

## PDF hosted at the Radboud Repository of the Radboud University Nijmegen

The following full text is a publisher's version.

For additional information about this publication click this link.

<http://hdl.handle.net/2066/121113>

Please be advised that this information was generated on 2019-06-16 and may be subject to change.

# Financiële spanning en informeel sociaal isolement

De rol van macro-economische omstandigheden en sociale zekerheidsuitgaven in 32 Europese landen in het decennium na de eeuwwisseling

Mark Visser, Maurice Gesthuizen & Peer Scheepers<sup>1</sup>

## Summary

*Financial strain and informal social isolation: The role of macro-economic circumstances and social protection expenditure in 32 European countries in the decade after the turn of the century*

*This study examines to what extent financial strain, that is, difficulties to cope on one's income, is related to informal social isolation, that is, lacking social contacts with friend, relatives and colleagues. We consider to what extent macro-economic conditions and social protection expenditure affect informal social isolation as well as the relationship between financial strain and informal social isolation. Moreover, we study to what extent the effect of social protection expenditure on informal social isolation is weaker or stronger under varying macro-economic conditions. We perform multilevel analyses, taking advantage of data derived from the European Social Survey (2002-2010). Our findings show that experiencing financial strain induces social isolation. In economically less developed countries, informal social isolation is higher; in nations with high levels of social security expenditure, it is lower. Finally, particularly financially strained people suffer in terms of informal social isolation when macro-economic conditions are disadvantageous and welfare state expenditure is low.*

## 1. Inleiding en onderzoeksvragen

Beleidsmakers en onderzoekers zijn het eens dat wanneer landen kampen met een hoge mate van armoede en sociaal isolement onder de bevolking, het functioneren van de samenleving onder druk staat. Dit kan zich onder meer uiten in groeiende criminaliteit en toenemende sociale ongelijkheid. Daarnaast wordt meer gevegd van de verzorgings-

staat als armoede een wijdverspreid probleem is. Een gebrek aan sociale contacten met vrienden, familie en collega's gaat gepaard met een gebrek aan emotionele steun en instrumentele hulp in het dagelijks leven (Dahl, Føtten & Lorentzen, 2008). Sociaal isolement gaat tevens hand in hand met een verhoogde mortaliteit (Wilkinson, 1996; Putnam, 2000), verminderde gezondheid (Kawachi, Kennedy & Glass, 1999) en slechter welzijn (Brehm & Rahm, 1997). Het tegengaan en verminderen van armoede en sociale uitsluiting is een van de belangrijkste doelstellingen van de Europese Commissie. Zo is het jaar 2010 uitgeroepen tot het Europese jaar voor bestrijding van armoede en sociale uitsluiting. Onlangs is deze doelstelling deel gaan uitmaken van de nieuwe beleidsstrategie 'Europa 2020' (Copeland & Daly, 2012).

Tijdens economische recessies, zoals de huidige, kampt een toenemend aantal mensen met financiële problemen, waardoor het inkomen beneden de armoedegrens kan geraken. Een gevolg van een economische recessie kan bijvoorbeeld zijn dat mensen hun baan verliezen of te maken krijgen met loonsverlaging. Eerder onderzoek heeft vastgesteld dat mensen met inkomens onder een (objectief vastgestelde) inkomensgrens een groter risico lopen om sociaal geïsoleerd te raken (Paugam, 1996; Böhnke, 2008; Dahl e.a., 2008; Halleröd & Larsson, 2008; Stewart e.a., 2009). Dit onderstreept de bevinding van de klassieke studie van Jahoda en collega's (1933) dat kansarme mensen zich terugtrekken uit het sociale leven. Daarentegen zouden mensen ook een beroep kunnen doen op hun sociale netwerk wanneer het economisch slecht gaat in een land.

In dit onderzoek richten we ons op de vraag 'wie' in sociaal isolement verkeert en in welke mate dit afhankelijk is van financiële spanning, naast objectieve armoede en een zwakke arbeidsmarktpositie. Meer in het bijzonder richten we ons op (subjectieve) ervaringen van financiële spanning, oftewel de moeilijkheden die mensen ervaren om financieel rond te komen met het huidige huishoudinkomen (onder andere Whelan e.a., 2001). De relatie tussen financiële spanning en sociaal isolement is tot nog toe onderbelicht gebleven. Voortbouwend op klassieke inzichten (Jahoda e.a., 1933) verwachten we dat het objectieve inkomen en de individuele positie op de arbeidsmarkt van invloed zijn op het leven onder financiële spanning (Whelan e.a., 2001), hetgeen weer de kans op sociaal isolement vergroot. We bestuderen in dit onderzoek de informele dimensie van sociaal isolement (Pichler & Wallace, 2007), te weten een gebrek aan sociale banden met vrienden, familieleden of collega's. Onze eerste onderzoeksvraag luidt:

*In hoeverre beïnvloedt het ervaren van financiële spanning informeel sociaal isolement in Europese landen in het decennium na de eeuwwisseling?*

Studies naar de invloed van nationale omstandigheden op sociaal isolement in Europese landen hebben zich onder meer gericht op de rol van etnische diversiteit, inkomensongelijkheid, onderwijsexpansie, welvaart en werkloosheid (onder andere Pichler & Wallace, 2007; Putnam, 2007; Gesthuizen, Van der Meer & Scheepers, 2008; 2009; Laurence, 2011; Portes & Vickstrom, 2011; Savelkoul, Gesthuizen & Scheepers, 2011). De vraag of in uitgebreidere welvaartsstaten ‘crowding in’ (insluiting) of ‘crowding out’ (uitsluiting) van burgers plaatsvindt, vormt een belangrijke bron van discussie op dit gebied. De huidige bevindingen lijken de ‘crowding in’-hypothese te ondersteunen: meer uitgaven aan sociale zekerheid vermindert sociaal isolement (Van Oorschot & Arts, 2005; Kääriäinen & Lehtonen, 2006). Tot op heden ontbreekt echter systematische kennis over de wisselwerking tussen landkenmerken en hoe dit informeel sociaal isolement kan beïnvloeden. Het is denkbaar dat verslechterende macro-economische omstandigheden de effectiviteit van sociale zekerheidsuitgaven verlagen. Hiermee bedoelen we dat ten tijde van bijvoorbeeld een economische recessie, een sociaal vangnet minder goed in staat is om te verhinderen dat individuen sociaal geïsoleerd raken. Ons doel is om een bijdrage te leveren aan deze kennis door middel van de volgende onderzoeksvragen:

*In hoeverre hebben macro-economische omstandigheden en uitgaven aan sociale zekerheid een invloed op informeel sociaal isolement?*

En:

*In hoeverre is de invloed van uitgaven aan sociale zekerheid op informeel sociaal isolement sterker of zwakker onder verschillende macro-economische omstandigheden?*

Tot slot bouwen we voort op eerder onderzoek waarin is aangetoond dat armoede in sommige landen sociaal isolement sterker vergroot dan in andere landen (Paugam, 1996; Gallie, Paugam & Jacobs, 2003; Böhnke, 2008). Analoog hieraan verwachten we dat de invloed van ervaren financiële spanning op informeel sociaal isolement ook tussen landen verschilt en dat deze variërende invloed deels kan worden verklaard door cross-nationale verschillen in macro-economische omstandigheden en uitgaven aan de verzorgingsstaat. Böhnke (2008) gebruikte sociale zekerheidsuitgaven ter verklaring van verschillen tussen landen in ‘sociale desintegratie’ onder armen, maar besteedde geen aandacht aan andere macro-economische omstandigheden en liet bovendien een vergelijking met de meer bevoorrechte (rijkere) personen achterwege. Het blijft daarom een belangrijke vraag in hoeverre sociale zekerheidsuitgaven vooral als een vangnet fungeren voor mensen die leven onder financiële spanning en in welke mate deze groep harder wordt getroffen door ongun-

stige macro-economische omstandigheden dan mensen die geen of in mindere mate financiële spanning ervaren. Onze laatste onderzoeksvraag luidt:

