont dat het tweede model significant beter is dan het eerste model ($\chi^2(13) = 115,59$; $p<0,01$). Minstens één van de verschillende typen arbeidsovereenkomsten heeft dus een effect op de waarschijnlijkheid om energiearmoede te ervaren.

Bij nadere inspectie van het model blijkt dat het gaat om het vierde cluster: zelfstandigen zonder personeel, freelancers en vrije beroepsbeoefenaars. De odds ratio tussen zzp'ers, freelancers, vrije beroepsbeoefenaars en mensen in vaste dienst is meer dan drie ($B(SE) = 0,60 (0,24)$; Wald(1) = 6,52; $p=0,011$). Dat betekent dat het meer dan drie keer zo waarschijnlijk is voor zzp'ers, freelancers en vrije beroepsbeoefenaars om energiearmoede te ervaren dan mensen die in vaste dienst werken. Ook in model twee is het voor vrouwen waarschijnlijker om energiearmoede te ervaren dan voor mannen. Het is bijna twee keer zo waarschijnlijk dat vrouwen energiearmoede ervaren dan mannen ($B(SE) = 0,33 (0,15)$; Wald(1) = 4,52; $p=0,03$). Opvallend is wel dat er in model twee geen significant effect van opleidingsniveau meer is. Als we het effect van type arbeidsovereenkomsten ook meten, verhoogd of verlaagd een bepaald opleidingsniveau dus niet de waarschijnlijkheid om energiearmoede te ervaren.

Verder is het 1,3 keer minder waarschijnlijk dat mensen die 55+ zijn energiearmoede ervaren dan iemand die jonger is dan 35 ($B(SE) = -0,57 (0,22)$; Wald(1) = 6,49; $p=0,01$). Net als in

model een, hebben mensen met een migratieachtergrond een grotere waarschijnlijkheid om energiearmoede te ervaren in vergelijking met autochtonen. Het is bijna vijf keer zo waarschijnlijk dat mensen die een westerse migratieachtergrond hebben energiearmoede ervaren dan autochtonen ($B(SE) = 0,74 (0,22)$; $Wald(1) = 11,27$; $p < 0,01$). Het is ook bijna vijf keer zo waarschijnlijk dat mensen met een niet-westerse migratieachtergrond energiearmoede ervaren dan autochtonen ($B(SE) = 0,78 (0,21)$; $Wald(1) = 13,45$; $p < 0,01$). Ten slotte is het ongeveer 10 keer waarschijnlijker dat mensen die anti-kraak of gratis wonen energiearmoede ervaren dan woningeigenaren ($B(SE) = 1,22 (0,48)$; $Wald(1) = 6,54$; $p = 0,01$). In model een was dat nog 1,4 keer minder.

Aan de resultaten van model twee is te zien dat een zzp, freelance of vrije beroepsbeoefenaars arbeidsconstructie een effect heeft op energiearmoede. Daarmee is voldaan aan de eerste aanname voor een mediatieverband, namelijk dat de onafhankelijke variabele een significant effect op de afhankelijke variabele. Bovendien ondersteunen de resultaten hypothese 1c die stelde dat mensen die werken als zzp'ers of freelancer of vrije beroepsbeoefenaar een groter risico hebben om energiearmoede te ervaren dan mensen met een vaste arbeidsovereenkomst. Er is geen bewijs voor hypothesen 1a en 1b omdat de effecten voor mensen met tijdelijke contracten of mensen die werken als oproep- of uitzendkracht niet significant zijn. Zij lopen dus geen groter risico om energiearmoede te ervaren. Dat betekent ook dat er aan de eerste aanname voor een mediatieverband niet wordt voldaan voor de clusters tijdelijk en oproep- of uitzendkracht. Voor deze clusters bestaat in dit onderzoek dus geen mediatieverband.

5.5. Model III: flexibele arbeidsovereenkomsten en inkomensonzekerheid

In model drie wordt gekeken naar het effect dat het hebben van verschillende typen arbeidsovereenkomsten heeft op de mate van inkomensonzekerheid die een respondent ervaart. Dit model test daarmee de tweede aanname voor het aantonen van een mediatieverband. Deze aanname stelt dat de onafhankelijk variabele een significant effect moet hebben op de mediërende variabele. Daarbij wordt ook specifiek gekeken naar de resultaten uit hoofdstuk 5.2. In model drie wordt dus bijvoorbeeld ook gekeken of mensen met een westerse migratieachtergrond die jonger dan 35 jaar zijn ook meer inkomensonzekerheid ervaren omdat zij een grotere kans hebben om een tijdelijk contract te hebben. Model drie wordt niet gebruikt om een hypothese te testen.

Model drie is een ordinaal logistisch regressiemodel. Dat wil zeggen, de uitkomstvariabele inkomensonzekerheid heeft meerdere categorieën die te ordenen zijn van hoog naar laag. Bij een

ordinaal regressiemodel is het van belang om te controleren of een of meerdere onafhankelijke variabelen een hoge overlap hebben. Als daar sprake van is, zijn de effecten van de onafhankelijke variabelen namelijk niet meer uit elkaar te houden en dan is het model dus niet zo betrouwbaar. Bij model drie is er gelukkig geen sprake van multicollineariteit omdat de VIF scores van alle variabelen in het model dicht bij de 1 blijven (zie tabel 5, volgende pagina). Verder kan er ook worden aangenomen dat er sprake is van proportionele odds omdat de parallel lines test laat zien dat de nulhypothese, die stelt dat de effecten van verschillende groepen van een variabele vergelijkbaar groot zijn, niet verworpen kan worden ($\chi^2(39) = 40,72; p = 0,395$). Er kan dus gebruik worden gemaakt van een ordinale regressie.

De waarde van de likelihood-ratio test in tabel 5 (volgende pagina) laat zien dat het model met arbeidsovereenkomsten en controlevariabelen beter is dan een model zonder de variabelen ($\chi^2(14) = 61,05; p < 0,01$). Zowel de Nagelkerke pseudo- R^2 (0,058) en de McFadden pseudo- R^2 (0,034) laten echter zien dat het model niet goed bij de data past. De Nagelkerke zou dicht bij de 1 moeten liggen en de McFadden tussen de 0,2 en 0,4. Beide pseudo- R^2 maten hebben echter hun beperkingen en bepalen niet per se of een model wel of niet werkt. Desondanks is de fit van het model niet zeker en dus moet er voorzichtig om worden gegaan met de resultaten.

Wat de controlevariabelen betreft laten de odds ratios in het model (tabel 5) zien dat het 1,6 keer minder waarschijnlijk is dat mensen met een hoge opleiding een hoge mate van inkomensonzekerheid ervaren dan mensen met een lage opleiding ($B(SE) = -0,78 (0,19); Wald(1) = 6,11; p = 0,01$). Voor het model gelden proportionele odds dus het geschatte effect van de controlevariabelen is voor elke stap op de schaal inkomensonzekerheid gelijk. Dat betekent dat voor elke mate van inkomensonzekerheid, het 1,6 minder waarschijnlijk is voor mensen met een hoge opleiding om die mate te ervaren in vergelijking met mensen die een lage opleiding hebben.

Daarnaast is het bijna vier keer zo waarschijnlijk dat mensen met een niet-westerse migratieachtergrond inkomensonzekerheid ervaren dan autochtonen ($B(SE) = 0,69 (0,22); Wald(1) = 9,67; p < 0,01$). Mensen met een niet-westerse migratieachtergrond hebben dus een grotere kans op inkomensonzekerheid dan autochtonen. Vier keer zo waarschijnlijk is bovendien een behoorlijk sterk effect. Niet-westerse migranten ervaren dus veel vaker inkomensonzekerheid dan autochtonen. De andere controlevariabelen hebben geen significante effecten.

