



rijksuniversiteit groningen

Woningwaardedaling door aardbevingen in Groningen:

Eerste verschillen in ruimte en tijd

Prof.dr. J.P. (Paul) Elhorst, 10 Juli 2019

Rijksuniversiteit Groningen, Faculteit Economie en Bedrijfskunde,
Postbus 800, 9700AV Groningen, tel. 050-3633893, email: j.p.elhorst@rug.nl

1. Inleiding

Op 24 april 2019 heeft de adviescommissie waardedaling (hierna: 'de commissie') haar advies uitgebracht aan de minister van Economische Zaken, de heer Eric Wiebes, voor het begroten van de waardedaling van huizen veroorzaakt door aardbevingen in de provincie Groningen. De commissie heeft de modelresultaten van zes studies met elkaar vergeleken, zie tabel 2.1 van haar advies, en geoordeeld dat het model van Atlas voor Gemeenten (Bosker et al., 2018) de voorkeur verdient en dat het model van Durán en Elhorst (2018) moet worden afgewezen.

Hoewel de commissie en Atlas voor Gemeenten (Bosker et al., 2018) stappen hebben gemaakt in dit dossier, zijn er toch redenen die de aanleiding vormen voor een verbeterde versie van het onderzoek van Durán en Elhorst (2018).

1. Met de schadeloosstelling is veel overheidsgeld gemoeid. Een operatie van deze omvang is uitzonderlijk. Hoewel het totaalbedrag wordt verhaald op de NAM, rijst de vraag of de overheid niet te royaal is in het toekennen van compensatie. Andersom is bezien vanuit het perspectief van de woningeigenaren in het getroffen gebied daarentegen de vraag of de voorgestelde compensatie juist niet te zuinig is.
2. Het onderzoek dat ten grondslag ligt aan het gekozen model van Atlas voor Gemeenten (Bosker et al., 2018) is gefinancierd door de NAM. Dat rechtvaardigt de vraag of dit onderzoek wel voldoende objectief is. Al vaker is gebleken dat de NAM bij de afwikkeling van de aardbevingsproblematiek de touwtjes teveel in handen heeft en teveel zijn eigen vlees keurt. Het onderhavige rapport daarentegen is geschreven door een onafhankelijk wetenschappelijk onderzoeker niet gefinancierd door derden. Ik schrijf dan ook niet op wat andere partijen vinden dat ik moet opschrijven, maar probeer uitsluitend een wetenschappelijk zo verantwoord mogelijk onderzoeksmethode toe te passen volgens de meest recent beschikbare inzichten.

3. Het model van Bosker et al. (2018) kent naast sterke punten ook ontegenzeggelijk tekortkomingen. Een aantal cruciale problemen zullen in dit rapport worden vastgesteld gezien vanuit een andere aanpak die in dit onderzoek wordt uiteengezet. Een econoom of econometrist, die een artikel schrijft in een economische toptijdschrift, wordt ook altijd gevraagd om zijn data en schattingsprogramma's publiekelijk beschikbaar te stellen, zodat andere wetenschappers in staat zijn om de uitkomsten te repliceren, verder te verbeteren, en zo mogelijk fouten op te sporen. NWO, een van de grootste financiers van wetenschappelijk onderzoek voert een open access beleid met vergelijkbare voorwaarden. Deze voorwaarden zijn echter niet gesteld aan het onderzoek van Atlas voor Gemeenten (Bosker et al., 2018), hetgeen merkwaardig is omdat het gebruikt zal worden als grondslag voor een regeling van de overheid die financieel omvangrijk is en gevoelige materie betreft. Eén van de mogelijke redenen hiervoor is dat de onderzoekers gebruik maken van NVM-data en zij een contract hebben ondertekend met de NVM die het onmogelijk deze data publiekelijk beschikbaar te stellen. Nu deze controlemogelijkheid ontbreekt, rest alleen de kritische blik van derden, zoals de auteur van dit rapport.
4. De commissie adviseert 1 januari 2019 als peildatum te gebruiken op basis van de WOZ-waarde die in 2020 bepaald dient te worden en die betrokken partijen daarmee de kans geeft nog tegen de vastgestelde waarde in beroep te gaan. De keuze voor deze peildatum is echter niet vanuit de economische theorie beargumenteerd. In dit onderzoek zal een beter onderbouwde peildatum worden bepaald.

Vaststelling 1: Er zijn voldoende redenen om de waardedaling veroorzaakt door aardbevingen verder te onderzoeken via een verbeterde versie van het onderzoek van Durán en Elhorst (2018).

Leestip: De lezer die niet de gehele tekst tot zich wil nemen kan zich beperken tot de 14 vaststellingen en de conclusies van dit onderzoek. Elke vaststelling volgt uit de voorafgaande tekst en kan worden teruggelezen indien meer toelichting is gewenst.

Dit opbouw van dit rapport is als volgt. Hoofdstuk 2 gaat in op het data genererende proces waarop huizenprijzen tot stand komen en dat model dient te staan voor de hedonische prijsvergelijking die in dit rapport zal worden ontwikkeld en geschat. Hoofdstuk 3 zet uiteen wat onder een hedonische prijsvergelijking wordt verstaan en gaat vervolgens in op het principe van matching, de zoektocht naar vergelijkbare woningen waarbij het data genererende proces als uitgangspunt dient te worden genomen. Hoofdstuk 4 rapporteert en bespreekt de basisresultaten van deze studie en gaat met name in op en toetst het belang van temporele en cross-sectionele correlatie tussen huizenprijzen. Hoofdstuk 5 gaat in op aardbevingen. Welke maatstaf en welke formules worden gebruikt om de seismologische impact van aardbevingen te meten en welke resultaten genereert dit voor woningen gelegen in Groningen. Hoofdstuk 6 gaat in op de theorie achter het welvaartsverlies veroorzaakt door aardbevingen. Op ieder willekeurig moment in de tijd kan de waardedaling bepaald worden. Dit hoofdstuk beantwoordt de cruciale vraag welk moment gebruikt dient te worden voor het bepalen van het welvaartsverlies dat woningeigenaren hebben geleden en nog steeds lijden. Dit zal 29 april 2014

blijken te zijn. Hoofdstuk 7 rapporteert en bespreekt de resultaten van dit onderzoek naar de waardedaling veroorzaakt door aardbevingen. Hierbij wordt een cruciaal onderscheid gemaakt naar verschillende tijdsperiodes. Hoofdstuk 8 vertaalt deze uitkomsten naar de uit te keren compensatie. In hoofdstuk 9 worden conclusies getrokken en de belangrijkste resultaten van dit onderzoek kort samengevat.