*In hoeverre is de relatie tussen financiële spanning en informeel sociaal isolement sterker of zwakker onder verschillende macro-economische omstandigheden en variërende uitgaven aan sociale zekerheid?*

131

## **2. Theoretisch kader en hypothesen**

### *2.1 Financiële spanning en informeel sociaal isolement*

Op het individuele niveau is veel bekend over (de relatie tussen) armoede en sociaal isolement. Onderzoekers in deze traditie gebruiken financiële of materiële deprivatie vaak als algemene maat voor armoede, naast objectieve metingen van het gezinsinkomen (bijvoorbeeld Nolan & Whelan, 1996; Whelan e.a., 2001; Whelan, Layte & Maître, 2002; Dewilde, 2008; Halleröd & Larsson, 2008). Deze maat voor armoede omvat een gebrek aan financiële hulpbronnen om in de primaire levensbehoeften te kunnen voorzien (Townsend, 1979), zoals het niet kunnen vervangen van versleten meubels of het voldoende kunnen warm stoken van de woning. Cross-nationale gegevens bevatten zelden of nooit uitgebreide metingen van financiële deprivatie. Regelmatig is wel een eenvoudigere meting voorhanden, namelijk de mate waarin huishoudens moeilijkheden ondervinden om van het huidige inkomen rond te komen. We hanteren in het vervolg van ons onderzoek de term financiële spanning om dergelijke moeilijkheden aan te duiden. Vanzelfsprekend zullen huishoudens die financiële spanning ervaren, hoogstwaarschijnlijk ook moeilijkheden ondervinden om in basisgoederen en -diensten te kunnen voorzien. Uit eerder onderzoek blijkt inderdaad dat er een sterke samenhang is tussen financiële deprivatie en financiële spanning (Nolan & Whelan, 1996; Whelan e.a., 2001; Halleröd & Larsson, 2008). Daarom beschouwen we financiële spanning als een geldige benadering van financiële deprivatie.

De meest voor de hand liggende verklaring voor de samenhang tussen financiële spanning en informeel sociaal isolement is dat deelname aan (informele) sociale activiteiten kosten met zich meebrengt. Het kan gaan om kosten voor de activiteit zelf en eventueel vervoer, maar er kan ook worden gedacht aan het kopen van cadeautjes voor vrienden of familieleden die hun verjaardag vieren. Mensen die leven onder financiële spanning zullen daardoor mogelijk afzien van deelname aan deze sociale activiteiten, hetgeen informeel sociaal isolement tot gevolg kan hebben (Jahoda e.a., 1933; Townsend, 1979; Gallie e.a., 2003; Stewart e.a., 2009). Een alternatieve verklaring is dat financiële spanning gevoelens

van schaamte teweeg kan brengen (Böhnke, 2008). Weer andere auteurs veronderstellen dat het voor mensen die financiële spanning ervaren, lastiger is om sociale relaties te onderhouden, omdat het voor hen moeilijker is om reciprociteit te handhaven (Gallie e.a., 2003; Stewart e.a., 2009), hetgeen een basisprincipe vormt voor voortdurende relaties met kennissen en vrienden (Blau, 1964). Tot slot kunnen individuen die financiële spanning ervaren sociaal geïsoleerd raken doordat leden van sociale netwerken – maar zelfs ook familie en vrienden – hen stigmatiseren (Gallie e.a., 2003). Alle hierboven beschreven mechanismen leiden tot de volgende hypothese: (H1) Naarmate individuen meer financiële spanning ervaren, zullen zij meer informeel sociaal geïsoleerd zijn. We verwachten dat de negatieve gevolgen van financiële spanning zwaarder wegen dan de voordelen die sociale netwerken mogelijkzwaarder kunnen bieden.

Om het effect van financiële spanning op informeel sociaal isolement zo zuiver mogelijk te schatten, dienen we rekening te houden met een aantal andere kenmerken. Allereerst vergroot met name werkloosheid het risico op (het ervaren van) financiële spanning (Paugam, 1996; Gallie e.a., 2003). Aan de ene kant vormt de ongunstige financiële situatie die gepaard gaat met werkloosheid een beperking voor maatschappelijke participatie. Aan de andere kant ondervinden werklozen minder tijdsbeperkingen voor sociale interactie. Ook menselijk kapitaal is van belang in relatie tot financiële spanning (Muffels & Fouarge, 2004; Dewilde, 2008). Een gebrek aan menselijk kapitaal zorgt ervoor dat mensen moeite hebben met het vinden van een vaste en voldoende betalende baan, wat het risico op financiële problemen weer vergroot. Onderzoekers hebben tevens aangetoond dat het ervaren van financiële spanning sterkere negatieve gevolgen heeft voor sociale participatie dan het objectieve inkomen (Halleröd & Larsson, 2008). Tevens hebben de bovengenoemde determinanten van financiële spanning een onafhankelijke invloed op sociaal isolement (Gesthuizen e.a., 2008), zodat wij deze determinanten als gemeenschappelijke oorzaken van financiële spanning en sociaal isolement beschouwen. We zullen derhalve onder andere controleren voor objectieve indicatoren van de sociaal-economische situatie van individuen (zoals opleidingsniveau, huishoudinkomen, werkloosheid, beroepsstatus, opleidingsniveau van de ouders en de samenstelling van het huishouden).

## 2.2 Contextuele effecten

Ongunstige macro-economische omstandigheden vergroten de onzekerheid over wat de toekomst brengt. Dit kan gevolgen hebben voor de keuzes die mensen maken met betrekking tot hun deelname aan het maat-

schappelijke leven, onafhankelijk van hun eigen financiële situatie en participatie op de arbeidsmarkt. We kunnen dit beter begrijpen aan de hand van inzichten die we ontleen aan Maslows (1943) zeer invloedrijke werk over de hiërarchie in menselijke behoeften. Maslow stelt dat mensen hiërarchisch geordende behoeften hebben: lichamelijke behoeften, veiligheidsbehoeften (behoefte aan bestaanszekerheid), sociale behoeften, behoefte aan erkenning en waardering en behoefte aan zelfontplooiing. Onder omstandigheden van macro-economische tegenspoed zullen mensen de neiging hebben om voorrang te verlenen aan primaire behoeften ten koste van sociale behoeften. Mensen zetten hun (onzekere) financiële middelen vooral in om basisbehoeften na te streven en sparen geld voor de toekomst. Mensen zullen hun geld besteden aan voedsel en onderdak, in plaats van het uit te geven aan een drankje met collega's in de stad of cadeautjes voor een bezoek aan familie of vrienden. Verder hebben Visser, Gesthuizen en Scheepers (te verschijnen) aangetoond dat macro-economische tegenspoed de kans op financiële spanning vergroot, wat overeenkomstig onze eerste hypothese vervolgens informeel sociaal isolement in de hand kan werken. We veronderstellen: (H2) In landen waar de macro-economische omstandigheden ongunstiger zijn, zullen individuen meer informeel sociaal geïsoleerd zijn dan in landen waar de macro-economische omstandigheden gunstiger zijn.