	B(SE)	Odds (CI 95%)	OR	p	VIF
Inkomensonzekerheid					
Zeer hoog (81-100%)	-	-	-	-	-
Hoog (61-80%)	3,86 (0,71)	47,36 (11,79 – 190,15)	-	0,000**	-
Matig (41-60%)	3,27 (0,69)	26,30 (6,71 – 103,17)	-	0,000**	-
Laag (21-40%)	1,99 (0,69)	7,28 (1,89 – 27,93)	-	0,004**	-
Zeer laag (0-20%)	1,48 (0,69)	4,41 (1,15 – 16,88)	-	0,030*	-
Man	-	0,99 (0,74 – 1,33)	1,00	-	1,013
Vrouw	0,01 (0,15)	1,01 (0,75 – 1,36)	1,02	0,949	1,013
14 tot 34	-	0,75 (0,46 – 1,20)	1,00	-	1,075
35 tot 54	0,26 (0,23)	1,29 (0,82 – 2,05)	1,75	0,262	1,075
55+ jaar	0,29 (0,24)	1,34 (0,83 – 2,16)	1,80	0,228	1,075
Opleiding laag	-	1,06 (0,32 – 3,54)	1,00	-	1,063
Opleiding hoog	-0,78 (0,19)	0,63 (0,44 – 0,91)	0,59	0,013*	1,063
Opleiding anders	-0,06 (0,61)	0,94 (0,28 – 3,15)	0,88	0,924	1,063
Autochtoon	-	0,50 (0,33 – 0,78)	1,00	-	1,037
Migratie westers	0,42 (0,24)	1,52 (0,94 – 2,44)	2,99	0,085	1,037
Migratie niet-westers	0,69 (0,22)	1,98 (1,29 – 3,06)	3,97	0,002**	1,037
(Mede-)eigenaar	-	0,65 (0,19 – 2,26)	0,53	-	1,072
Huurder	-0,19 (0,65)	0,82 (0,23 – 2,91)	0,67	0,760	1,072
Onderhuurder	-0,22 (0,94)	0,79 (0,13 – 5,01)	0,65	0,811	1,072
Woon anders	0,43 (0,63)	1,53 (-0,81 – 1,67)	2,36	0,500	1,072
Vast dienst	-	1,07 (0,58 – 1,97)	1,00	-	1,004
Tijdelijk	1,14 (0,22)	3,12 (2,02 – 4,82)	2,92	0,000*	1,004
Oproep/uitzend	1,48 (0,47)	4,37 (1,75 – 10,93)	4,08	0,002*	1,004
Zzp/freelance/vrij	-0,07 (0,31)	0,94 (0,51 – 1,72)	0,88	0,830	1,004
Migratie westers*14 tot 34 jaar	0,06 (0,78)	1,06 (1,20 – 4,35)	1,00	0,940	1,004
Deviance (-2LL)	660,625				
χ^2 -toets (LR)	61,047	(df = 13)		p<0,01	
Nagelkerk pseudo-R ²				0,058	
McFadden pseudo-R ² 0				0,034	

Tabel 4: effecten van type arbeidsovereenkomst op de kans om energiearmoede te ervaren onder controle van de controlevariabelen. Dit is een ordinale regressiemodel. De odds staan in vergelijking met de referentiegroepen man, opleiding laag, 14 tot 34 jaar, autochtoon, woning (mede-) eigenaar, en vaste dienst. *significantie <0,05, **significantie<0,01. OR geeft de odds ratio aan met de referentiegroep. Een odds ratio tussen 0 en 1 geeft aan dat de odds van desbetreffende groep kleiner zijn dan de referentiegroep. Een odds ratio boven 1 geeft aan dat de odds van desbetreffende groep groter zijn dan de referentiegroep.

Kijkend naar de verschillende typen arbeidsovereenkomsten blijkt dat het bijna drie keer zo waarschijnlijk is dat mensen met tijdelijke contracten inkomensonzekerheid ervaren dan mensen in vaste dienst ($B(SE) = 1,14 (0,22)$; $Wald(1) = 26,30$; $p<0,01$). Het is zelfs meer dan vier keer zo waarschijnlijk dat oproep- en uitzendkrachten inkomensonzekerheid ervaren dan mensen in vaste dienst ($B(SE) = 1,48 (0,47)$; $Wald (1) = 9,96$; $p<0,01$). Voor zzp'ers, freelancers en vrije beroepsbeoefenaars is er geen significant effect. Het is voor zzp'ers, freelancers en vrije

beroepsbeoefenaars dus net zo waarschijnlijk om inkomensonzekerheid te ervaren als mensen in vaste dienst ($B(SE) = -0,07 (0,31)$; Wald (1) = 0,05; $p = 0,83$). De interactie tussen leeftijd en westerse migratieachtergrond blijkt geen effect te hebben op inkomensonzekerheid ($B(SE) = 0,06 (0,78)$; Wald(1) = 0,01; $p=0,94$).

De resultaten van model drie tonen aan dat twee van de cluster van de onafhankelijke variabele arbeidsovereenkomsten inderdaad een effect hebben op de mate van inkomensonzekerheid. Opvallend daarbij is wel dat de groep die in model twee een groter risico liep op energiearmoede (zzp'ers etc.) niet tevens meer inkomensonzekerheid ervaart. De groepen die meer inkomensonzekerheid ervaren, hadden in model twee juist niet een groter risico op energiearmoede. Daarmee wordt niet geheel voldaan aan de tweede aanname voor een mediatieverband die stelt dat de onafhankelijke variabele een effect heeft op de mediërende variabele. Voor het cluster zzp'er, freelancer of vrije beroepsbeoefenaars bestaat dus geen effect op de mediërende variabele. Er wordt voor specifiek dit cluster dus niet voldaan aan de voorwaarden voor het bestaan van een mediatieverband. Maar voor de algehele variabele arbeidsovereenkomst wordt dus wel voldaan aan de voorwaarde. Dit is opvallend en wordt in de conclusie verder besproken.

5.6. Model IV: flexibele arbeidsovereenkomsten en energiearmoede via inkomensonzekerheid

Model vier wordt gebruikt om de laatste aanname voor het bestaan van een mediatieverband te testen. De laatste aanname stelt dat de onafhankelijke en mediërende variabele gezamenlijk een significant effect moeten hebben op de afhankelijke variabele. Daarnaast kunnen door model vier te vergelijken met model twee de hypothesen 2a, 2b en 2c worden getest. Deze hypothesen stelden dat de samenhang tussen flexibele arbeidsovereenkomsten en energiearmoede gedeeltelijk of geheel via inkomensonzekerheid loopt.

De Hosmer-Lemeshow in tabel 6 op de volgende pagina toets laat zien dat het model goed bij de data past ($\chi^2(7) = 8,86$; $p=0,354$). Er zijn wel weer cellen zonder waarneming dus een van de aannames voor het gebruik van een logistisch regressiemodel is geschonden. Maar de verdeling van de geobserveerde waardes min de verwachte waarden op energiearmoede (de residuen) is ongeveer normaal. Dat betekent dat hoewel er cellen zijn zonder waarnemingen, de aanname niet ernstig is geschonden. Ook hier geldt dus dat het model acceptabel is maar dat de resultaten met voorzichtigheid moeten worden benaderd. De waarde van de likelihood-ratio test toont aan dat het model met inkomensonzekerheid beter is dan het model met de controlevariabelen en

arbeidsovereenkomsten maar zonder inkomensonzekerheid ($X^2(17) = 93,89; p < 0,01$). Minstens één categorie van inkomensonzekerheid heeft dus een effect op energiearmoede.