2. Huizenprijzen: het data genererende proces en stylized facts

Een model wordt werkelijkheid, als de werkelijkheid model staat. Het eerste dat een onderzoeker dan ook te doen staat is om het data genererende proces zo goed mogelijk te beschrijven. Drie belangrijke eigenschappen van huizenprijzen, die hieronder nader worden toegelicht, zijn dat ze in de tijd zijn gecorreleerd (temporele correlatie), dat ze in de ruimte zijn gecorreleerd (cross-sectionele correlatie), en dat ze een conjunctuurpatroon volgen.

De eerste twee eigenschappen worden veroorzaakt door de wijze waarop kopers en verkopers, of hun vertegenwoordiger de makelaar, op de huizenmarkt opereren. De prijs die de verkoper van een woning vraagt is afhankelijk van de prijs die vergelijkbare huizen in de nabije omgeving en in het recente verleden hebben opgebracht. Een huiseigenaar van een vrijstaande bungalow in Loppersum zoekt in eerste instantie op Funda voor welke prijzen andere vrijstaande bungalows in Loppersum of omgeving te koop te stonden of zijn verkocht. Diezelfde of meer informatie kan ook worden verkregen door navragen bij de bureaus, vrienden of kennissen woonachtig in de omgeving, deze te kopen bij het kadaster of door een makelaar in te schakelen die beroepsmatig toegang heeft tot deze informatie.

De potentiële koper van een woning werkt net zo. Die zoekt die woning die qua kenmerken en het beschikbare budget zoveel mogelijk bij hem past, vergelijk het met het populaire televisieprogramma “Droomhuis gezocht”. Als een huis qua kenmerken beter scoort dan een ander huis voor dezelfde prijs, dan valt de keuze uit in het voordeel van het eerste huis. Omdat de commissie voorstelt om de uit te keren compensatie te baseren op de WOZ-waarde van woningen, is voorts niet onbelangrijk dat ook deze WOZ-waarde op eenzelfde wijze wordt vastgesteld. In het taxatieverslag dat iedere woningeigenaar jaarlijks krijgt toegezonden of kan downloaden, worden om de vastgestelde WOZ-waarde op de waardepeildatum te beargumenteren doorgaans drie geselecteerde vergelijkbare woningen opgesomd die in de nabije omgeving in het voorafgaande jaar verkocht zijn.¹ Het moge duidelijk zijn dat het principe – prijzen en kenmerken van huizen, die op een bepaald moment verkocht worden, worden vergeleken met voorheen verkochte en vergelijkbare huizen in de omgeving – verantwoordelijk is voor het feit dat correlatie ontstaat tussen huizenprijzen in tijd en ruimte.

De laatste van deze drie eigenschappen, huizenprijzen volgen een conjunctuurpatroon, wordt veroorzaakt door externe factoren die kopers en verkopers die op de lokale woningmarkt opereren niet zelf in de hand hebben. Dit gaat om internationale factoren van buitenaf, zoals bankencrises, eurocrises, in- en uitreders tot de EU (brexit), aanslagen, oorlogen, vredesverdragen, het stopzetten of het op gang

¹ Niet geheel toevallig, dit aantal van drie wordt ook gebruikt in het genoemde televisieprogramma “Droomhuis gezocht”.

komen van olieleveringen, e.d., die het vertrouwen in de economie beïnvloeden, alsook factoren die nationaal bepaald zijn, zoals overheidsmaatregelen die verschuivingen veroorzaken in de pensioenleeftijd, de renteaftrekregeling in de belastingwet, de overdrachtsbelasting, e.d.

2.1 Een eerste toetsing van het data genererende proces

Een model wordt werkelijkheid, als de werkelijkheid model staat. Als bovengenoemde eigenschappen niet op een andere manier in het model ter bepaling van de huizenprijzen en de compensatieregeling terugkomen, geeft dit model geen adequate beschrijving. Ik sta daarom eerst stil bij de vraag of deze drie eigenschappen ook geïllustreerd kunnen worden en/of getoetst kunnen worden gebruikmakend van speciaal daarvoor ontwikkelde statistische toetsen. Ik doe dit aan de hand van data beschikbaar gesteld door de NVM van alle woningen die in Noord-Nederland, de provincies Groningen, Friesland en Drenthe, over de periode 1993-2017 verkocht zijn.² Het betreft een data set van meer dan 330 duizend waarnemingen. Voor een eerste analyse, diepgaandere analyses volgen later, aggregeer ik de data naar gemeente en jaartal. Het aantal gemeenten in Noord-Nederland bedraagt 55 (de Waddeneilanden zijn hierbij buiten beschouwing gelaten) en het aantal jaren 25, zodat ik over een gebalanceerd panel van nominaal gemiddelde huizenprijzen per gemeenten over de tijd beschik bestaande uit 1375 waarnemingen. Ik pas vervolgens methoden toe die ik ook heb gebruikt om regionale werkloosheid in Nederland te verklaren van 12 provincies over de periode 1973-2013 (Halleck-Vega en Elhorst, 2016).

Als eerste heb ik een matrix geconstrueerd van 25*25 die de correlatiecoëfficiënten weergeven tussen waarnemingen op tijdstip t en waarnemingen op de tijdstip $t-k$, waarbij t loopt van 1 tot 25, k van 1 tot maximaal 24, en $k < t$. Hiermee kan ik zien in hoeverre huizenprijzen in een bepaald jaar samenhangen met die in het jaar daarvoor, maar ook in twee jaar daarvoor, drie jaar daarvoor en zo verder. Tabel 1 geeft een volledig overzicht en laat zien dat de correlatie tussen huizenprijzen over de tijd weliswaar steeds kleiner wordt, maar dat deze daling uitermate langzaam verloopt.