Onderzoekers veronderstellen tevens een invloed van verschillende typen verzorgingsstaten op sociaal isolement (Esping-Andersen, 1990; 1999). Sommige wetenschappers beargumenteren dat wanneer verzorgingsstaten meer uitgeven aan sociale zekerheid, burgers minder actief zijn in de sociale sfeer. Dit wordt ook wel 'crowding out' genoemd. Men hoeft niet langer op financiële steun te rekenen vanuit het sociale netwerk, omdat staatsinstellingen voor een economisch vangnet zorgen. Echter, het landenvergelijkende bewijs voor dit mechanisme is zwak (Scheepers, Te Grotenhuis & Gelissen, 2002; Van Oorschot & Arts, 2005; Kääriäinen & Lehtonen, 2006). In tegenstelling tot 'crowding out' kan men ook verwachten dat sterk ontwikkelde welvaartsstaten de maatschappelijke participatie bevorderen, doordat zij structurele en culturele voorwaarden scheppen om aan het sociale leven deel te nemen. Dit kan samengevat worden onder de noemer 'crowding in'. Overheden die in openbare plaatsen investeren, creëren een infrastructuur waarin personen elkaar kunnen ontmoeten en zich onder de mensen kunnen begeven (Van der Meer, Scheepers & Te Grotenhuis, 2009). Mensen die leven in dergelijke samenlevingen worden gesocialiseerd met waarden en normen die solidariteit benadrukken. In landen waar de sociale zekerheidsuitgaven achterblijven, kan een cultuur ontstaan waarin mensen zich gaan afvragen waarom zij anderen te hulp zouden staan als de overheid daar niet eens geld in steekt. Meer uitgaven aan sociale zekerheid vergro-

ten inderdaad zowel individuele hulpbronnen als sociale verantwoordelijkheid. Beide factoren stimuleren op hun beurt weer de deelname aan informele netwerken (Gelissen, Van Oorschot & Finsveen, 2012). Daarom verwachten we: (H3) In landen waar meer wordt uitgegeven aan sociale zekerheid zullen mensen minder informeel sociaal geïsoleerd zijn dan in landen waar minder wordt uitgegeven aan sociale zekerheid.

### 2.3 Contextuele interacties

We verwachten dat deze sociale zekerheidsuitgaven minder doeltreffend zijn om mensen voor sociaal isolement te behoeden, wanneer veel individuen in een land met de negatieve gevolgen van ongunstige macro-economische omstandigheden worden geconfronteerd. Eerder onderzoek heeft geen rekening gehouden met zulke interacties tussen landkenmerken (Gesthuizen e.a., 2008; 2009; Van der Meer e.a., 2009; Laurence, 2011; Savelkoul e.a., 2011). Minstens twee processen kunnen verantwoordelijk zijn voor deze afnemende doeltreffendheid. Ook hier biedt het hiërarchisch model van Maslow (1943) een zinvol uitgangspunt. In de eerste plaats zullen mensen in tijden van macro-economische tegenspoed eerder afzien van sociale behoeften en solidariteit, aangezien de fundamentele lichamelijke en veiligheidsbehoeften van het huishouden in deze situatie voorrang (moeten) krijgen. Ten tweede zal, gezien het feit dat het percentage van het bruto binnenlands product (bbp) dat overheden aan sociale zekerheid uitgeven vrij stabiel is over de tijd, een situatie van economische tegenspoed tevens betekenen dat ook overheden hun uitgaven zullen moeten herzien. Om de economische recessie aan te pakken, zal meer geld moeten worden uitgegeven aan werkloosheidsuitkeringen en structureel economisch beleid. Dit laat minder budgettaire ruimte over om te investeren in de sociale infrastructuur van het land. Zo valt in *de Volkskrant* van 22 oktober 2012 in het artikel 'Tienduizenden minima raken kortingspas kwijt' (door verslaggever Bart Dirks) te lezen dat de Nederlandse overheid onlangs haar wetgeving heeft aangepast, waardoor veel mensen met een laag inkomen hun kortingskaart hebben verloren die hen in staat stelde om tegen een gereduceerde prijs deel te kunnen nemen aan allerlei sociale activiteiten (bijvoorbeeld het volgen van muziekles, lidmaatschap van sportclubs en museumbezoek). We willen onderzoeken of een dergelijke impact op het dagelijks leven van mensen ook aanwezig is in andere Europese landen. Onze volgende hypothese luidt: (H4) De invloed van uitgaven aan sociale zekerheid op informeel sociaal isolement is zwakker onder omstandigheden van macro-economische tegenspoed.



Hierboven stelden we dat mensen onder ongunstige macro-economische omstandigheden zich zullen richten op het beschermen van hun basisbehoeften en dus zullen bezuinigen op uitgaven aan sociale behoeften (Maslow, 1943), dat wil zeggen: ze zullen hun maatschappelijke participatie verminderen. Deze reactie treedt waarschijnlijk het sterkst op onder mensen die financiële spanning ervaren, omdat met name deze mensen vrezen dat zij in de toekomst te maken zullen krijgen met meer en misschien nog ergere financiële problemen als gevolg van de ongunstige economische vooruitzichten. Daarom luidt onze verwachting: (H5) De relatie tussen financiële spanning en informeel sociaal isolement is sterker in landen waar de macro-economische omstandigheden ongunstiger zijn dan in landen waar de macro-economische omstandigheden gunstiger zijn.

Tot slot zal de invloed van financiële spanning op informeel sociaal isolement worden versterkt als de uitgaven aan sociale zekerheid lager liggen. Sterk ontwikkelde verzorgingsstaten bieden burgers een economisch vangnet en een sociale infrastructuur die de gevolgen van economische tegenspoed kunnen verzachten (Van der Meer e.a., 2009). Als overheden minder uitgeven aan sociale zekerheid, komen de kosten voor sociale participatie meer voor rekening van de mensen zelf in plaats van dat de overheid deze kosten draagt. Dit kan met name voor mensen met financiële spanning aanleiding zijn zich terug te trekken uit (in)formele sociale activiteiten (Van Ingen & Van Der Meer, 2011). Het gebrek aan een vangnet verschuift de aandacht van mensen die onder financiële spanning leven van sociale behoeften naar het genereren van meer inkomen en het ontsnappen aan armoede. Daarom luidt onze laatste hypothese: (H6) De relatie tussen financiële spanning en informeel sociaal isolement is sterker in landen waar minder wordt uitgegeven aan sociale zekerheid dan in landen waar meer wordt uitgegeven aan sociale zekerheid.

## 3. Data en meetinstrumenten

### 3.1 European Social Survey (ESS)

Om onze hypothesen te toetsen hebben we individuele gegevens geanalyseerd afkomstig van vijf ronden van het European Social Survey (ESS), uitgevoerd in 2002, 2004, 2006, 2008 en 2010. Het ESS is een herhaaldelijk cross-sectioneel onderzoek waarin individuen van 15 jaar en ouder in particuliere huishoudens ondervraagd worden middels face-to-face interviews. De responspercentages zijn relatief hoog en de landsteekproeven zijn in het algemeen representatief (Jowell & The Central

Coordinating Team, 2003; 2005; 2007). Meer informatie over het ESS is beschikbaar op de website: [www.europeansocialsurvey.org](http://www.europeansocialsurvey.org).

De dataset bevat 240.429 respondenten in 33 landen. We hebben Israël uit onze dataset verwijderd vanwege ontbrekende informatie op het contextuele niveau. Voor onze analyses hebben we mensen van 15 tot 75 jaar oud geselecteerd die niet op school zitten of met pensioen zijn, zodat er 154.262 respondenten overbleven. Mensen ouder dan 75 jaar of die met pensioen zijn, zullen waarschijnlijk minder contact hebben met collega's. Bovendien kunnen gezondheidsproblemen hen verhinderen mensen te ontmoeten. Daarnaast maken studenten nog geen deel uit van de beroepsbevolking. Na het verwijderen van de respondenten met een ontbrekende waarde op onze afhankelijke variabele en de onafhankelijke variabelen op individueel niveau resteren 148.383 respondenten in 32 Europese landen voor de analyse (zie figuur 1 voor een overzicht van de landen).

### 3.2 *Afhankelijke variabele*

Informeel sociaal isolement (Pichler & Wallace, 2007) is gemeten door respondenten te vragen hoe vaak zij om sociale redenen vrienden, familieleden of collega's ontmoeten. Deze variabele bestaat uit zeven categorieën: elke dag, meerdere keren per week, één keer per week, meerdere keren per maand, een keer per maand, minder dan één keer per maand en nooit. Aangezien de antwoordcategorieën redelijk normaal verdeeld zijn, beschouwen we deze variabele als lineair. Sociaal isolement kan worden uitgedrukt in een schaal waarin 'elke dag' betrekking heeft op het laagst mogelijke niveau van informeel sociaal isolement en 'nooit' op het hoogst mogelijke niveau. Daarnaast zullen mensen er waarschijnlijk niet voor kiezen om zich onmiddellijk uit alle informele sociale activiteiten terug te trekken, wanneer zij financiële spanning ervaren. Dit impliceert dat niet alleen het verschil tussen de categorieën volledig geïsoleerd en niet volledig geïsoleerd interessant is, maar ook het verschil tussen bijvoorbeeld meerdere keren per maand en één keer per maand.