	Model II				Model IV			
	B (SE)	Odds	OR	p	B (SE)	Odds	OR	p
Constante	-1,28 (0,55)	-	-	0,019*	2,65 (0,84)	-	-	0,002**
Man	-	0,72	-	0,085	-	0,75	-	0,224
Vrouw	-0,33 (0,15)	1,39	1,92	0,033*	0,29 (0,18)	1,34	1,79	0,107
Opleiding laag	-	0,73	-	0,298	-	0,79	-	0,920
Opleiding hoog	-0,22 (0,18)	0,81	1,11	0,249	-0,03 (0,24)	0,97	1,23	0,892
Opleiding anders	0,32 (0,47)	1,38	1,89	0,502	0,24 (0,71)	1,27	1,61	0,736
14 tot 34 jaar	-	1,77	-	0,002**	-	1,48	-	0,192
35 tot 54 jaar	0,03 (0,21)	1,03	0,58	0,901	-0,05 (0,25)	0,95	0,64	0,842
55+ jaar	-0,57 (0,22)	0,57	0,32	0,011*	-0,39 (0,27)	0,67	0,46	0,140
Autochtoon	-	0,46	-	0,000**	-	0,50	-	0,000**
Migratie westers	0,74 (0,22)	2,09	4,58	0,001**	0,88 (0,26)	2,40	4,79	0,001**
Migr. niet-westers	0,78 (0,21)	2,18	4,76	0,000**	0,69 (0,25)	1,99	3,98	0,007**
(Mede-)eigenaar	-	0,34	-	0,000**	-	0,84	-	0,000**
Huurder	-0,16 (0,48)	0,86	0,73	0,746	1,06 (0,78)	2,89	8,36	0,175
Onderhuurder	-0,91 (0,91)	0,40	0,34	0,316	0,33 (1,11)	1,39	4,03	0,766
Woon anders	1,22 (0,48)	3,39	10,16	0,011*	0,17 (0,77)	1,19	1,41	0,825
Vaste dienst	-	0,55	-	0,079	-	0,70	-	0,488
Tijdelijk	0,11 (0,42)	1,11	2,03	0,659	-0,22 (0,32)	0,80	1,14	0,488
Oproep/uitzend	0,27 (0,37)	1,31	2,40	0,456	-0,65 (0,81)	0,52	0,74	0,420
Zzp/freelance	0,60 (0,24)	1,83	3,34	0,011*	0,35 (0,33)	1,42	2,03	0,280
Inkomensonzekerheid								
Zeer laag (0-20%)					-	0,57	-	0,018
Laag (21-40%)					0,62 (0,34)	1,87	3,29	0,063
Matig (41-60%)					0,76 (0,29)	2,14	3,77	0,008**
Hoog (61-80%)					0,97 (0,55)	2,65	4,66	0,103
Zeer hoog (81-100%)					0,57 (0,84)	1,76	3,09	0,304
Deviance (-2LL)	1255,877				899,830			
X^2 -toets (LR)	115,589 (df = 13)	<0,01			93,894 (df = 17)	<0,01		
Hosmer-Lemeshow	4,612 (df = 8)	0,798			8,858 (df = 8)	0,354		

Tabel 5: effecten van controlevariabelen en arbeidsovereenkomsten en inkomensonzekerheid op de kans om energiearmoede te ervaren. Dit is een logistisch regressiemodel waarin de odds in vergelijking met de referentiegroepen man, opleiding laag, 14 tot 34 jaar, autochtoon, woning (mede-) eigenaar, vaste dienst en zeer lage inkomensonzekerheid staan. *significantie <0,05, **significantie <0,01. OR geeft de odds ratio aan met de referentiegroep. Een odds ratio tussen 0 en 1 geeft aan dat de odds van desbetreffende groep kleiner zijn dan de referentiegroep. Een odds ratio boven 1 geeft aan dat de odds van desbetreffende groep groter zijn dan de referentiegroep.

Uit de resultaten blijkt dat het bijna vijf keer zo waarschijnlijk is dat mensen met een westerse migratieachtergrond energiearmoede ervaren dan autochtonen ($B(SE) = 0,88 (0,26)$; $Wald(1) = 11,19$; $p < 0,01$). Het is bijna vier keer zo waarschijnlijk dat mensen met een niet-westerse migratieachtergrond energiearmoede ervaren dan autochtonen ($B(SE) = 0,69 (0,25)$; $Wald(1) = 7,40$; $p < 0,01$). Geen van de andere controlevariabelen heeft verder een significant effect.

Wat inkomensonzekerheid betreft blijkt dat alleen het hebben van matige inkomensonzekerheid de waarschijnlijkheid om energiearmoede te ervaren bijna vier keer zo groot maakt ($B(SE) = 0,76 (0,29)$ Wald(1) = 7,07; $p < 0,01$). Het is bijna vier keer zo waarschijnlijk dat mensen, die hebben aangegeven dat zij 41 tot 60 procent zeker zijn dat ze binnen 12 maanden geen werk meer hebben, energiearmoede ervaren dan mensen met zeer lage inkomensonzekerheid. Voor mensen die 61 tot 80 procent of 81 tot 100 procent zeker zijn dat ze hun baan gaan verliezen is het dus ongeveer even waarschijnlijk om energiearmoede te ervaren als mensen met zeer lage inkomensonzekerheid.

Herinner hier dat inkomensonzekerheid in dit onderzoek is gemeten aan de hand van een proxyvariabele: baan zekerheid. Dat het vier keer zo waarschijnlijk is dat mensen die rond de 50% baan zekerheid zitten energiearmoede te ervaren dan mensen met zeer lage baan zekerheid is eigenlijk wel logisch. Immers, wie 61 tot 100% zeker weet over 12 maanden geen baan meer te hebben, heeft dus de tijd om op zoek te gaan naar nieuw werk. Tegenovergesteld, wie 0 tot 40% zeker weet over 12 maanden nog werk te hebben kan er nog enigszins van uit gaan dat er inkomen blijft binnenkomen. Maar voor de groep mensen die rond de 50% zit, is de onduidelijkheid de grootste bron van inkomensonzekerheid. Het zijn precies deze mensen die echt niet weten of ze straks nog een inkomen hebben.

Ten slotte heeft in het vierde model geen van de vier clusters arbeidsovereenkomsten nog een significant effect. In het tweede model had het cluster zelfstandigen, freelancers en vrije beroepsbeoefenaars nog wel een significant effect op energiearmoede. Zzp'ers, freelancers of vrije beroepsbeoefenaars waren in model twee meer dan drie keer zo waarschijnlijk om energiearmoede te ervaren dan mensen in vaste dienst. In het vierde model is dit afgenomen naar twee keer zo waarschijnlijk en bovendien is het effect niet langer significant. Het effect van een zzp, freelance of vrije beroepsbeoefenaars arbeidsconstructie is dus niet meer significant in het vierde model maar wel in het tweede model. Daarnaast is er voldaan aan alle drie aannames voor een mediatieverband.

Dat betekent dat de vergelijking van de resultaten van model twee en vier hypothese 2c ondersteunt. Deze hypothese stelde dat het effect van een zzp, freelance of vrije beroepsbeoefenaars arbeidsconstructie op het risico om energiearmoede te ervaren geheel of deels via inkomensonzekerheid loopt. Dat zzp'ers, freelancers of vrije beroepsbeoefenaars een grotere waarschijnlijkheid hebben om energiearmoede te ervaren loopt dus gedeeltelijk of geheel via inkomensonzekerheid.

6. Conclusie

In 2022 ervoeren meer dan 600 duizend Nederlandse huishoudens energiearmoede, waar dat er in 2020 nog 512 duizend waren. Die toename is zorgwekkend omdat energiearmoede gezondheidsklachten veroorzaakt of verergert bij de mensen die er mee te kampen hebben. Het gaat dan bijvoorbeeld om meer astmaklachten of luchtweginfecties. Daarnaast kan energiearmoede ook sociale isolatie veroorzaken en vergroot het de kloof tussen arm en rijk in Nederland. Bovendien ondermijnt energiearmoede de doelstellingen van het klimaatbeleid én het draagvlak daarvoor. Energiearmoede komt daarom terecht steeds hoger op de politieke agenda te staan.

Pogingen om energiearmoede te verlichten of voorkomen zijn niet effectief genoeg gebleken gezien het stijgende aantal mensen dat energiearmoede ervaart. Dit onderzoek stelt dat die ineffectiviteit onder andere komt doordat eerder onderzoek naar energiearmoede in Nederland zich te veel bezig hield met 'head-counting': het in beeld brengen van de hoeveelheid energiearmoede. Maar, zoals Nobelprijs winnend econoom Amartya Sen al stelde in 1976, om armoede daadwerkelijk te begrijpen moet er naast 'incidence' (de aantallen) ook gekeken worden naar 'inequality', de ongelijkheid tussen energiearme huishoudens, en de 'intensity', de intensiteit van energiearmoede bij verschillende huishoudens en groepen. Door het gebruik van deze drie i's van armoede kunnen de meest kwetsbare groepen worden geïdentificeerd en kan beleid beter gericht worden op de mensen die de meeste hulp en ondersteuning nodig hebben.