Tabel 1. Illustratie de van temporele correlatie van huizenprijzen

Verskil in jaren	Correlatie	Verskil in jaren	Correlatie	Verskil in jaren	Correlatie
1	0,920	9	0,829	17	0,787
2	0,916	10	0,834	18	0,787
3	0,902	11	0,813	19	0,807
4	0,888	12	0,806	20	0,800
5	0,875	13	0,792	21	0,814
6	0,860	14	0,783	22	0,776
7	0,857	15	0,783	23	0,774
8	0,841	16	0,781	24	0,769

Als tweede heb ik een matrix geconstrueerd van 55*55 die de correlatiecoëfficiënten weergeven tussen alle gemeentelijke tweetallen. Als het afstandsverval (bijvoorbeeld gemeten in kilometers) tussen huizenprijzen van gemeenten sterk afneemt, dan zullen de correlatiecoëfficiënten tussen twee gemeenten die ver van elkaar vandaan liggen, zoals Delfzijl en Harlingen, aanzienlijk kleiner zijn en

² Ik ben de NVM erkentelijk voor het beschikbaar stellen van deze data ten behoeve van dit onderzoek.

daarmee de mate waarin huizenprijzen tussen deze twee gemeenten elkaar beïnvloeden, dan die tussen twee gemeenten die dicht bij elkaar liggen, zoals Leek en Marum. Andersom, als het afstandsverval gering is zullen de correlatiecoëfficiënten tussen genoemde tweetallen nauwelijks van elkaar verschillen en daarmee de wederzijdse beïnvloeding aanzienlijk. De cross-sectionele afhankelijkheidstoets ontwikkeld door Pesaran (2004, 2015) die meet of waarnemingen onafhankelijk zijn van elkaar is als volgt gedefinieerd:

$$CD = \sqrt{2T/N(N-1)} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij}, \quad (1)$$

waarbij $\hat{\rho}_{ij}$ staat voor de correlatiecoëfficiënt tussen gemeente i en j verkregen middels

$$\hat{\rho}_{ij} = \frac{\sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i)(x_{jt} - \bar{x}_j)}{\sqrt{\sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i)^2} \sqrt{\sum_{t=1}^T (x_{jt} - \bar{x}_j)^2}}, \text{ waarbij } \bar{x}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T x_{it}, \quad (2)$$

en x_{it} de gemiddelde prijs weergeeft in gemeente i op tijdstip t , N het aantal gemeenten (55) en T het aantal jaren (25). De nulhypothese die ten grondslag ligt aan de CD-test is dat het afstandsverval tussen huizenprijzen maximaal is: huizenprijzen vertonen geen enkele cross-sectionele afhankelijkheid en kunnen onafhankelijk van elkaar verklaard worden. Vanwege zijn standaard-normale verdeling is aan deze voorwaarde voldaan als de toetsgrootte waarden aanneemt tussen -1,96 en +1,96. De alternatieve hypothese is dat huizenprijzen wel cross-sectionele afhankelijkheid vertonen. De uitkomst van deze toetsgrootte toegepast op het panel van $55 \cdot 25 = 1375$ gemeentelijke huizenprijzen, resulterend in $54 \cdot 53$ verschillende correlatiecoëfficiënten bedraagt 188,66. Dit betekent dat de aanname dat huizenprijzen onafhankelijk van elkaar zijn, moet worden verworpen.

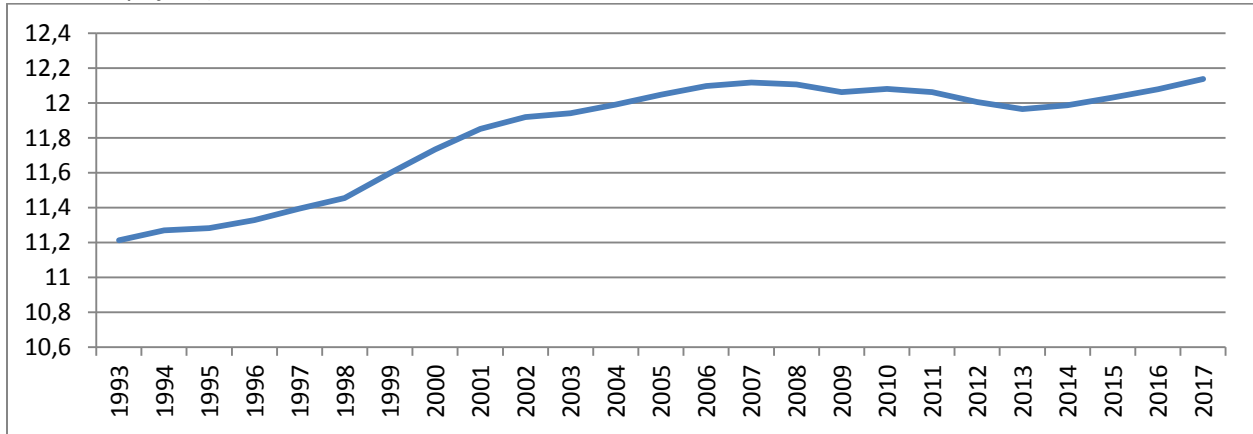
De mate van afstandsverval tussen gemeenten kan verder worden gemeten aan de hand van de parameter α ontwikkeld door Bailey et al. (2016). Deze parameter neemt een maximale waarde aan van 1 als het afstandsverval tussen huizenprijzen naar nul tendeert, dat wil zeggen het maakt niet uit hoe ver huizen van elkaar verwijderd zijn, ze zijn onder alle omstandigheden met elkaar gecorreleerd. Andersom neemt deze parameter de minimale waarde aan van 0 als het afstandsverval maximaal is, dat wil zeggen als huizenprijzen gemeten op hetzelfde moment op geen enkele manier met elkaar gecorreleerd zijn, ook als ze dicht bij elkaar liggen. De uitkomst van deze toetsgrootte toegepast op het panel van $55 \cdot 25 = 1375$ gemeentelijke huizenprijzen bedraagt 1,00. Indien deze correlatiecoëfficiënten worden berekend op basis van micro data (zie paragraaf 2.2), dan bedraagt zij 0,98. Dit bevestigt ten tweede male dat de aanname dat huizenprijzen onafhankelijk van elkaar zijn, moet worden verworpen.

Een belangrijke reden dat de uitkomsten voor de CD-test en de parameter α zo hoog zijn is dat de huizenprijzen ook een conjunctuurpatroon volgen. Dit patroon is weergegeven in Figuur 1 die de gemiddelde huizenprijsontwikkeling illustreert van alle verkochte huizen over de periode 1993-2017. Het betreft hier het gemiddelde van de natuurlijke logaritme (ln) van alle 330 duizend nominale huizenprijzen in Noord-Nederland op jaarbasis.