### 3.3 *Individuele onafhankelijke variabele*

Het ervaren van financiële spanning is gemeten door de vraag: 'Welke van de omschrijvingen komt het dichtst in de buurt van uw beeld van het huidige inkomen van uw huishouden?' De antwoordcategorieën waren: comfortabel leven met het huidige inkomen, het lukt om rond te komen met het huidige inkomen, moeilijk rondkomen met het huidige inkomen en heel erg moeilijk rondkomen met het huidige inkomen. Dit is een gang-

bare operationalisatie in onderzoek naar economische kwetsbaarheid (Whelan & Maitre, 2005; Gesthuizen & Scheepers, 2010). Om na te gaan of de relatie tussen financiële spanning en sociaal isolement lineair is, hebben we afwijkingen van lineariteit getoetst door middel van variantieanalyse op de complete dataset en op de landen afzonderlijk. We vonden overtuigend bewijs voor de lineariteit van deze relatie. Op grond van dit bewijs achten we het gebruik van lineaire regressieanalyse om deze relatie te onderzoeken legitiem.

### *3.4 Contextuele onafhankelijke variabelen*

Op het contextuele niveau hebben we het percentage werklozen per land en per ronde van het ESS toegevoegd. Deze cijfers hebben we ontleend aan de statistische databank op de website van de 'United Nations Economic Commission for Europe (UNECE)'. Ook het bbp per hoofd van de bevolking in koopkrachtpariteiten hebben we verkregen via deze databank. Wederom hebben we deze variabele toegevoegd voor ieder land en voor ieder surveyjaar. Om de interpretatie van de regressiecoëfficiënten te vereenvoudigen, hebben we de waarden op bbp door 1000 gedeeld. We beschouwen het werkloosheidspercentage en de welvaart in een land als geldige benaderingen van de economische omstandigheden in een land. Uitgaven aan sociale zekerheid hebben we gemeten aan de hand van het percentage van het bbp dat een land heeft besteed aan sociale zekerheid in ieder surveyjaar (gegevens afkomstig van Eurostat en het IMF).

### *3.5 Individuele controlevariabelen*

Het totale inkomen van het huishouden is gemeten in twaalf categorieën, variërend van € 75 tot € 11.250 per maand. Deze variabele hebben we gecorrigeerd voor de grootte van het huishouden door de waarden van de inkomenscategorieën te delen door de wortel van de omvang van het huishouden (OECD, 2008). Vervolgens hebben we percentielscores berekend voor elke combinatie van land en surveyjaar om de cross-nationale vergelijkbaarheid te verbeteren. We hebben dummyvariabelen opgenomen voor het laagste, tweede, derde en hoogste kwartiel. Voor de ontbrekende waarden op huishoudinkomen is eveneens een dummyvariabele opgenomen. Beroepsstatus van het huidige of laatste beroep hebben we gemeten aan de hand van de 'International Socio-Economic Index of Occupational Status (ISEI)' (Ganzeboom, De Graaf & Treiman, 1992). Ontbrekende waarden op deze schaal hebben we vervangen door het gemiddelde in te vullen. De positie op de arbeidsmarkt bestaat uit zes categorieën: werk, werkloos, arbeidsongeschikt, huishoudelijk werk en overige. Opleiding is gemeten aan de hand van het hoogst behaalde

opleidingsniveau volgens de 'International Standard Classification of Education (ISCED)'. We hebben de antwoordcategorieën teruggebracht tot primair, secundair en tertiair onderwijs. Verder hebben we geslacht (0 = man, 1 = vrouw), etniciteit (0 = autochtoon, 1 = allochtoon), leeftijd (gemeten in jaren), burgerlijke staat (getrouwd, gescheiden, weduwnaar/weduwe, ongehuwd en een dummy voor missende waarden), aantal kinderen, urbanisatie (platteland, kleine stad en grote stad) en opleidingsniveau van de ouders (primair, secundair en tertiair) in de analyses opgenomen. Om de interpretatie van leeftijd te vereenvoudigen hebben we de waarden op deze variabele gedeeld door tien. Om rekening te houden met mogelijke kromlijnige effecten van leeftijd hebben we tevens leeftijd in het kwadraat toegevoegd. De opleiding van de ouders is op soortgelijke wijze gemeten als de opleiding van de respondent. We hebben ervoor gekozen om de opleiding van de ouders te operationaliseren aan de hand van het hoogst behaalde opleidingsniveau door een van beide ouders. Om het verlies van veel respondenten te voorkomen hebben we een aparte categorie voor ontbrekende waarden op deze variabele aangeemaakt. Beschrijvende statistieken van alle variabelen zijn weergegeven in tabel 1.

### 3.6 Analyse

Om rekening te houden met de hiërarchische structuur in onze data (individuen genest in land-jaar-combinaties) hebben we gebruikgemaakt van lineaire multiniveau-analyse. Niet alle landen zijn in elke ronde vertegenwoordigd, maar de gemiddelde steekproefgrootte per land-jaar-combinatie is ruim boven de 1000 respondenten. Aangezien we formeel sociaal isolement als een continue variabele behandelen, is dit aantal hoog genoeg om betrouwbare en robuuste resultaten op te leveren.

Allereerst hebben we nulmodellen zonder covariaten geschat. In model 1 hebben we alle individuele variabelen en financiële spanning tegelijk opgenomen. In model 2 hebben we de contextuele variabelen toegevoegd en in de modellen 3 tot en met 5 hebben we de contextuele interacties getoetst. Tot slot hebben we in de modellen 6 tot en met 9 cross-level interacties geschat, waarbij het effect van financiële spanning een zogenoemd 'random slope' effect betreft. In alle modellen zijn de continue variabelen gecentreerd op hun gemiddelde.

Daarnaast hebben we additionele analyses uitgevoerd om de robuustheid van onze bevindingen te controleren. Eerst hebben we de correlaties tussen de contextuele variabelen geïnspecteerd. De sterkste samenhang was 0,540 (tussen bbp en sociale zekerheidsuitgaven), wat niet wijst op problemen met multicollineariteit. Desalniettemin hebben we een aantal modellen met verschillende combinaties van contextuele variabelen

Tabel 1 Beschrijvende statistieken ( $N_1 = 148.383$ ,  $N_2 = 120$ )