Een zo'n potentieel kwetsbare groep, zo werd in dit onderzoek gesteld, zijn mensen die werken onder een flexibele arbeidsovereenkomst. Dit onderzoek moest daarom in kaart brengen of mensen met een flexibele arbeidsovereenkomst een hoger risico lopen om energiearmoede te ervaren. Er werd gekeken naar mensen met tijdelijke contracten, oproep- of uitzendkrachten en zzp'ers, freelancers en vrije beroepsbeoefenaars. Mensen met een flexibele arbeidsovereenkomst hebben minder baanzekerheid dan mensen die werken onder een vast contract. Daarom ervaren zij mogelijk ook meer inkomensonzekerheid dan mensen die in vaste dienst werken. Door een hoge mate van onzekerheid over het toekomstige inkomen heeft deze groep mensen potentieel te weinig spaargeld, capaciteiten of cognitieve ruimte om energiearmoede te voorkomen of verhelpen. De horizon ligt voor hen dichtbij.

Voor het onderzoek is gebruik gemaakt van een kwantitatieve analyse met vier logistische regressiemodellen. Het model met alleen de controlevariabelen als voorspellers van energiearmoede bleek niet goed bij de data te passen en de resultaten moeten dus voorzichtig worden geïnterpreteerd. Desondanks is er met enige zekerheid te stellen dat vrouwen een hoger risico

hebben dan mannen; mensen zonder opleiding een hoger risico dan mensen met een lage opleiding; en met name mensen met een migratieachtergrond een groter risico lopen om energiearmoede te ervaren dan autochtonen. Mensen boven de 54 jaar hebben een iets kleiner risico dan mensen onder de 35 jaar. Het model waar de controlevariabelen samen met de clusters arbeidsovereenkomsten energiearmoede voorspelden paste al veel beter bij de data. Helaas was een van de aannames voor een logistische regressie wel geschonden. Het ging echter om een lichte schending en dus zijn de resultaten alsnog betrouwbaar genoeg. Wederom bleek dat vrouwen en mensen met een migratieachtergrond een groter risico hebben om energiearmoede te ervaren en dat mensen ouder dan 54 jaar juist een kleiner risico lopen. Bovendien bleek dat zzp'ers, freelancers en vrije beroepsoefenaars een groter risico lopen om energiearmoede te ervaren dan mensen die werken onder een vast contract.

Met gebruik van een ordinale regressie bleek dat mensen met een tijdelijk contract of mensen die werken als oproep- of uitzendkracht een substantieel groter risico lopen om een hogere mate van inkomensonzekerheid te ervaren dan mensen met een vast contract. Daarnaast blijken hoogopgeleiden een kleiner risico te hebben op een hoge mate van inkomensonzekerheid dan laagopgeleiden. Mensen met een niet-westerse migratieachtergrond blijken juist een groter risico te hebben dan autochtonen. Dit ordinale regressiemodel paste goed bij de data. Als laatste werden alle variabelen in model vier samengebracht. Het model paste goed bij de data al was, net als in model twee, een van de aannames wel lichtelijk geschonden omdat er voor een aantal combinaties van de variabelen geen waarnemingen waren. Het laatste model toonde wederom dat mensen met een migratieachtergrond een groter risico lopen op energiearmoede dan autochtonen.

Uit de vier modellen kan een aantal conclusies worden getrokken. Ten eerste blijkt het risico voor vrouwen om energiearmoede te ervaren hoger dan dat voor mannen. Ten tweede lopen mensen met een migratieachtergrond een veel groter risico lopen om energiearmoede te ervaren dan autochtonen. Het gaat om vier tot vijf keer zo veel risico. Ten derde blijkt dat alleen zzp'ers, freelancers of vrije beroepsbeoefenaars een iets groter risico hebben om energiearmoede te ervaren dan mensen die werken onder een vast contract. Mensen met tijdelijke contracten of mensen die werken als oproep- of uitzendkrachten hebben dus niet een hoger risico om energiearmoede te ervaren. Daarmee is er geen bewijs voor hypothesen 1a en 1b maar wel voor hypothese 1c. Deze hypothese stelde namelijk dat mensen die werken als zzp'ers, freelancer of vrije beroepsbeoefenaar een groter risico hebben om energiearmoede te ervaren dan mensen met een vaste arbeidsovereenkomst.

Om te begrijpen waarom zzp'ers, freelancers of vrije beroepsbeoefenaars een hogere kans

hebben om energiearmoede te ervaren toetsten hypothesen 2a, 2b en 2c ook het mogelijk mediërend effect van inkomensonzekerheid. Voor het bestaan van een mediatieverband moest voldaan worden aan drie voorwaarden. De onafhankelijke variabele moest een significant effect heeft op de afhankelijke variabele. Daarnaast moest de onafhankelijke variabele een significant effect hebben op de mediërende variabele. En als laatste moesten de mediërende variabele en de onafhankelijke variabele samen een significant effect hebben op de afhankelijke variabele. Modellen twee, drie en vier toonden aan dat alleen in het geval van zzp'ers, freelancers en vrije beroepsbeoefenaars aan alle drie voorwaarden is voldaan. Met deze dataset kan dus hooguit worden aangetoond dat er een mediërend effect is van inkomensonzekerheid voor het cluster zzp, freelancer en vrije beroepsbeoefenaars.

In model vier bleek vervolgens dat het effect uit model twee voor zzp'ers, freelancers en vrije beroepsbeoefenaars afnam en niet langer significant was. Dat suggereert dat er inderdaad sprake is van een mediatieverband. Met andere woorden, deel van de reden waarom zzp'ers, freelancers en vrije beroepsbeoefenaars een groter risico hebben om energiearmoede te ervaren is omdat zij inkomensonzekerheid ervaren. De resultaten ondersteunen dus hypothese 2c die stelde dat het effect van een zzp, freelance vrije beroepsbeoefenaars arbeidsconstructie op de kans om energiearmoede te ervaren geheel of deels via inkomensonzekerheid loopt.

De belangrijkste conclusie is echter dat het mensen zijn die rond de 50% baanzekerheid zitten, het grootste risico lopen op energiearmoede. Inkomensonzekerheid werd in dit onderzoek gemeten aan de hand van de proxyvariabele baanzekerheid. Uit het laatste model kwam naar voren dat mensen die voor 41 tot 60 procent zeker waren binnen 12 maanden hun baan te verliezen een groter risico op energiearmoede hebben dan mensen die meer of minder baanzekerheid aan hadden gegeven. Dat mensen die rond de 50% baanzekerheid zitten een groter risico lopen om energiearmoede te ervaren dan mensen met zeer lage baanzekerheid suggereert dat de middelmatige baanzekerheid die flexibele arbeidsovereenkomsten bieden inderdaad het risico op energiearmoede vergroot.

Het verband is echter niet compleet helder. De groep met de meeste baanonzekerheid waren namelijk mensen met tijdelijke contracten en uitzend- en oproepkrachten. Maar het waren zzp'ers, freelancers en vrije beroepsbeoefenaars die het grootste risico op energiearmoede lopen. Het is mogelijk dat zzp'ers, freelancers en vrije beroepsbeoefenaars ongeveer rond de 50% baanzekerheid zitten en dat zij daarom het grootste risico lopen. Dat is helaas uit de modellen in dit onderzoek niet op te maken. Een vervolgonderzoek zou baanzekerheid en inkomensonzekerheid dus anders kunnen meten om meer nadruk te leggen op de groep die rond de 50% baanzekerheid zit.

* * *

Met dit onderzoek werd onderzocht of werken onder een flexibele arbeidsovereenkomst het risico op energiearmoede zou vergroten. Ook werd onderzocht of inkomensonzekerheid een mediërende rol in dit verband speelt. De onderzoeksvraag was: lopen mensen met flexibele arbeidsovereenkomsten een groter risico om energiearmoede te ervaren? Zo ja, komt dit omdat zij inkomensonzekerheid ervaren? Dit onderzoek toont aan dat mensen die werken als zzp'er, freelancer of vrije beroepsbeoefenaar inderdaad een groter risico lopen dan mensen in vaste dienst om energiearmoede te ervaren. Bovendien blijkt dit vergrote risico ook deels of geheel verklaarbaar door een mediërend effect van inkomensonzekerheid.