Figuur 1 laat zien dat de gemiddelde huizenprijs tot aan 2007 steeds verder toenam, zich in 2008 stabiliseerde en in 2009 licht afnam door de wereldwijde bankencrisis (Lehman Brothers), zich in 2010

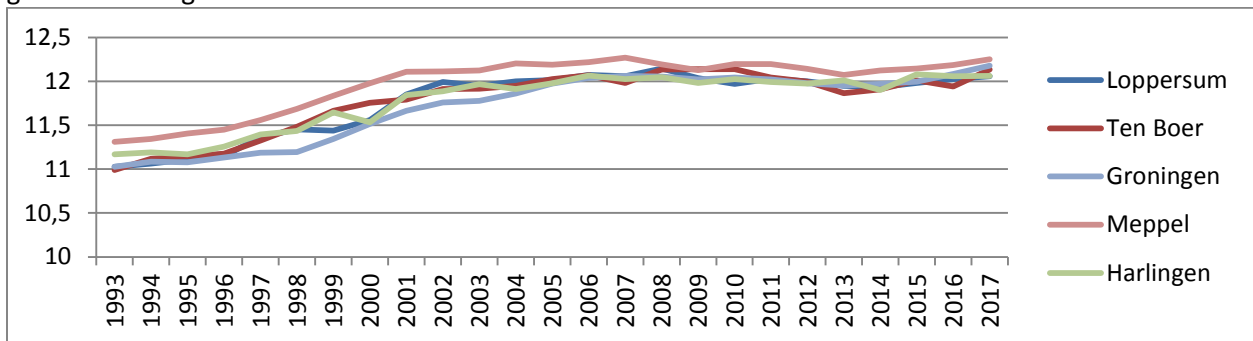
en 2011 wederom stabiliseerde, maar vervolgens in 2012 en 2013 toch weer afnam door de euro crisis (Griekenland), en tenslotte dat de gemiddelde huizenprijs zich vanaf 2014 herstelde en verder toenam.

Figuur 1. Het Noord-Nederlandse conjunctuurpatroon van huizenprijzen (natuurlijke logaritme van nominale prijzen)



Een opmerkelijk fenomeen is dat een min of meer vergelijkbaar patroon zich ook manifesteert in andere gemeenten, aardbevingsgemeente of niet. Dit wordt geïllustreerd door Figuur 2 waarin de gemiddelde prijsontwikkeling is weergegeven van twee typische aardbevingsgemeenten, Loppersum en Ten Boer, de gemeente Groningen, en twee gemeenten relatief ver verwijderd van de provincie Groningen, namelijk Meppel in het zuiden van Drenthe en Harlingen in het westen van Friesland. Deze opmerkelijke overeenkomst in het conjunctuurpatroon heeft drie belangrijke consequenties.

Figuur 2. Het gemiddelde huizenprijspatroon (natuurlijke logaritme van nominale prijzen) in zes geselecteerde gemeenten



De eerste consequentie is dat voor dit (Noord-Nederlandse) conjunctuurpatroon moet worden gecontroleerd. Hiertoe bestaan twee mogelijkheden: (i) controle door middel van gemeenschappelijke factoren in de vorm van tijdsdummies, of (ii) controle door middel van gemeenschappelijk factoren in de vorm van cross-sectionele gemiddelden van de huizenprijzen en, indien nodig, van verklarende variabelen in het model ter verklaring van huizenprijzen, dan wel in de vorm van principale componenten. Een eenvoudig en toegankelijk overzicht van hoe deze methoden werken is opgenomen in Elhorst (2019). Een econometrisch-theoretisch geavanceerd overzicht van deze methoden is opgenomen in Pesaran (2015b, hoofdstuk 29). De eerste methode, controle door middel van

gemeenschappelijke factoren in de vorm van tijdsdummies, is toegepast door Atlas voor Gemeenten (Bosker et al., 2018). Durán en Elhorst (2018) hebben dezelfde methode toegepast, alsook controle door middel van gemeenschappelijke factoren in de vorm van cross-sectionele gemiddelden van de huizenprijzen. Echter, de commissie blijkt niet overtuigd van het voordeel van laatstgenoemde methode (p.13 e.v.). Om die reden zal ik in dit onderzoek alleen gebruik maken van tijdsdummies.

De tweede consequentie is dat nagegaan dient te worden welke waarden de CD-test en parameter α aannemen als voor het conjunctuurpatroon wordt gecorrigeerd. Het kan namelijk zijn dat de hierboven gevonden cross-sectionele afhankelijkheid, c.q. het ontbreken van afstandsverval tussen huizenprijzen, louter wordt gedreven door externe factoren. Alleen als lokaal cross-sectionele afhankelijkheid wordt gevonden nadat voor globale cross-sectionele afhankelijkheid (het conjunctuurpatroon in de vorm van tijdsdummies) is gecontroleerd, dient de nulhypothese dat huizenprijzen ongecorrigeerd zijn te worden verworpen. De CD-test en parameter α zijn daartoe opnieuw bepaald nadat de huizenprijzen zijn gecorrigeerd voor de conjunctuurcyclus gemeten in de vorm van jaardummies. De uitkomst van de CD-test bedraagt na deze aanpassing -2,19 en de uitkomst van de parameter α 0,81 op basis van het panel van 1375 gemeentelijke huizenprijzen over de tijd, en 19,78 en 0,88 op basis van micro data. De conclusie kan dan ook niet anders zijn dat huizenprijzen ook lokaal ruimtelijk zijn gecorrigeerd, dat wil zeggen nadat is gecorrigeerd voor het conjunctuurpatroon.

Vaststelling 2: Huizenprijzen zijn gecorreleerd in tijd en ruimte en volgen een conjunctuurpatroon. Deze drie eigenschappen dienen terug te komen in het model ter bepaling van huizenprijzen.

Opmerking: deze vaststelling is het resultaat van exploratief onderzoek op basis van gemiddelde prijzen per gemeente over de tijd. Deze vaststelling zal later opnieuw bevestigd worden middels regressieanalyse op basis van individuele prijzen.

De derde consequentie is misschien wel de meest spraakmakende en verdient daarom uitgebreide toelichting. De commissie stelt zich op het standpunt (p.28) dat als het effect van aardbevingen een daling van $x\%$ van de huizenprijs heeft veroorzaakt, de geraamde aardbevingsschade uitkomt op

$$\text{Aardbevingsschade} = \frac{x}{100} * WOZ * \frac{1}{1-\frac{1}{x}}, \quad (3)$$

waarbij WOZ de WOZ-waarde van de woning aangeeft. Deze formule is correct en eerder ook uiteengezet in Elhorst (2018). Echter, de commissie stelt zich vervolgens op het standpunt (p.30) dat als een onderzoek een waardedaling van $x\%$ in een gemeente vindt, er eigenlijk wordt gesteld dat de prijsontwikkeling in die gemeente zich zonder aardbevingen $x/(100-x)\%$, dus iets meer dan $x\%$, beter zou hebben ontwikkeld. Dit is een onterechte aanname, die ook aan andere onderzoeken ten grondslag ligt en mede heeft geleid tot afwijzing van het onderzoek van Durán en Elhorst (2018), die een gemiddelde waardedaling van 9,3% hebben gevonden.