|                                | Min. | Max. | Gemiddelde | S.D.   |
|--------------------------------|------|------|------------|--------|
| Afhankelijke variabele         |      |      |            |        |
| Informeel sociaal isolement    | 1    | 7    | 3,103      | 1,549  |
| Individuele variabele          |      |      |            |        |
| Financiële spanning            | 1    | 4    | 2,065      | 0,886  |
| Contextuele variabelen         |      |      |            |        |
| Werkloosheidspercentage        | 2,5  | 20,1 | 7,568      | 3,352  |
| BBP (/1000)                    | 5,4  | 65,8 | 27,027     | 10,824 |
| Sociale zekerheidsuitgaven     | 9,9  | 33,4 | 23,585     | 5,530  |
| Individuele controlevariabelen |      |      |            |        |
| Opleidingsniveau               |      |      |            |        |
| Primair                        | 0    | 1    | 0,264      | 0,441  |
| Secundair                      | 0    | 1    | 0,403      | 0,490  |
| Tertiair                       | 0    | 1    | 0,333      | 0,471  |
| Inkomen                        |      |      |            |        |
| Laagste kwartiel               | 0    | 1    | 0,168      | 0,374  |
| Tweede kwartiel                | 0    | 1    | 0,184      | 0,388  |
| Derde kwartiel                 | 0    | 1    | 0,185      | 0,388  |
| Hoogste kwartiel               | 0    | 1    | 0,206      | 0,405  |
| Ontbrekende waarden            | 0    | 1    | 0,257      | 0,437  |
| Beroepsstatus                  | 16   | 90   | 43,260     | 16,058 |
| Arbeidsmarktpositie            |      |      |            |        |
| Werk                           | 0    | 1    | 0,727      | 0,445  |
| Werkloos                       | 0    | 1    | 0,081      | 0,273  |
| Arbeidsongeschikt              | 0    | 1    | 0,031      | 0,174  |
| Huishoudelijk werk             | 0    | 1    | 0,141      | 0,348  |
| Overige                        | 0    | 1    | 0,019      | 0,136  |
| Geslacht (1 = vrouw)           | 0    | 1    | 0,535      | 0,499  |
| Etniciteit (1 = allochtoon)    | 0    | 1    | 0,146      | 0,353  |
| Leeftijd (/10)                 | 1,5  | 7,5  | 4,238      | 1,270  |
| Burgerlijke staat              |      |      |            |        |
| Gehuwd                         | 0    | 1    | 0,582      | 0,493  |
| Gescheiden                     | 0    | 1    | 0,105      | 0,306  |
| Weduwnaar/weduwe               | 0    | 1    | 0,033      | 0,178  |
| Ongehuwd                       | 0    | 1    | 0,262      | 0,440  |
| Ontbrekende waarden            | 0    | 1    | 0,019      | 0,137  |
| Aantal kinderen                | 0    | 15   | 0,908      | 1,092  |
| Urbanisatie                    |      |      |            |        |
| Platteland                     | 0    | 1    | 0,371      | 0,483  |
| Kleine stad                    | 0    | 1    | 0,298      | 0,457  |
| Grote stad                     | 0    | 1    | 0,331      | 0,471  |
| Opleidingsniveau ouders        |      |      |            |        |
| Primair                        | 0    | 1    | 0,459      | 0,498  |
| Secundair                      | 0    | 1    | 0,294      | 0,456  |
| Tertiair                       | 0    | 1    | 0,202      | 0,402  |
| Ontbrekende waarden            | 0    | 1    | 0,045      | 0,207  |

Bron: European Social Survey, 2002-2010

geschat, waaruit bleek dat de hier gepresenteerde schattingen robuust zijn. Overigens is ook op het individuele niveau geen sprake van multicollineariteit.

140

Verder hebben we vastgesteld of 'influential cases' de betrouwbaarheid van de schattingen bedreigen. Dit hebben we gedaan met behulp van een aanpak die is voorgesteld door Van der Meer, Te Grotenhuis en Pelzer (2010). Op basis van geaggregeerde puntendiagrammen en diagnose-instrumenten, zoals 'Cook's D' en 'DFBETAS', hebben we twee invloedrijke gevallen ontdekt: Luxemburg in 2002 en Luxemburg in 2004. We hebben gevoeligheidsanalyses uitgevoerd door Luxemburg uit te sluiten van onze modellen. Dit had geen gevolgen voor de resultaten.

## 4. Resultaten

### 4.1 Beschrijvende resultaten

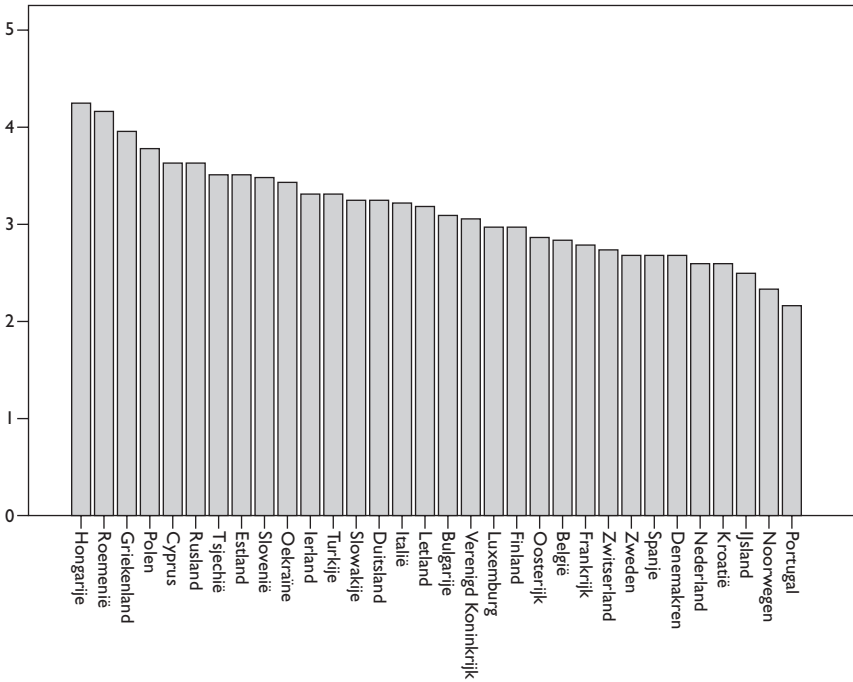
In figuur 1 presenteren we de landgemiddelden op informeel sociaal isolement (van hoog naar laag). Het Europese gemiddelde met betrekking tot informeel sociaal isolement is 3,1. We zien een gestage daling in de mate van informeel sociaal isolement van 4,2 in Hongarije tot 2,2 in Portugal. Verder zien we duidelijke cross-nationale variatie in informeel sociaal isolement, die we willen verklaren met behulp van multiniveau-analyse.

### 4.2 Multivariate resultaten

In tabel 2 worden de resultaten weergegeven van onze analyse van informeel sociaal isolement. Zoals we in model 0 kunnen zien, is de variantie op het contextuele niveau significant, waarmee wordt bevestigd dat multiniveau-analyse een geschikte methode is. De intraklassecorrelatie is 0,110 (0,265 / (0,265 + 2,143)), hetgeen betekent dat 11% van de totale variantie in informeel sociaal isolement kan worden toegeschreven aan verschillen tussen land-jaar-combinaties. In model 1 houden we rekening met compositieverschillen door alle individuele variabelen toe te voegen. De variantie tussen land-jaar-combinaties neemt af: ongeveer 5,3% van de variantie op het contextuele niveau wordt verklaard ( $1 - 0,251 / 0,265$ ).

Wanneer we kijken naar de schattingen in model 2 zien we dat na toevoeging van de contextuele kenmerken, de variantie op het contextuele niveau daalt met 24% ( $1 - 0,191 / 0,251$ ). Verder blijkt inderdaad dat naarmate mensen meer financiële spanning ervaren, zij ook meer in informeel sociaal isolement verkeren ( $b = 0,145$ ). Dit is in overeenstemming met onze hypothese (H1): hoe meer financiële spanning individuen ervaren, des te meer zullen zij informeel sociaal geïsoleerd zijn.

Figuur 1 Landgemiddelden op informeel sociaal isolement ( $N_1 = 148.383$ ,  $N_2 = 32$ )



Onze bevindingen op het contextuele niveau in hetzelfde model geven aan dat de mate van informeel sociaal isolement hoger is in minder welvarende landen, onafhankelijk van individueel ervaren financiële spanning: hoe lager het bbp van een land, hoe meer men informeel sociaal geïsoleerd is ( $b = -0,013$ ). Variatie in nationale werkloosheidscijfers kunnen informeel sociaal isolement niet verklaren. Onze hypothese (H2) wordt dus slechts gedeeltelijk bevestigd. Verder wijzen onze resultaten erop dat meer uitgaven aan de welvaartsstaat informeel sociaal isolement reduceert ( $b = -0,022$ ), hetgeen de ‘crowding in’-hypothese ondersteunt (H3).