Dat er voor oproep- of uitzendkrachten of mensen met een tijdelijk contract geen vergroot risico blijkt te zijn in dit onderzoek, betekent niet meteen dat hier ook daadwerkelijk geen sprake van is. Er zaten namelijk veel meer oudere mensen (55+) dan jonge mensen (jonger dan 35) in de dataset zaten. Dat kan de resultaten lichtelijk vertekenen omdat het precies jonge mensen zijn die verreweg het vaakst een tijdelijk contract hebben of als uitzend- of oproepkracht werken. Het is dus mogelijk dat de effecten van werken als oproep- of uitzendkracht of onder een tijdelijk contract niet goed vertegenwoordigd zijn in deze dataset. Toekomstige onderzoek zou dit dus zeker nog verder kunnen en moeten onderzoeken.

Dit was het eerste onderzoek dat, voor zover de auteur weet, gedaan is naar het effect van het hebben van een flexibele arbeidsovereenkomst en energiearmoede. Eerder onderzoek heeft vooral nadruk gelegd op het identificeren van demografische gegevens of informatie over woonsituatie om te kunnen tellen hoeveel energiearmoede er eigenlijk voorkomt. Dit onderzoek laat zien dat de mentale of financiële capaciteit om energiearmoede te voorkomen of verhelpen een onderbelicht aspect is. De toekomstperspectieven van mensen moet dus verder geïntegreerd worden in onderzoek naar energiearmoede om daadwerkelijk te kunnen begrijpen wie het hoogste risico loopt en wie de meeste ondersteuning nodig heeft.

Er is in Nederland al langer een discussie gaande over de risico's van het hoge aantal zzp'ers. Dan gaat het met name over verzekeringen en pensioenregelingen. In feite gaat deze discussie dus over inkomensonzekerheid onder zzp'ers. Dit onderzoek draagt bij aan deze discussie door nadruk te leggen op het feit dat deze groep werkenden dus ook extra kwetsbaar is voor energiearmoede. Gezien de zeer ernstige gevolgen van energiearmoede op zowel persoonlijk niveau als voor de samenleving in zijn geheel, vergroot dit onderzoek de zorgen over inkomensonzekerheid voor zzp'ers, freelancers en vrije beroepsbeoefenaars nog verder. Beleidsmakers op de hoogte

stellen van de samenhang tussen flexibele arbeidsovereenkomsten, inkomensonzekerheid en energiearmoede draagt ook bij aan een beter gerichte en proactieve reactie op inkomensonzekerheid en energiearmoede in Nederland. Bijvoorbeeld door zzp'ers, freelancers en vrije beroepsbeoefenaars nu te verplichten om meer geld op zij te zetten voor de toekomst in de vorm van premies en verzekeringen. Dat voorkomt dat steeds meer van hen energiearmoede gaan ervaren of dat zij te kampen krijgen met nog ergere energiearmoede dan zij nu al ervaren.

Werk en klimaatverandering zijn intrinsiek met elkaar verbonden. Het een heeft daarom zonder twijfel effect op de ander. Het is daarom van onschatbare waarde en belang om nu te snappen wat die effecten zijn en hoe we de meest kwetsbare groepen kunnen beschermen tegen de ernstigste effecten van een opwarmend klimaat. Wie deze boodschap niet ten harte neemt zet de gezondheid en het welzijn van individuen onder druk; vergroot de ongelijkheid in onze samenleving; en ondermijnt het draagvlak voor de energietransitie. De tijd om te handelen is dus nu.

7. Literatuurlijst

- Akesaka, M., Eibich, P., Hanaoka, C., & Shigeoka, H. (2021). Temporal Instability of Risk Preference among the Poor: Evidence from Payday Cycles. <https://doi.org/10.3386/w28784>
- Baron, R. M., & Kenny, D. A. (1986). The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations. *Journal of Personality and Social Psychology*, 51, 1173-1182.
- Boardman, B. (1991). Fuel Poverty: From Cold Homes to Affordable Warmth. <http://ci.nii.ac.jp/ncid/BA12692721>
- Braubach, M., Jacobs, D., & Ormandy, D. (2011). Environmental burden of disease associated with inadequate housing: Methods for quantifying health impacts of selected housing risks in the WHO European Region. In who.int (Nr. 978-92-890-5789-9). World Health Organization. Geraadpleegd op 29 mei 2023, van <https://apps.who.int/iris/bitstream/handle/10665/108587/9789289057899-eng.pdf?sequence=1&isAllowed=y>
- Brown, M. A., Soni, A., Lapsa, M. V., Southworth, K., & Cox, M. (2020). High energy burden and low-income energy affordability: conclusions from a literature review. *Progress in energy*, 2(4), 042003. <https://doi.org/10.1088/2516-1083/abb954>
- Carvalho, L. S., Meier, S., & Wang, S. W. (2016). Poverty and Economic Decision-Making: Evidence from Changes in Financial Resources at Payday. *The American Economic Review*, 106(2), 260–284. <https://doi.org/10.1257/aer.20140481>
- CBS Statline. (2023 -a, 16 mei). Geraadpleegd op 29 mei 2023, van <https://opendata.cbs.nl/?dl=72746#/CBS/nl/dataset/85224NED/table>
Centraal Bureau voor de Statistiek. Hoeveel flexwerkers zijn er?
<https://www.cbs.nl/nl-nl/faq/flexwerk/hoeveel-flexwerkers-zijn-er->
- CBS Statline. (2023 -b, mei 16). Geraadpleegd op 5 juni 2023, van <https://opendata.cbs.nl/#/CBS/nl/dataset/85274NED/table?dl=775DE>
- Centraal Bureau voor de Statistiek. (z.d.-a). Wat voor werk doen flexwerkers? <https://www.cbs.nl/nl-nl/faq/flexwerk/wat-voor-werk-doen-flexwerkers->
- Centraal Bureau voor de Statistiek. (z.d.-b). Laag inkomen. <https://www.cbs.nl/nl-nl/onze-diensten/methoden/begrippen/laag-inkomen>
- Centraal Bureau voor de Statistiek (z.d. -c) *Flexwerk*. (2022). cbs.nl. Geraadpleegd op 15 mei 2023, van <https://www.cbs.nl/nl-nl/visualisaties/dashboard-arbeidsmarkt/werkenden/flexwerk>