1. De commissie verwoordt dit op p.31 van haar rapport, waarin zij laat zien dat de huizenprijzen met inbegrip van de waardedalingscompensatie zich net zo goed lijken te ontwikkelen als in Randstad.

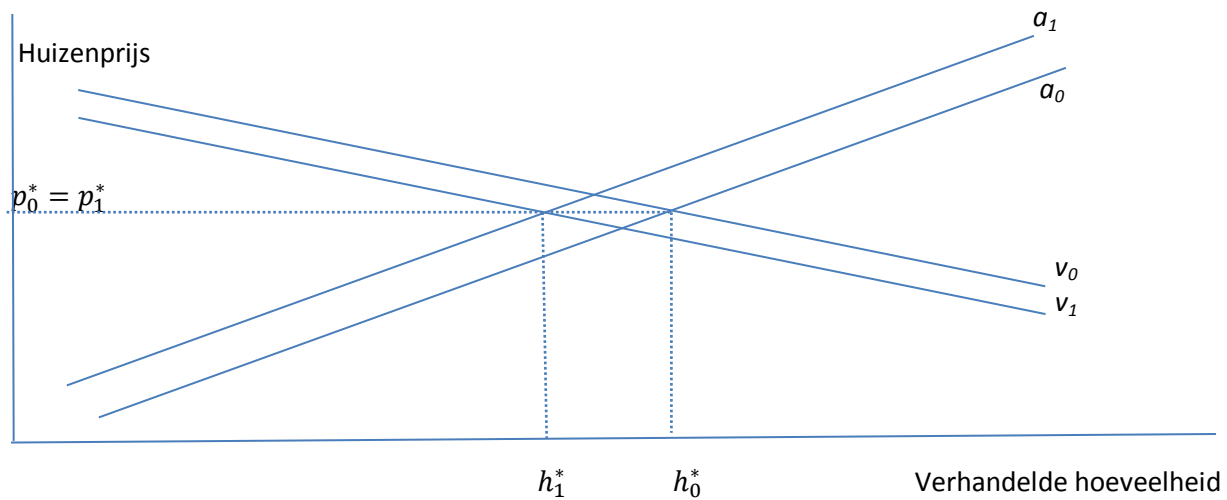
2. Ponds, Poort en Marlet (2019) schrijven: “Nu zouden hypothetisch gezien Durán en Elhorst de waardedaling als enige goed kunnen meten. Maar als de percentages die zij vinden correct zouden zijn, zouden de huizenprijzen in Loppersum in 2014 in een situatie zonder bevingen hoger moeten zijn geweest dan in het pre-crisisjaar 2008 – het laatste jaar waarin volgens Elhorst geen effect van bevingen was. Dat was zelfs in *booming* Amsterdam in 2014 niet het geval. Ook het gemiddelde percentage van 9,3% valt niet te rijmen met de woningmarktontwikkeling in vergelijkbare regio’s sinds 2008.”

De commissie en bovenstaande drie auteurs die ook hebben meegeschreven aan Atlas voor Gemeenten (Bosker et al., 2018) vragen zich echter niet af of hun aanname dat als huizenprijzen met $x\%$ dalen als gevolg van aardbevingen of andersom voor $x\%$ zou worden gecompenseerd dit daadwerkelijk in de gemiddelde huizenprijs van een gemeente in het getroffen gebied is terug te zien. Wat kan er aan de hand zijn? Zijn er andere scenario’s denkbaar, waarbij het ongelijk van deze hypothese kan worden aangetoond. Ik behandel twee voorbeelden die laten zien dat andere scenario’s mogelijk zijn zonder dat de gemiddelde prijs in een gemeente verandert. Let wel: dit zijn hypothetische voorbeelden, zij het met een zekere kern van waarheid, om te laten zien dat deze hypothese moet worden verworpen.

Figuur 3 illustreert vraagcurven (v) en aanbodcurven (a) van en naar huizen gelegen in het aardbevingsgebied voordat zij onderhevig waren aan aardbevingen (situatie 0) en nadat zij onderhevig waren aan aardbevingen (situatie 1). Voordat aardbevingen de woningmarkt in Groningen beïnvloedden, bedroeg de evenwichtsprijs p_0^* en de verhandelde hoeveelheid h_0^* . Door de invloed van aardbevingen nam zowel de vraag als het aanbod van woningen af. De vraagcurve van het aantal potentiële kopers geïnteresseerd in een woning in het Groningse aardbevingsgebied is naar links verschoven. De bereidheid om een woning te kopen is blijven bestaan maar dan wel voor een lagere prijs. Het aanbod is eveneens naar links verschoven, omdat een deel van de woningeigenaren heeft afgezien van de verkoop van hun woning. Zij zijn niet bereid hun woning te verkopen tegen een lagere prijs dan zij voorheen gewend waren.

Figuur 3 laat zien dat het theoretisch mogelijk is dat in de nieuwe ontstane situatie de evenwichtsprijs dezelfde is dan daarvoor en dat alleen de verhandelde hoeveelheid woningen afneemt. Bovendien betekent de bevinding $p_0^* = p_1^*$ niet zonder meer dat individuele woningeigenaren nog steeds dezelfde prijzen ontvangen, maar alleen dat de gemiddelde prijs hetzelfde blijft. De individuele woningeigenaar die in staat is zijn woning te verkopen kan gezien de kenmerken van zijn woning gemiddeld minder ontvangen in de periode met aardbevingen dan daarvoor. Een eerste analyse naar woningkenmerken waarvoor dit zou kunnen gelden zijn met name de onderhoudstoestand (zowel binnen als buiten) van de woning. Hierbij doen zich twee mogelijkheden voor. Mogelijkheid 1 is dat de eigenaar onderhoud uitstelt, omdat hij eerst wel eens wil zien of hij voor de fysieke schade die door de aardbevingen is veroorzaakt een vergoeding krijgt, hetgeen soms jarenlang kan duren (lees de serie Ik wacht! in het Dagblad van het Noorden, 2019). Mogelijkheid 2 is dat de onderhoudstoestand als minder goed wordt beoordeeld omdat fysieke schade duidelijk zichtbaar is (zoals stutting), terwijl de eigenaar de woning niettemin goed heeft onderhouden.