Dit ‘crowding in’-mechanisme wordt afgezwakt door ongunstigere macro-economische omstandigheden, zoals blijkt uit de modellen 3 tot en met 5, waarin we de resultaten tonen van de contextuele interacties. De interactietermen tussen enerzijds werkloosheid en bbp, en anderzijds de uitgaven aan sociale zekerheid zijn significant. Een hoger werkloosheidspercentage en een lager bbp verzwakken het ‘crowding in’-effect van uitgaven aan sociale zekerheid (model 3:  $b = -0,021 + 0,006$ ; model 4:  $b = -0,026 - 0,002$ ). Op basis hiervan kunnen we onze hypothese bevestigen dat individuen in landen waar meer wordt uitgegeven aan de verzorgingsstaat minder informeel sociaal geïsoleerd zijn dan individu-

Tabel 2 Resultaten lineaire multiniveau-regressieanalyse van informeel sociaal isolement ( $N_1 = 148.383, N_2 = 120$ )

| Variabele                                      | M0      | M1      | M2      | M3      | M4      | M5      | M6      | M7      | M8      | M9      |
|--|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| Individuele variabele                          |         |         |         |         |         |         |         |         |         |         |
| Financiële spanning                            | 0,146   | ***     | 0,145   | ***     | 0,145   | ***     | 0,142   | ***     | 0,141   | ***     |
| Contextuele variabelen                         |         |         |         |         |         |         |         |         |         |         |
| Werkloosheidspercentage                        | 0,010   |         | 0,018   |         | 0,007   |         | 0,014   |         | 0,007   |         |
| BBP (/1000)                                    | -0,013  | **      | -0,013  | **      | -0,017  | **      | -0,010  | *       | -0,010  | *       |
| Sociale zekerheidsuitgaven                     | -0,022  | **      | -0,021  | **      | -0,026  | **      | -0,020  | **      | -0,020  | **      |
| Contextuele interacties                        |         |         |         |         |         |         |         |         |         |         |
| Sociale zekerheidsuitgaven*werkloosheid        |         |         | 0,006   | *       |         |         | 0,005   | *       |         |         |
| Sociale zekerheidsuitgaven*BBP                 |         |         |         |         | -0,002  | *       | -0,001  | ~       |         |         |
| Cross-level interacties                        |         |         |         |         |         |         |         |         |         |         |
| Financiële spanning*werkloosheid               |         |         |         |         |         |         | 0,004   | *       |         | 0,002   |
| Financiële spanning*BBP                        |         |         |         |         |         |         |         |         |         | -0,001  |
| Financiële spanning*sociale zekerheidsuitgaven |         |         |         |         |         |         |         |         | -0,002  | ~       |
| Intercept                                      | 3,111   | ***     | 3,013   | ***     | 3,061   | ***     | 3,059   | ***     | -0,003  | *       |
| Individuele variantie                          | 2,143   | ***     | 2,004   | ***     | 2,004   | ***     | 2,000   | ***     | 2,988   | ***     |
| Contextuele variantie                          | 0,265   | ***     | 0,251   | ***     | 0,183   | ***     | 0,189   | ***     | 2,000   | ***     |
| Random slope variantie                         |         |         | 0,191   | ***     | 0,185   | ***     | 0,180   | ***     | 0,189   | ***     |
| -2LL   | 534,795 | 524,812 | 524,779 | 524,774 | 524,776 | 524,772 | 524,627 | 524,623 | 524,625 | 524,621 |

Nota: modellen zijn op het individuele niveau gecontroleerd voor opleiding, inkomen, beroepsstatus, arbeidsmarktpositie, geslacht, etniciteit, leeftijd, leeftijd in het kwadraat, burgerlijke staat, aantal kinderen, urbanisatie en opleiding ouders.

Significantieniveaus: ~ $p < 0,100$ , \* $p < 0,050$ , \*\* $p < 0,010$ , \*\*\* $p < 0,001$

Bron: European Social Survey, 2002-2010



en in landen waar minder wordt uitgegeven aan de verzorgingsstaat. De invloed van sociale zekerheidsuitgaven op informeel sociaal isolement is zwakker in landen waar de macro-economische omstandigheden slechter zijn (H4). Wanneer we beide interactietermen opnemen in model 5, blijken beide contextuele interacties significant, alhoewel de effecten iets zwakker zijn ( $b = 0,005$ ,  $b = -0,001$ ). Aanvullende berekeningen tonen aan dat meer uitgaven aan sociale zekerheid informeel sociaal isolement verminderen in landen met een werkloosheidspercentage tussen 2,5 en 11,1%. Als de werkloosheid in een land hoger is dan 11,1%, verandert het 'crowding in'-effect in een 'crowding out'-effect: meer uitgaven aan sociale zekerheid vergroot de kans op informeel sociaal isolement onder de bevolking. Voor bbp vinden we een soortgelijk effect: alleen in landen met een BBP van 14.500 of hoger blijken sociale zekerheidsuitgaven effectief te zijn in het verminderen van informeel sociaal isolement.

We gaan nu over tot het bespreken van de cross-level interactie-effecten. We vinden allereerst dat het effect van financiële spanning positief is in de modellen 6 tot en met 9 wanneer we voor deze effecten een 'random slope' hanteren. Het effect van financiële spanning op sociaal isolement varieert dus tussen land-jaar-combinaties. Vervolgens is het verband tussen financiële spanning en informeel sociaal isolement sterker onder ongunstige macro-economische omstandigheden, oftewel in landen waar de werkloosheid hoger is of waar het bbp per hoofd van de bevolking lager is (model 6:  $b = 0,142 + 0,004$ ; model 7:  $b = 0,141 - 0,002$ ). Dit is in overeenstemming met onze hypothese (H5). Daarnaast blijkt dat hoe minder een land uitgeeft aan sociale zekerheid, des te sterker de invloed van financiële spanning op informeel sociaal isolement is (model 8:  $b = 0,141 - 0,003$ ). Dit bevestigt onze hypothese (H6). In model 9 hebben we alle cross-level interactietermen simultaan getoetst. Alleen de interactie tussen financiële spanning en het bbp per hoofd van de bevolking is significant ( $b = -0,001$ ). Deze strengere test levert alleen bewijs voor de cross-level interactie tussen financiële spanning en nationale welvaart (H5). Een mogelijke oorzaak is het lagere aantal vrijheidsgraden op het contextuele niveau en het toevoegen van complexiteit aan de analyse, waardoor de schattingen minder betrouwbaar kunnen zijn.

Tot slot bespreken we de belangrijkste bevindingen met betrekking tot de controlevariabelen op het individuele niveau (resultaten hier niet weergegeven maar opvraagbaar bij de auteurs). De bevindingen zijn grotendeels in overeenstemming met de huidige kennis over de determinanten van sociaal isolement (bijvoorbeeld Tsakoglou & Papadopoulos, 2002; Böhnke, 2008; Dahl e.a., 2008; Gesthuizen e.a., 2008). Mensen in de lagere inkomenskwartielen verkeren vaker in een informeel sociaal isolement. Bovendien vinden we dat hoe lager het opleidingsniveau van de ouders, hoe meer het kind informeel sociaal geïsoleerd is. Het

opleidingsniveau van de respondent heeft eveneens een onafhankelijke invloed op informeel sociaal isolement: de laagst opgeleiden zijn het meest geïsoleerd vergeleken met de hoogst opgeleiden. Mensen die arbeidsongeschikt zijn, hebben tevens een relatief grotere kans om informeel sociaal geïsoleerd te zijn. Dit geldt ook voor mensen die een baan met een lagere beroepsstatus hebben. Een hoger aantal kinderen lijkt samen te gaan met een grotere kans op informeel sociaal isolement. Weduwnaars/weduwes en gescheiden personen verkeren echter minder vaak in een informeel sociaal isolement dan gehuwden. Werklozen lopen tevens minder risico om informeel sociaal geïsoleerd te raken. Aangezien dit effect gecontroleerd is voor financiële spanning, objectief inkomen, arbeidsmarktpositie en opleidingsniveau, kan het negatieve effect van werkloosheid worden geïnterpreteerd in termen van minder tijdsrestricties. Dit is in overeenstemming met bevindingen van Paugam (1996) en Gallie en collega's (2003).