- Centraal Bureau voor de Statistiek. (z.d.-d). Werkzekerheid van flexwerkers. <https://www.cbs.nl/nl-nl/dossier/dossier-flexwerk/werkzekerheid-van-flexwerkers>
- Centraal Bureau voor de Statistiek. (z.d.-e). Lage inkomensgrens. <https://www.cbs.nl/nl-nl/nieuws/2023/11/meeste-mensen-ontstijgen-armoederisico-van-hun-ouders/huishouden-met-laag-inkomen>
- Centraal Bureau voor de Statistiek. (z.d.-f). Wat zijn flexwerkers? <https://www.cbs.nl/nl-nl/dossier/dossier-flexwerk/wat-zijn-flexwerkers->
- Centraal Bureau voor de Statistiek. (2020). Almost 1 in 6 children live in single-parent households. <https://www.cbs.nl/en-gb/news/2019/52/almost-1-in-6-children-live-in-single-parent-households>
- Chkalova, K., & van Gaalen, R. (2017). Flexibele arbeid en de gevolgen voor relatie- en gezinsvorming: Eindrapportage. Centraal Bureau voor de Statistiek. <https://www.cbs.nl/nl-nl/achtergrond/2017/39/flexibele-arbeid-en-relatie-en-gezinsvorming>
- Churchill, S. A., & Smyth, R. (2020). Ethnic diversity, energy poverty and the mediating role of trust: Evidence from household panel data for Australia. *Energy Economics*, 86, 104663. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2020.104663>
- Clancy, J., Daskalova, V., Feenstra, M., Franceschelli, N., & Sanz, M. (2017). Gender Perspective on Access to Energy in the EU. In europarl.europa.eu (PE 596.816). European Policy Department Citizen's Rights and Constitutional Affairs. Geraadpleegd op 16 februari 2023, van [https://www.europarl.europa.eu/RegData/etudes/STUD/2017/596816/IPOL_STU\(2017\)596816_EN.pdf](https://www.europarl.europa.eu/RegData/etudes/STUD/2017/596816/IPOL_STU(2017)596816_EN.pdf)
- Dear, K., & McMichael, A. J. (2011). The health impacts of cold homes and fuel poverty. *BMJ*, 342(may11 2), d2807. <https://doi.org/10.1136/bmj.d2807>
- Beer, P. de & S. van der Gaag (2020) Werk en inkomensonzekerheid zijn steeds ongelijker verdeeld; afwenteling op de precair werkenden. Amsterdam, Universiteit van Amsterdam. https://www.google.com/url?sa=i&rct=j&q=&esrc=s&source=web&cd=&cad=rja&uact=8&ved=0CAIQw7AJahcKEwiQ5Ij5v_WAAxUAAAAAHQAAAAAQAg&url=https%3A%2F%2Fpure.uva.nl%2Fws%2Ffiles%2F50731271%2FWerk_en_inkomenszekerheid.docx&psig=AOvVaw1QtMkZjyE7LRDmVsn5mko&ust=1692973508534739&opi=89978449
- De Bruyn, S. (2017). Wie profiteert van het klimaatbeleid?: Verdeling van subsidies en belastingkortingen tussen armere en rijkere huishoudens. In ce.nl. CE Delft. Geraadpleegd op 15 mei 2023, van <https://ce.nl/publicaties/wie-profiteert-van-het-klimaatbeleid/>
- Dekker, R., & Mooi-Reci, I. (2011). Tijdelijk werk: Zegen of vloek? In R. van Gaalen, J. Sanders, W.

- Smits, & J. F. Ybema (editors), *Dynamiek op de Nederlandse arbeidsmarkt* (blz. 98-114). CBS/TNO.
- De Witte, H., & Van Hootegeem, A. (2022). *Job Insecurity: Challenge or Hindrance Stressor? Review of the Evidence and Empirical Test on Entrepreneurs* [Ebook]. In *Flexible Working Practices and Approaches; Psychological and Social Implications* (Vols. 213–229, p. link.springer.com). Springer. https://link.springer.com/chapter/10.1007/978-3-030-74128-0_11
- Elchardus, M., & Smits, W. (2007). Dimmende flexibiliteit. Loopbaanperspectieven van Belgische jongvolwassenen. *Tijdschrift voor arbeidsvraagstukken*, 23(2). <https://doi.org/10.5117/2007.023.002.007>
- Engbersen, G., Kremer, M., Went, R., & Boot, A. (2020). *Het Betere Werk: De Nieuwe Maatschappelijke Opdracht*. In *wrr.nl. Wetenschappelijke Raad voor het Regeringsbeleid. Geraadpleegd op 18 februari 2022, van <https://www.wrr.nl/publicaties/rapporten/2020/01/15/het-betere-werk>*
- Gilbertson, J., Grimsley, M., & Green, G. (2012). Psychosocial routes from housing investment to health: Evidence from England's home energy efficiency scheme. *Energy Policy*, 49, 122–133. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2012.01.053>
- Groen, A., Van Horssen, C., & Veerman, N. (2022). *Rondkomen en betalingsproblemen : Ervaringen van Nederlandse huishoudens in onzekere tijden*. In *nibud.nl. NIBUD. Geraadpleegd op 13 juni 2023, van <https://www.nibud.nl/onderzoeksrapporten/rapport-rondkomen-en-betalingsproblemen-2022/>*
- Haushofer, J., & Fehr, E. (2014). On the psychology of poverty. *Science*, 344(6186), 862–867. <https://doi.org/10.1126/science.1232491>
- Hernández, D. (2015). Sacrifice Along the Energy Continuum: A Call for Energy Justice. *Environmental Justice*, 8(4), 151–156. <https://doi.org/10.1089/env.2015.0015>
- Hick, R., & Burchardt, T. (2017). Capability Deprivation [Online]. In *Oxford Handbook of the Social Science of Poverty* (1ste editie, Vols. 75–92). Oxford University Press. <https://doi.org/10.1093/oxfordhb/9780199914050.013.5>
- Kardaś, S. (2023, 29 maart). *Conscious uncoupling: Europeans' Russian gas challenge in 2023*. ECFR. <https://ecfr.eu/article/conscious-uncoupling-europeans-russian-gas-challenge-in-2023/>
- Keim, A. C., Landis, R. S., Pierce, C. A., & Earnest, D. L. (2014). Why do employees worry about their jobs? A meta-analytic review of predictors of job insecurity. *Journal of Occupational Health Psychology*, 19(3), 269–290. <https://doi.org/10.1037/a0036743>
- Klandermands, B., Hesselink, J. K., & van Vuuren, T. (2010). *Employment status and job insecurity: On*

- the subjective appraisal of an objective status. *Economic and Industrial Democracy*, 31(4), 557–577. <https://doi.org/10.1177/0143831X09358362>
- Kremer, M., Went, R., & Knottnerus, A. (2017). Voor de Zekerheid; de Toekomst van Flexibel Werkenden en de Moderne Organisatie van Arbeid. In *wrr.nl. Wetenschappelijke Raad voor het Regeringsbeleid. Geraadpleegd op 17 mei 2023, van* <https://www.wrr.nl/publicaties/verkenningen/2017/02/07/voor-de-zekerheid>
- Krishna, A. (2016). The Dynamics of Poverty [Ebook]. In *The Oxford Handbook of the Social Science of Poverty* (pp. 293–314). Oxford University Press. <https://doi.org/10.1093/oxfordhb/9780199914050.013.14>
- Lichand, G., & Mani, A. (2020). Cognitive Droughts. *Social Science Research Network*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.3540149>
- Liddell, C., & Morris, C. A. (2010). Fuel poverty and human health: A review of recent evidence. *Energy Policy*, 38(6), 2987–2997. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2010.01.037>
- Liddell, C., & Guiney, C. (2015). Living in a cold and damp home: frameworks for understanding impacts on mental well-being. *Public Health*, 129(3), 191–199. <https://doi.org/10.1016/j.puhe.2014.11.007>
- Longa, F. D., Sweerts, B., & Van Der Zwaan, B. (2021). Exploring the complex origins of energy poverty in The Netherlands with machine learning. *Energy Policy*, 156, 112373. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2021.112373>
- Mani, A., Mullainathan, S., Shafir, E., & Zhao, J. (2013). Poverty Impedes Cognitive Function. *Science*, 341(6149), 976–980. <https://doi.org/10.1126/science.1238041>
- Mashhoodi, B., & Bouman, T. (2023). Gendered geography of energy consumption in the Netherlands, *Applied Geography*, Volume 154, 2023, 102936, ISSN 0143-6228, <https://doi.org/10.1016/j.apgeog.2023.102936>. <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S014362282300067X>
- Middlemiss, L., & Gillard, R. (2015). Fuel poverty from the bottom-up: Characterising household energy vulnerability through the lived experience of the fuel poor. *Energy research and social science*, 6, 146–154. <https://doi.org/10.1016/j.erss.2015.02.001>
- Ministerie van Binnenlandse Zaken en Koninkrijksrelaties. (2021, 10 oktober). 150 miljoen euro voor aanpak energiearmoede kwetsbare huishoudens. Nieuwsbericht | Rijksoverheid.nl. <https://www.rijksoverheid.nl/actueel/nieuws/2021/10/15/150-miljoen-euro-voor-aanpak-energiearmoede-kwetsbare-huishoudens>
- Ministerie van Algemene Zaken. (2022, 24 maart). Maatregelenpakket om gevolgen stijgende