Figuur 3. Vraag naar en aanbod van woningen in Groningen voor en na de aardbevingsproblematiek



Een tweede voorbeeld is weergegeven in Tabel 2, getiteld de valkuil van de gemiddelde prijs. Kolom 1 representeert de prijs van 10 woningen in een gemeente van voor de aardbevingsproblematiek. Aangenomen is dat de huizenprijzen uiteenlopen van 1 tot 10 (ton) en aldus een gemiddelde verkoopprijs kennen van 5,5 (ton). In kolom 2 is aangenomen (hypothetisch, dit dient nog nader te worden onderzocht) dat de woningen met 10% zijn gedaald door aardbevingen. Een individuele woning die bijvoorbeeld eerst werd verkocht voor de prijs van 5 (ton) gaat door de aardbevingen nu van de hand voor de prijs van 4,5 (ton). De woning van 1 (ton) valt af want onverkoopbaar of omdat de woningeigenaar niet bereid is deze voor slechts 0,9 (ton) van de hand te doen. In plaats van 10 worden door de komst van aardbevingen daardoor nog maar 9 woningen verkocht die ieder individueel voor 10% minder worden verkocht. Gemiddeld worden deze 9 woningen verkocht voor 5,4 (ton). Opvallend: de gemiddelde prijs daalt met “slechts” 1,82 procent, aanzienlijk minder dan de werkelijke prijsdaling van 10% voor elke individuele woning.

Tabel 2 De valkuil van de gemiddelde prijs

Prijs voor aardbevingen	Prijs na aardbevingen aanname: 10% daling
1	valt af want onverkoopbaar
2	1,8
3	2,7
4	3,6
5	4,5
6	5,4
7	6,3
8	7,2
9	8,1
10	9
Gemiddeld 5,5	Gemiddeld 5,4
Daling gemiddelde prijs	-1,82

Deze wellicht verrassende uitkomst van 1,82% is misschien wel kenmerkend voor hoe tegen de impact van aardbevingen op huizenprijzen wordt aangekeken. Maar laat een ding duidelijk zijn. Waar de formule

$$\text{Aardbevingsschade} = \frac{x}{100} * WOZ * \frac{1}{1-\frac{1}{x}}$$

voor de prijs van individuele woningen klopt, geldt zij (tegen de algemeen geldende verwachting in) niet voor de gemiddelde prijs. Neem als voorbeeld het huis van 5 ton dat met 10% is gedaald naar 4,5 ton. Dan is de aardbevingsschade:

$$\frac{10}{100} * 4,5 * \frac{1}{1-\frac{1}{10}} = 0,1 * 4,5 * \frac{1}{0,9} = 0,5 \text{ (ton)}.$$

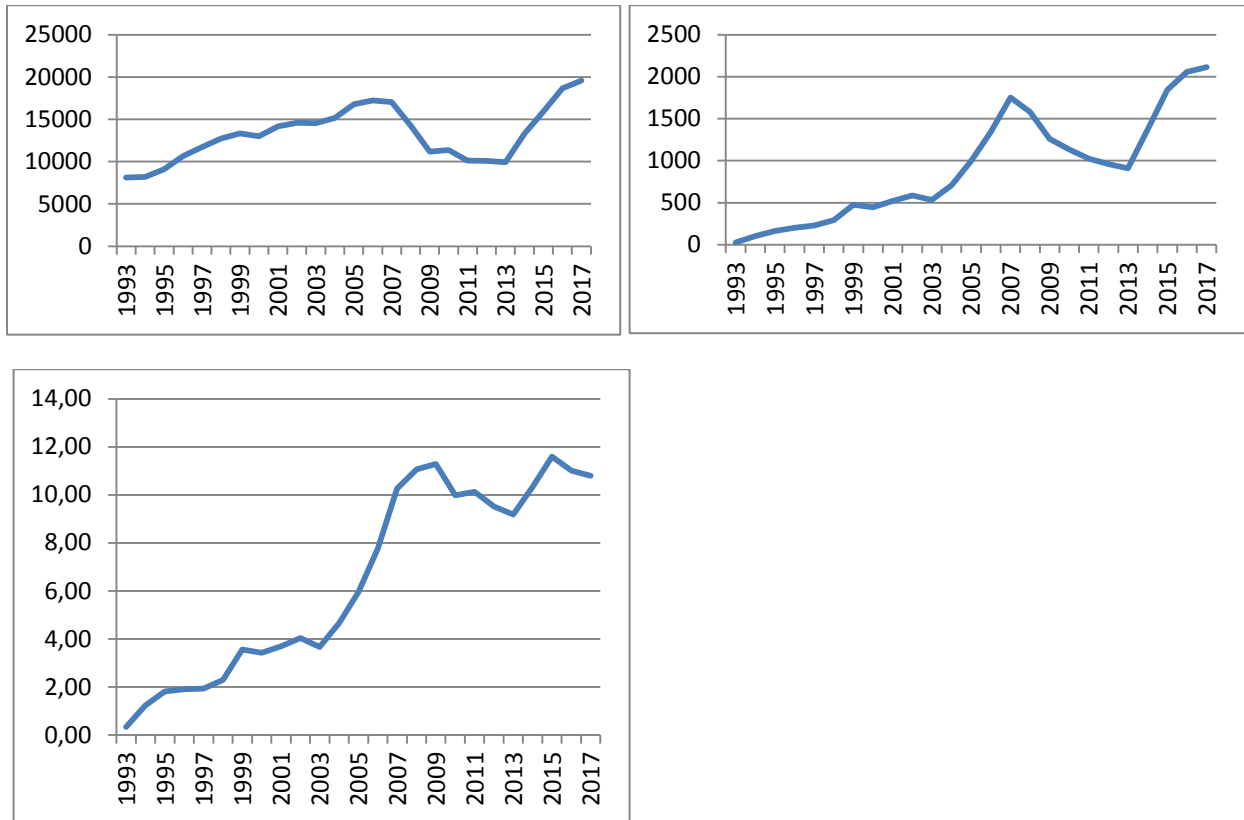
Neem vervolgens de gemiddelde prijs: $\frac{10}{100} * 5,4 * \frac{1}{1-\frac{1}{10}} = 0,1 * 5,4 * \frac{1}{0,9} = 0,6 \text{ (ton)}$. Dan wordt duidelijk dat de gemiddelde prijs van woningen die door de komst van aardbevingen voor gemiddeld 5,4 ton verkocht worden daarvoor gemiddeld voor 6 ton verkocht werden. Echter, door twee verschillende sets van huizen in de tijd met elkaar te vergelijken ontstaat ten onrechte het beeld dat de woningprijzen met maar 1,82% zijn gedaald.