## 5. Conclusies en discussie

Door gebruik te maken van gegevens afkomstig van vijf ronden (2002-2010) van het European Social Survey (ESS) heeft ons onderzoek tot een aantal belangrijke nieuwe inzichten geleid, die van belang kunnen zijn voor de doelstellingen van 'Europa 2020'. Ten eerste bleek dat financiële spanning gepaard gaat met meer informeel sociaal isolement. De invloed van financiële spanning is onafhankelijk van een breed scala aan controlekenmerken tot stand gekomen, waaronder opleidingsniveau, werkloosheid en het objectieve inkomen van het huishouden. Deze strenge toetsing heeft derhalve empirisch bewijs opgeleverd voor de stelling dat financiële spanning schadelijk is voor sociale banden (met vrienden, familieleden en collega's). Hiermee hebben we een bijdrage geleverd aan eerder onderzoek (Paugam, 1996; Böhnke, 2008; Dahl e.a., 2008; Halleröd & Larsson, 2008).

Ten tweede hebben we aangetoond dat naarmate een land minder welvarend is, de kans groter is dat burgers informeel sociaal geïsoleerd zijn. Het lijkt erop dat men in minder welvarende landen, waarin de burgers vermoedelijk met meer onzekerheden worden geconfronteerd, meer bezig is met het waarborgen van primaire behoeften, waardoor er minder ruimte is voor de sociale behoeften in de vorm van informele sociale participatie.

Een derde bevinding is dat informeel sociaal isolement minder vaak voorkomt in landen waar meer wordt uitgegeven aan sociale zekerheid, hetgeen duidelijk bewijs is voor de 'crowding in'-hypothese (Scheepers e.a., 2002; Van Oorschot & Arts, 2005; Kääriäinen & Lehtonen, 2006; Gelissen e.a., 2012). Dit suggereert dat landen, door te investeren in de

sociale zekerheid en sociale infrastructuur, daadwerkelijk structurele voorwaarden kunnen scheppen die sociaal isolement verminderen.

Ten vierde zagen we dat het 'crowding in'-effect van de verzorgingsstaat minder uitgesproken is ten tijde van macro-economische tegenspoed. Een uitgebreidere welvaartsstaat is kortom minder doeltreffend in het verminderen van informeel sociaal isolement onder de bevolking in landen waar het werkloosheidspercentage hoger of de welvaart lager is. Dit was nog niet vastgesteld in eerder onderzoek (Gesthuizen e.a., 2008; Van Ingen & Van Der Meer, 2011). Sociale solidariteit verliest onder zulke omstandigheden prioriteit, omdat dergelijke slechte omstandigheden ervoor zorgen dat basisbehoeften belangrijker worden. Ook kan economische tegenspoed overheden dwingen te bezuinigen op de uitgaven aan de sociale infrastructuur, om rechtstreeks de gevolgen van de economische recessie aan te pakken.

Ten vijfde komt uit ons onderzoek naar voren dat met name mensen die financiële spanning ervaren informeel sociaal geïsoleerd raken, als de macro-economische omstandigheden ongunstig zijn en uitgaven aan sociale zekerheid laag. We stelden dat dergelijke nationale omstandigheden en dan vooral een lager welvaartsniveau, de angst zou vergroten over wat de toekomst brengt, waardoor individuen hun financiële spanning als heviger zullen ervaren. Als gevolg kunnen mensen besluiten te bezuinigen op sociale participatie. Verder zijn mensen die leven onder financiële spanning sterker afhankelijk van de verzorgingsstaat voor de voorziening in hun basisbehoeften en voor sociale participatie dan degenen die niet of nauwelijks financiële spanning ervaren. Landen die minder uitgeven aan sociale zekerheid verergeren informeel sociaal isolement in feite voor mensen die wel financiële spanning ervaren.

Hoewel onze bevindingen waardevolle inzichten hebben opgeleverd, willen we op een aantal mogelijke tekortkomingen van onze studie wijzen. In de eerste plaats zouden we graag meer indicatoren van informeel sociaal isolement tot onze beschikking hebben gehad om tot een beter begrip van de reikwijdte van dit fenomeen te komen. Het samenvoegen van informele contacten met familie, vrienden en met name collega's in een meting, roept vragen op over de geldigheid. Met het klassieke onderscheid tussen sterke en zwakke banden, zoals voorgesteld door Granovetter (1973), in gedachte, zou een meting waarbij onderscheid wordt gemaakt tussen deze afzonderlijke banden meer valide zijn. Verder zijn collega's per definitie niet aanwezig in het geval van werkloosheid. Dit is echter niet problematisch, aangezien werklozen antwoord op de vraag zullen geven met betrekking tot familieleden en vrienden. Bovendien bleek dat werklozen juist minder in informeel sociaal isolement verkeren. Ten slotte zou het waardevol zijn om ons werk te repliceren met gebruikmaking van een meervoudige meting van financiële spanning,

in plaats van de enkele vraag naar de moeilijkheden die mensen ervaren om rond te komen met het huidige inkomen.

Op grond van onze resultaten stelden we vast dat financiële spanning verband houdt met meer informeel sociaal isolement. We kunnen echter geen harde conclusies trekken over de causaliteit van deze relatie. Ofschoon een groot deel van het bestaande onderzoek de door ons veronderstelde causale richting onderstreept (Paugam, 1996; Böhnke, 2008; Dahl e.a., 2008; Halleröd & Larsson, 2008; Stewart e.a., 2009), kunnen we de mogelijkheid van selectieprocessen en een omgekeerde causaliteit niet uitsluiten, omdat onze conclusies zijn gebaseerd op cross-sectionele gegevens. Om deze lijn van onderzoek vooruit te kunnen brengen en om de gevolgen van de meest recente macro-economische veranderingen vast te stellen hebben we longitudinale (panel)data nodig.

In veel Europese landen, waaronder Nederland, klinkt wegens de huidige economische recessie de roep om bezuinigingen door te voeren. Deze bezuinigingen kunnen leiden tot het afbrokkelen van de sociale infrastructuur. In *de Volkskrant* van 21 februari 2013 koppen Bart Dirks en Charlotte Huisman bijvoorbeeld dat buurthuizen in Nederland in rap tempo aan het verdwijnen zijn. Doordat dergelijke, voor mensen doorgaans kostenloze sociale ontmoetingsplaatsen wegvallen, zijn het juist de meest kwetsbaren in de samenleving die meer risico's lopen op zowel financiële problemen als sociaal isolement. Met het oog op de bestrijding van (informeel) sociaal isolement suggereren we op grond van onze bevindingen dat verzorgingsstaten op korte termijn juist zouden moeten investeren in de sociale infrastructuur en op lange termijn in economische welvaart, waarmee de risico's op informeel sociaal isolement worden gereduceerd (zie ook Gesthuizen, 2012: De handen (af?) van de verzorgingsstaat). In feite versterken beide processen elkaar en raakt dit met name de mensen die de grootste financiële problemen ervaren. Investeren in beide terreinen zullen daarmee leiden tot een vergaande verbetering van de absolute en relatieve sociale situatie van de meest kwetsbare groepen in de samenleving, waarbij het geheel meer zal zijn dan de som der delen.

## Noot

1. Alle auteurs zijn verbonden aan de sectie Sociologie van de Radboud Universiteit Nijmegen: Mark Visser als promovendus, Maurice Gesthuizen als universitair docent en Peer Scheepers als hoogleraar Methoden en Technieken. Graag willen de auteurs Paula Thijs bedanken voor het naar het Nederlands vertalen van het oorspronkelijk in het Engels geschreven manuscript. Correspondentie naar: M. Visser, Radboud Universiteit Nijmegen, Sectie Sociologie/ICS, Postbus 9104, 6500 HE Nijmegen, email: m.visser@maw.ru.nl.