- energieprijzen en aanhoudende inflatie te verzachten. Nieuwsbericht | Rijksoverheid.nl.
<https://www.rijksoverheid.nl/actueel/nieuws/2022/03/11/maatregelenpakket-om-gevolgen-stijgende-energieprijzen-en-aanhoudende-inflatie-te-verzachten>
- Ministerie van Binnenlandse Zaken. (2023, 20 april). € 35 miljoen met voorrang naar kwetsbare wijken voor tegengaan energiearmoede. Nieuwsbericht | Rijksoverheid.nl.
<https://www.rijksoverheid.nl/actueel/nieuws/2023/04/19/35-miljoen-met-voorrang-naar-kwetsbare-wijken-voor-tegengaan-energiearmoede>
- Mulder, P., Batenburg, A., & Dalla Longa, F. (2023). Energiearmoede in Nederland 2022 : Een actuele inschatting op nationaal en lokaal niveau. In Rijksoverheid.nl. Nederlands Instituut voor Toegepast Natuurkundig-wetenschappelijk Onderzoek. Geraadpleegd op 26 mei 2023, van https://www.google.com/url?sa=i&rct=j&q=&esrc=s&source=web&cd=&cad=rja&uact=8&ved=0CAIQw7AJahcKEwjw67vh6pL_AhUAAAAAHQAAAAAQAg&url=https%3A%2F%2Fwww.rijks-overheid.nl%2Fbinaries%2Frijksoverheid%2Fdocumenten%2Frapporten%2F2023%2F01%2F27%2Ftno-rapport-energiearmoede-in-nederland-2022%2Ftno-rapport-energiearmoede-in-nederland-2022.pdf&psig=AOvVaw2TsxifCXTmtfyAUIGZLvCY&ust=1685185333702723
- Mulder, P., Dalla Longa, F., & Straver, K. (2021). De feiten over energiearmoede in Nederland: Inzicht op nationaal en lokaal niveau. In TNO.nl (060.47628). Nederlands Instituut voor Toegepast Natuur-wetenschappelijk Onderzoek. Geraadpleegd op 26 januari 2023, van <https://www.tno.nl/nl/newsroom/2021/09/tno-brengt-energiearmoede-gedetailleerd/>
- Mulder, P., Longa, F. D., & Straver, K. (2023). Energy poverty in the Netherlands at the national and local level: A multi-dimensional spatial analysis. *Energy research and social science*, 96, 102892. <https://doi.org/10.1016/j.erss.2022.102892>
- NOS. (2022, 4 oktober). Details energieplafond bekend, al in november 190 euro korting op rekening. NOS. <https://nos.nl/artikel/2447047-details-energieplafond-bekend-al-in-november-190-euro-korting-op-rekening>
- Pelz, S., Pachauri, S., & Groh, S. (2018). A critical review of modern approaches for multidimensional energy poverty measurement. *Wiley Interdisciplinary Reviews: Energy and Environment*, 7(6). <https://doi.org/10.1002/wene.304>
- Recalde, M., Peralta, A., Oliveras, L., Tirado-Herrero, S., Borrell, C., Palència, L., Gotsens, M., Artazcoz, L., & Marí-Dell'Olmo, M. (2019). Structural energy poverty vulnerability and excess winter mortality in the European Union: Exploring the association between structural determinants and health. *Energy Policy*, 133, 110869. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2019.07.005>
- Sen, A., 1976. Poverty: an ordinal approach to measurement. *Econometrica* 44 (2), 219–231.

- Shah Anuj K., Mullainathan, S. & Shafir E. (2012). Some Consequences of Having Too Little. *Science* 338, 682-685. DOI:10.1126/science.1222426.
- Sociaal en Cultureel Planbureau. (2020). *Onderwijs: De sociale staat van Nederland*. scp.nl. Geraadpleegd op 4 augustus 2023, van <https://digitaal.scp.nl/ssn2020/onderwijs/>
- Sociaal-Economische Raad. (2021). *Werken Zonder Armoede*. In ser.nl. Geraadpleegd op 12 juli 2023, van <https://www.ser.nl/nl/Publicaties/werken-zonder-armoede>
- Straver, K., Mulder, P., Middlemiss, L., Hesselman, M., Feenstra, M., & Tirado Herrero, S. (2020). *Energiearmoede en de Energietransitie: Energiearmoede beter meten, monitoren en bestrijden*. (TNO Whitepaper). TNO. <https://www.tno.nl/nl/newsroom/2020/10/energiearmoede-energietransitie/>
- Sunstein, C. R., & Reisch, L. A. (2014). *Automatically Green: Behavioral Economics and Environmental Protection*. Social Science Research Network. <https://doi.org/10.2139/ssrn.2245657>
- TNO, *Dynamiek op de Nederlandse arbeidsmarkt: sterke toename flexwerk - monitorarbeid TNO*. (2020, 7 september). design-kit. <https://www.monitorarbeid.tno.nl/nl-nl/news/sterke-toename-flexwerk/>
- Uitvoeringsinstituut Werknemersverzekeringen (UWV). (2023). Premies en bedragen voor werkgevers | UWV | Werkgevers. Geraadpleegd op 26 mei 2023, van <https://www.uwv.nl/werkgevers/bedragen-en-premies/detail/sociaal-minimum-toeslagenwet>
- Vrooman, C., Josten, E., Hoff, S., Putman, L., & Schut, J. M. W. (2018). *Als Werk Weinig Opbrengt*. scp.nl. Geraadpleegd op 12 juli 2023, van <https://www.scp.nl/publicaties/publicaties/2018/10/03/als-werk-weinig-opbrengt>
- Wielers R., Lisa Hummel & Peter van der Meer (2022) Career insecurity and burnout complaints of young Dutch workers, *Journal of Education and Work*, 35:2, 227-240, DOI: 10.1080/13639080.2021.2018412

8. Bijlage I: alternatief model I

Tabel 6: Alternatief voor model I, met controlevariabelen als voorspellers van energiearmoede, dat ontstond door een hiërarchische modelselectie uit te voeren. De referentiegroepen zijn man, laagopgeleid, 14 tot 34 jaar, autochtoon en (mede-)eigenaar. In dit model zijn ook alle mogelijke interacties tussen de controlevariabelen toegevoegd.

	B	SE	Wald	df	p	Odds	95% betrouwbaarheidsinterval voor odds	
							Laagste	Hoogste
Geslacht	,167	,186	,808	1	,369	1,182	,821	1,702
Laagopgeleid			2,537	2	,281			
Hoogopgeleid	-,243	,207	1,369	1	,242	,784	,522	1,178
Opleiding anders	,729	,851	,735	1	,391	2,073	,391	10,981
14 tot 34 jaar			13,093	2	,001			
35 tot 54 jaar	-,364	,260	1,965	1	,161	,695	,417	1,156
55+ jaar	-,794	,238	11,128	1	,001	,452	,284	,721
Autochtoon			11,226	2	,004			
migratie westers	-,491	,480	1,048	1	,306	,612	,239	1,567
migratie niet-westers	1,041	,340	9,376	1	,002	2,833	1,455	5,516
(Mede-)eigenaar			33,585	3	,000			
Huurder	1,093	,189	33,506	1	,000	2,982	2,060	4,317
Onderhuurder	,383	1,243	,095	1	,758	1,466	,128	16,747
Woon anders	,680	,750	,821	1	,365	1,973	,454	8,583
Geslacht * 14 tot 34 jaar * Laagopgeleid			1,078	4	,898			
Geslacht by 35 tot 54 jaar by Hoogopgeleid	,072	,267	,073	1	,787	1,075	,636	1,815
Geslacht by 35 tot 54 jaar by Opleiding anders	-,201	1,430	,020	1	,888	,818	,050	13,483
Geslacht by 55+ jaar by Hoogopgeleid	-,187	,268	,486	1	,486	,829	,490	1,403
Geslacht by 55+ jaar by Opleiding anders	,304	1,061	,082	1	,774	1,356	,169	10,848
Autochtoon * 14 tot 34 jaar * Laagopgeleid			12,569	8	,128			
migratie westers by 35 tot 54 jaar by Hoogopgeleid	1,288	,510	6,376	1	,012	3,626	1,334	9,856
migratie westers by 35 tot 54 jaar by Opleiding anders	,457	1,473	,096	1	,756	1,579	,088	28,312