Het cruciale verschil zit in het feit dat dat de gemiddelde prijs geen rekening houdt met verschuivingen in de verhandelde hoeveelheid. Dit impliceert dat Kaart 1 t/t 4 op p.31 in het rapport van de commissie de lezer op het verkeerde been zet. Hetzelfde geldt voor de vergelijking van Ponds, Poort en Marlet (2019) dat een dergelijk omvangrijke waardecompensatie zelfs voor Amsterdamse begrippen uitzonderlijk is. De waardecompensatie is er voor bedoeld om de vraag- en aanbod curven in Figuur 2 weer op hun oorspronkelijke plaats te brengen, dan wel dat de woningmarkt zich herstelt van de situatie geschetst in kolom 2 van tabel 2 naar die in kolom 1. Het is onjuist om te veronderstellen dat de gemiddelde prijs zich in dezelfde mate aanpast als die van individuele woningen.

Vaststelling 3: De aanname dat een waardedaling van x% in een gemeente na compensatie resulteert in een prijsontwikkeling zonder aardbevingen van $x/(100-x)\%$ is onjuist. Andere scenario's zijn denkbaar en aannemelijker.

Figuur 4 illustreert de totale verhandelde hoeveelheid woningen in Noord-Nederland, de verhandelde hoeveelheid woningen die hun woningprijs negatief zagen worden beïnvloed als gevolg van aardbevingen (in hoofdstuk 7 kom ik terug op welke wijze dit bepaald is), en de relatieve verhouding tussen deze twee. Panel 1 van deze figuur laat zien dat het dieptepunt van de bankencrisis en de eurocrisis lag in 2013. Niet alleen waren de huizenprijzen in Noord-Nederland in dat jaar lager dan in andere jaren (zie Figuur 1), ook de verhandelde hoeveelheid woningen lag substantieel lager, bijvoorbeeld circa de helft van dat in 2017.

Figuur 4. Verhandelde hoeveelheid woningen: totaal (panel 1), met waardedaling door aardbevingssschade (panel 2) en met waardedaling door aardbevingssschade ten opzichte van het totaal in procentpunten (panel 3)



Panel 2 van Figuur 4 toont een opwaartse trend in het aantal verkochte huizen onderhevig aan aardbevingen. Dit komt omdat de aardbevingsproblematiek steeds heftiger is geworden. Het aantal aardbevingen nam toe, alsook de intensiteit van de aardbevingen. Als gevolg daarvan werd de woningvoorraad onderhevig aan aardbevingen steeds groter. Echter, ook de woningeigenaren van deze door aardbevingen getroffen huizen hadden last van de economische crisis over de periode 2008-2013. Panel 2 van Figuur 4 laat daarom een vergelijkbaar dal in de verhandelde woningvoorraad zien als panel 1 van alle woningen in Noord-Nederland. Interessant is hoe de twee zich tot elkaar verhouden. Dit wordt getoond in panel 3 van Figuur 4. Wederom is de opwaartse trend zichtbaar. Een steeds groter deel van de verkochte woningvoorraad had in meer of mindere mate last van de aardbevingsproblematiek. Bedroeg dit in 2006 nog slechts 7,78% van de verkochte woningen, in 2015 is dit opgelopen tot 11,59%. Panel 3 van Figuur 4 laat zien dat het dieptepunt van de aardbevingscrisis eveneens werd bereikt in 2013. Waren Noord-Nederlandse woningen in 2013 vanwege de economische crisis al moeilijk te verkopen, voor woningen onderhevig aan aardbevingen was dit nog eens extra moeilijk. Ten opzichte van woningen niet onderhevig aan aardbevingen kon men ze spreekwoordelijk aan de straatstenen niet kwijt. Na 2013 heeft de woningmarkt voor woningen onderhevig aan aardbevingen zich echter hersteld, en tot aan 2015 zelfs sneller dan dat voor woningen die geen last hadden van aardbevingen.

Vaststelling 4: Het dieptepunt van de aardbevingscrisis op basis van de verhouding tussen het aantal verkochte woningen onderhevig aan aardbevingen ten opzichte van het totale aantal verkopen trad op in 2013.

De conclusie is dat de verhandelde hoeveelheid woningen indirect een cruciale determinant is voor de gemiddelde prijs waarvoor woningen van de hand zijn gegaan en daarom niet mag worden weggelaten.

2.2 Dominante gemeenten

De gemeentelijke correlatiematrix van huizenprijzen kan ook worden gebruikt om na te gaan of er sprake is van dominante gemeenten. Een gemeente is dominant als de huizenprijzen binnen die gemeente (sterk) bepalend zijn voor die in omringende gemeenten, maar niet andersom. De gemeente Groningen is naar verwachting zo'n gemeente. Als woningzoekenden geen woning kunnen vinden omdat er te weinig te koop staan of omdat de gevraagde prijzen niet vallen binnen het budget dat ze hebben te besteden, kunnen ze uitwijken naar omringende gemeenten. De huizenprijzen in de gemeente Groningen worden dan bepalend voor de huizenprijzen in de omgeving, omdat de vraag naar woningen aldaar toeneemt. In economische termen betekent dit dat het afstandsverval bekeken vanuit de gemeente Groningen naar zijn omgeving afneemt en zelfs tot een minimum van nul kan terugvallen.

Door inzichten ontwikkeld door Konstantakis et al. (2015), Pesaran en Yang (2016) en Bailey et al. (2016) te combineren kan de meest dominante gemeente in een onderzoeksgebied worden geïdentificeerd door te bepalen welke correlatiecoëfficiënten significant zijn, deze afhankelijk van de uitkomst de waarde 1 of 0 te geven, en vervolgens de grootste kolomsom van de verkregen matrix te bepalen. Als de gemeente Groningen daadwerkelijk dominant is, zal het aantal significante correlatiecoëfficiënten van deze gemeente met die van andere gemeente in Noord-Nederland relatief het grootst zijn, terwijl dit voor buurgemeenten van Groningen (zoals Haren of Zuidhorn) met elk van de andere gemeenten in Noord-Nederland niet het geval is. Om meer recht te doen aan het feit dat in de gemeente Groningen per jaar meer woningen worden verkocht dan in andere gemeenten, bereken ik de correlatiecoëfficiënten op basis van individuele waarnemingen, middels de formules

$$\hat{\rho}_{ij} = \frac{s_{z_i z_j}}{\sqrt{s_{z_i}^2} \sqrt{s_{z_j}^2}}, \quad (4)$$

waarbij

$$\bar{z}_i = \frac{1}{\sum_{t=1}^T N_{it}} \sum_{t=1}^T \sum_{h=1}^{N_{it}} z_{hit}, \quad (4a)$$