## Literatuur

- Blau, P. (1964). *Exchange and power in social life*. New York: Wiley.
- Böhnke, P. (2008). Are the poor socially integrated? The link between poverty and social support in different welfare regimes. *Journal of European Social Policy*, 18, 133-150.
- Brehm, J. & Rahm, W. (1997). Individual-level evidence for causes and consequences of social capital. *American Journal of Political Science*, 41, 999-1023.
- Copeland, P. & Daly, M. (2012). Varieties of poverty reduction, inserting the poverty and social exclusion target into Europe 2020. *Journal of European Social Policy*, 22, 273-287.
- Dahl, E., Føtten, T. & Lorentzen, T. (2008). Poverty dynamics and social exclusion: An analysis of Norwegian panel data. *Journal of Social Policy*, 37, 231-249.
- Dewilde, C. (2008). Individual and institutional determinants of multidimensional poverty: A European comparison. *Social Indicators Research*, 86, 233-256.
- Esping-Andersen, G. (1990). *The three worlds of welfare capitalism*. Oxford: Polity Press.
- Esping-Andersen, G. (1999). *Social foundations of post-industrial economies*. Oxford: Oxford University Press.
- Gallie, D., Paugam, S. & Jacobs, S. (2003). Unemployment, poverty and social isolation. Is there a vicious circle of social exclusion? *European Societies*, 5, 1-32.
- Ganzeboom, H.B.G., De Graaf, P.M. & Treiman, D.J. (1992). A standard International Socio-Economic Index of occupational status. *Social Science Research*, 21, 1-56.
- Gelissen, J.P.T.M., Van Oorschot, W. & Finsveen, E.M. (2012). How does the welfare state influence individuals' social capital? Eurobarometer evidence on individuals' access to informal help. *European Societies*, 14, 416-440.
- Gesthuizen, M. & Scheepers, P. (2010). Economic vulnerability among low-educated Europeans: The impact of resources, the group's composition, labour market conditions and welfare state arrangements. *Acta Sociologica*, 53, 247-267.
- Gesthuizen, M., Van der Meer, T. & Scheepers, P. (2008). Education and dimensions of social capital: Do educational effects differ due to educational expansion and social security expenditure? *European Sociological Review*, 24, 617-632.
- Gesthuizen, M., Van der Meer, T. & Scheepers, P. (2009). Ethnic diversity and social capital in Europe: Tests of Putnam's thesis in European countries. *Scandinavian Political Studies*, 32, 121-142.
- Gesthuizen, M. (2012). De handen (af?) van de verzorgingsstaat. *Mens & Maatschappij*, 87, 214-218.

- Granovetter, M.S. (1973). The strength of weak ties. *American Journal of Sociology*, 78, 1360-1380.
- Halleröd, B. & Larsson, D. (2008). Poverty, welfare problems and social exclusion. *International Journal of Social Welfare*, 17, 15-25.
- Ingen, E. van & Van Der Meer, T. (2011). Welfare state expenditure and inequalities in voluntary association participation. *Journal of European Social Policy*, 21, 302-322.
- Jahoda, M., Lazarsfeld, P. & Zeizel, H. (1933). *Marienthal: The sociology of an unemployed community*. London: Tavistock.
- Jowell, R. & The Central Coordinating Team (2003). *European Social Survey 2002/2003: Technical report*. London: Centre for Comparative Social Surveys, City University.
- Jowell, R. & The Central Coordinating Team (2005). *European Social Survey 2004/2005: Technical report*. London: Centre for Comparative Social Surveys, City University.
- Jowell, R. & The Central Coordinating Team (2007). *European Social Survey 2006/2007: Technical report*. London: Centre for Comparative Social Surveys, City University.
- Kääriäinen, J. & Lehtonen, H. (2006). The variety of social capital in welfare state regimes – A comparative study of 21 countries. *European Societies*, 8, 27-57.
- Kawachi, I., Kennedy, B. & Glass, R. (1999). Social capital and self-rated health: A contextual analysis. *American Journal of Public Health*, 89, 1187-1193.
- Laurence, J. (2011). The effect of ethnic diversity and community disadvantage on social cohesion: A multi-level analysis of social capital and interethnic relations in UK communities. *European Sociological Review*, 27, 70-89.
- Maslow, A.H. (1943). A theory of human motivation. *Psychological Review*, 50, 370-396.
- Meer, T. van der, Scheepers, P. & Te Grotenhuis, M. (2009). States as molders of informal relations? A multilevel test on social participation in 20 Western countries. *European Societies*, 11, 233-255.
- Meer, T. van der, Te Grotenhuis, M. & Pelzer, B. (2010). Influential cases in multilevel modeling: A methodological comment. *American Sociological Review*, 75, 173-178.
- Muffels, R. & Fouarge, D. (2004). The role of European welfare states in explaining resources deprivation. *Social Indicators Research*, 68, 299-330.
- Nolan, B. & Whelan, C.T. (1996). Measuring poverty using income and deprivation indicators: Alternatives approaches. *Journal of European Social Policy*, 6, 225-240.
- OECD (2008). *Growing unequal? Income distribution and poverty in OECD countries*. Paris: OECD.

- Oorschot, W.J.H. van & Arts, W. (2005). The social capital of European welfare states: The crowding out hypothesis revisited. *Journal of European Social Policy*, 15, 5-26.
- Paugam, S. (1996). Poverty and social disqualification: A comparative analysis of cumulative social disadvantage in Europe. *Journal of European Social Policy*, 6, 287-303.
- Pichler, F. & Wallace, C. (2007). Patterns of formal and informal social capital. *European Sociological Review*, 23, 423-435.
- Portes, A. & Vickstrom, E. (2011). Diversity, social capital and cohesion. *Annual Review of Sociology*, 37, 461-479.
- Putnam, R.D. (2000). *Bowling alone. The collapse and revival of American community*. New York: Simon & Schuster.
- Putnam, R.D. (2007). E pluribus unum: Diversity and community in the twenty-first century. *Scandinavian Political Studies*, 30, 134-167.
- Savelkoul, M., Gesthuizen, M. & Scheepers, P. (2011). Explaining relationships between ethnic diversity and informal social capital across European countries and regions: Tests of constrict, conflict and contact theory. *Social Science Research*, 40, 1091-1107.
- Scheepers, P., Te Grotenhuis, M. & Gelissen, J. (2002). Welfare states and dimensions of social capital: Cross-national comparisons in European countries. *European Societies*, 4, 185-207.
- Stewart, M.J., Makwarimba, E., Reutter, L.I., Veenstra, G., Raphael, D. & Love, R. (2009). Poverty, sense of belonging and experiences of social isolation. *Journal of Poverty*, 13, 173-195.
- Townsend, P. (1979). *Poverty in the United Kingdom*. Harmondsworth: Penguin.
- Tsakoglou, P. & Papadopoulos, F. (2002). Aggregate level and determining factors of social exclusion in Twelve European Countries. *Journal of European Social Policy*, 12, 211-225.
- Visser, M., Gesthuizen, M. & Scheepers, P. (te verschijnen). The impact of macro-economic circumstances and social protection expenditure on economic deprivation in 25 European countries, 2007-2011. *Social Indicators Research*. doi: 10.1007/s11205-013-0259-1.
- Whelan, C.T., Layte, R. & Maître, B. (2002). Multiple deprivation and persistent poverty in the European Union. *Journal of European Social Policy*, 12, 91-105.
- Whelan, C.T., Layte, R., Maître, B. & Nolan, B. (2001). Income, deprivation and economic strain. An analysis of the European Community Household Panel. *European Sociological Review*, 17, 357-372.
- Whelan, C.T. & Maître, B. (2005). Economic vulnerability, multidimensional deprivation and social cohesion in an enlarged European community. *International Journal of Comparative Sociology*, 46, 215-239.
- Wilkinson, R.G. (1996). *Unhealthy societies: The afflictions of inequality*. London: Routledge.