migratie westers by 55+ jaar by Hoogopgeleid	1,338	,479	7,812	1	,005	3,811	1,491	9,739
migratie westers by 55+ jaar by Opleiding anders	- 37,877	20631, 442	,000	1	,999	,000	,000	.
migratie niet-westers by 35 tot 54 jaar by Hoogopgeleid	,669	,389	2,959	1	,085	1,951	,911	4,180
migratie niet-westers by 35 tot 54 jaar by Opleiding anders	- 20,991	26183, 705	,000	1	,999	,000	,000	.
migratie niet-westers by 55+ jaar by Hoogopgeleid	,668	,448	2,222	1	,136	1,951	,810	4,697
migratie niet-westers by 55+ jaar by Opleiding anders	- 19,533	26183, 705	,000	1	,999	,000	,000	.
(Mede-)eigenaar * 14 tot 34 jaar * Laagopgeleid			3,965	9	,914			
Huurder by 35 tot 54 jaar by Hoogopgeleid	-,078	,321	,059	1	,809	,925	,493	1,736
Huurder by 35 tot 54 jaar by Opleiding anders	,559	1,653	,115	1	,735	1,750	,069	44,662
Huurder by 55+ jaar by Hoogopgeleid	,186	,280	,441	1	,506	1,204	,696	2,085
Huurder by 55+ jaar by Opleiding anders	-1,452	1,395	1,084	1	,298	,234	,015	3,601
Onderhuurder by 35 tot 54 jaar by Hoogopgeleid	1,606	1,724	,868	1	,351	4,982	,170	146,062
Onderhuurder by 35 tot 54 jaar by Opleiding anders	- 39,467	67104, 745	,000	1	1,000	,000	,000	.
Onderhuurder by 55+ jaar by Hoogopgeleid	- 17,990	18624, 196	,000	1	,999	,000	,000	.
Woon anders by 35 tot 54 jaar by Hoogopgeleid	,777	1,151	,456	1	,500	2,175	,228	20,750

Woon anders by 55+ jaar by Hoogopgeleid	1,000	1,330	,566	1	,452	2,718	,201	36,828
(Mede-)eigenaar * Autochtoon * 14 tot 34 jaar			1,425	10	,999			
Huurder by migratie westers by 35 tot 54 jaar	,328	,709	,214	1	,644	1,388	,346	5,569
Huurder by migratie westers by 55+ jaar	,209	,522	,161	1	,688	1,233	,443	3,432
Huurder by migratie niet-westers by 35 tot 54 jaar	,206	,436	,224	1	,636	1,229	,523	2,887
Huurder by migratie niet-westers by 55+ jaar	-,374	,472	,629	1	,428	,688	,273	1,735
Onderhuurder by migratie westers by 55+ jaar	- 19,155	28420,722	,000	1	,999	,000	,000	.
Onderhuurder by migratie niet-westers by 35 tot 54 jaar	39,483	46925,319	,000	1	,999	14031333 70413566 88,000	,000	.
Onderhuurder by migratie niet-westers by 55+ jaar	- 18,804	24217,984	,000	1	,999	,000	,000	.
Woon anders by migratie westers by 35 tot 54 jaar	,183	1,292	,020	1	,887	1,201	,096	15,100
Woon anders by migratie westers by 55+ jaar	- 20,768	20066,656	,000	1	,999	,000	,000	.
Woon anders by migratie niet-westers by 35 tot 54 jaar	- 21,301	40192,970	,000	1	1,000	,000	,000	.
(Mede-)eigenaar * Geslacht * Laagopgeleid			1,377	4	,848			
Huurder by Geslacht by Hoogopgeleid	,207	,235	,777	1	,378	1,230	,776	1,948
Huurder by Geslacht by Opleiding anders	,991	1,596	,386	1	,535	2,693	,118	61,433

Onderhuurder by Geslacht by Hoogopgeleid	-,327	1,704	,037	1	,848	,721	,026	20,334
Woon anders by Geslacht by Hoogopgeleid	-,350	1,019	,118	1	,731	,705	,096	5,196
(Mede-)eigenaar * Autochtoon * Laagopgeleid			4,390	6	,624			
Huurder by migratie westers by Hoogopgeleid	-,863	,578	2,231	1	,135	,422	,136	1,309
Huurder by migratie westers by Opleiding anders	19,128	15120, 606	,000	1	,999	20288613 8,272	,000	.
Huurder by migratie niet-westers by Hoogopgeleid	-,595	,376	2,504	1	,114	,551	,264	1,153
Huurder by migratie niet-westers by Opleiding anders	21,129	26183, 705	,000	1	,999	15010902 58,899	,000	.
Onderhuurder by migratie westers by Hoogopgeleid	- 18,835	40192, 970	,000	1	1,000	,000	,000	.
Onderhuurder by migratie niet-westers by Hoogopgeleid	- 19,355	24217, 984	,000	1	,999	,000	,000	.
Geslacht * Autochtoon			5,275	2	,072			
Geslacht by migratie westers	,703	,370	3,620	1	,057	2,020	,979	4,169
Geslacht by migratie niet-westers	-,334	,330	1,025	1	,311	,716	,375	1,367
Constant	-2,016	,333	36,614	1	,000	,133		

Bijlage II: kruistabellen van effecten controlevariabelen op kans om type arbeidsovereenkomst te hebben.

Geslacht * Arbeidsovereenkomst

		Arbeidsovereenkomst				Totaal	
		Vaste dienst	Tijdelijk	Oproep- of uitzendkr acht	Zzp'er, freelancer of vrije beroepsb eoefenaar		
Geslacht	Man	Aantal	1151	110	59	146	1466
		Gestandaardiseerd residu	,4	-1,7	,7	,2	
	Vrouw	Aantal	1267	166	56	159	1648
		Gestandaardiseerd residu	-,4	1,6	-,6	-,2	
Totaal		Aantal	2418	276	115	305	3114

Leeftijd * Arbeidsovereenkomst

		Arbeidsovereenkomst				Totaal	
		Vaste dienst	Tijdelijk	Oproep- of uitzendkr acht	Zzp'er, freelancer of vrije beroepsb eoefenaar		
Leeftijd	14-34 jaar	Aantal	331	104	37	29	501
		Gestandaardiseerd residu	-2,9	8,9	4,3	-2,9	
	35-54 jaar	Aantal	1066	97	18	94	1275
		Gestandaardiseerd residu	2,4	-1,5	-4,2	-2,8	
	55+ jaar	Aantal	1021	75	60	182	1338
		Gestandaardiseerd residu	-,6	-4,0	1,5	4,5	
Totaal		Aantal	2418	276	115	305	3114

Herkomstgroep* Arbeidsovereenkomst

Herkomstgroep			Arbeidsovereenkomst				Totaal
			Vaste dienst	Tijdelijk	Oproep- of uitzendkracht	Zzp'er, freelancer of vrije beroepsb eoefenaar	
Autochtoon	Aantal		1985	204	79	255	2523
	Gestandaardiseerd residu		,5	-1,2	-1,2	,5	
Migr. westers	Aantal		203	30	11	26	270
	Gestandaardiseerd residu		-,5	1,3	,4	-,1	
Migr. niet westers	Aantal		199	36	20	20	275
	Gestandaardiseerd residu		-1,0	2,4	3,2	-1,3	
Totaal	Aantal		2387	270	110	301	3068

Opleidingsniveau * Arbeidsovereenkomst

Opleidingsniveau			Arbeidsovereenkomst				Totaal
			Vaste dienst	Tijdelijk	Oproep- of uitzendkracht	Zzp'er, freelancer of vrije beroepsb eoefenaar	
Laag opgeleid	Aantal		496	38	42	58	634
	Gestandaardiseerd residu		,2	-2,4	3,8	-,5	
Hoog opgeleid	Aantal		1889	234	68	242	2433
	Gestandaardiseerd residu		,0	1,3	-2,3	,2	
"Anders" of geen opleiding	Aantal		33	4	5	5	47
	Gestandaardiseerd residu		-,6	-,1	2,5	,2	
Totaal	Aantal		2418	276	115	305	3114