$$s_{z_i}^2 = \frac{1}{\sum_{t=1}^T N_{it}} \sum_{t \in T_i} \sum_{h=1}^{N_{it}} (z_{hit} - \bar{z}_i)^2, \quad (4b)$$

$$s_{z_i z_j} = \frac{1}{\sum_{t=1}^T N_{it} N_{jt}} \begin{pmatrix} z_{i1} \otimes l_{N_{j1}} - \bar{z}_i \otimes l_{N_{i1} N_{j1}} \\ \vdots \\ z_{iT} \otimes l_{N_{jT}} - \bar{z}_i \otimes l_{N_{iT} N_{jT}} \end{pmatrix}' \begin{pmatrix} l_{N_{i1}} \otimes z_{j1} - \bar{z}_i \otimes l_{N_{i1} N_{j1}} \\ \vdots \\ l_{N_{iT}} \otimes z_{jT} - \bar{z}_i \otimes l_{N_{iT} N_{jT}} \end{pmatrix}, \quad (4c)$$

waarbij het symbool \otimes het Kronecker-product tussen twee vectoren vertegenwoordigt, en l_p een vector is van lengte p . N_{it} is het aantal waarnemingen in gemeente i op tijdstip t . Vergelijking (4) definieert de correlatiecoëfficiënt tussen twee gemeenten i en j . Vergelijkingen (4a) en (4b) bepalen de gemiddelde prijs en de bijbehorende variantie van alle huizenprijzen in gemeente i . Vergelijking (4c) bepaalt de covariantie tussen twee gemeenten i en j over alle waarnemingen. Een eenvoudig numeriek voorbeeld kan deze formules illustreren. Stel $N = T = 2$, het aantal waarnemingen voor gemeente 1 op tijdstip $t=1$ is 2, en op tijdstip $t=2$ is 1. Evenzo is het aantal waarnemingen voor gemeente 2 op tijdstip $t=1$ gelijk aan 3, en op tijdstip $t=2$ gelijk aan 2. Dit levert 2×3 prijscombinaties tussen beide gemeenten op tijdstip $t=1$ en 2×1 prijscombinaties op tijdstip $t=2$. Voor deze 8 prijscombinaties wordt de covariantie tussen beide gemeente bepaald en vervolgens de correlatiecoëfficiënt. De t -waarde van een correlatiecoëfficiënt ρ_{ij} bedraagt $|\rho_{ij}| \sqrt{(1 - N_{ij}) / (1 - \rho_{ij}^2)}$, waarbij N_{ij} het aantal waarnemingen weergeeft dat is gebruikt om de correlatiecoëfficiënt te berekenen, in het voorbeeld was dit 8. Om de vraag te beantwoorden of een correlatiecoëfficiënt significant is, kan het beste de sequentiële procedure van Holm (1979) worden gebruikt, uiteengezet in Bailey et al. (2016). Eerst worden de t -waarden geordend in afnemende volgorde en vervolgens wordt voor elke volgende individuele correlatiecoëfficiënt de kritische waarde bepaald (uitgaande van de standaardwaarde van 0,05) middels $c_i = \Phi^{-1}(1 - \frac{0.05}{2N_{tot}})$, waarbij Φ^{-1} de inverse van de standaardnormale verdeling weergeeft en N_{tot} het totale aantal correlatiecoëfficiënten (54×53). Indien een correlatiecoëfficiënt significant is, krijgt het de waarde 1 en anders de waarde 0. De kolom met de meeste enen c.q. de grootste kolomsom is dan de dominantste gemeente. Tabel 3 geeft de verkregen uitkomsten.

Tabel 3 bevestigt dat de gemeente Groningen de meest dominante gemeente is in Noord-Nederland, gevolgd door Leeuwarden in de provincie Friesland. In Drenthe komt niet duidelijk één gemeente naar voren. In het noorden van Drenthe is Assen het meest dominant, in het oosten Emmen en in het zuiden Westerveld (op de voet gevolgd door buurgemeente Meppel). Dit komt overeen met het beeld dat Drenthe bestaat uit drie arbeidsmarktregio's, één in het noorden gericht op Groningen, één in het zuiden gericht op Zwolle, en één in het oosten rondom Emmen.

Mak (2019) heeft in het kader van zijn afstudeerscriptie middels geavanceerde modellen onderzocht of de gemeente Groningen daadwerkelijk zo dominant is dat het de prijzen in omliggende gemeenten beïnvloedt, maar andersom dat deze omliggende gemeenten geen invloed hebben op de prijzen in de gemeente Groningen. Die hypothese blijkt slechts beperkt op te gaan. Er is een zekere mate van dominantie, maar de omliggende gemeenten hebben lokaal wel degelijk een feedback effect op de prijzen in de gemeente Groningen. Bovendien zijn er meerdere dominante gemeenten, waaronder Leeuwarden.

Met deze lokale, zij het beperkte dominantie van slechts een klein aantal gemeenten dient bij de verklaring van huizenprijzen rekening te worden gehouden. Helaas maakt Zwolle geen onderdeel uit van de data set, maar het is aannemelijk om naast Groningen en Leeuwarden, ook Zwolle als dominante gemeente in het onderzoek te beschouwen.

Tabel 3. Test op dominantie van gemeenten

Gemeente	# Significant	Gemeente	# Significant	Gemeente	# Significant
Groningen	51	Bellingwedde	33	Eemsmond	18
Leeuwarden	46	Hoogeveen	34	Delfzijl	13
Westerveld	45	Dantumadiel	32	Dongeradeel	14
Emmen	44	Grootegeest	31	Appingedam	13
Assen	43	Midden-Drenthe	30	Veendam	12
Tytsjerksteradiel	43	Vlagtwedde	31	Ferwerderadiel	17
De Friese Meren	43	Menterwolde	27	Loppersum	11
De Wolden	42	Stadskanaal	26	Slochteren	10
Meppel	42	het Bildt	25	Winsum	13
		Hoogezand-			
Opsterland	42	Sappemeer	27	Menameradiel	13
Borger-Odoorn	41	Marum	25	Pekela	12
Weststellingwerf	42	Ooststellingwerf	27	Haren	8
Coevorden	40	Leeuwarderadeel	23	Tynaarlo	7
Noordenveld	39	Oldambt	26	De Marne	8
Heerenveen	37	Zuidhorn	25	Smallingerland	6
Aa en Hunze	35	Sudwest-Fryslan	24	Littenseradiel	2
Achtkarspelen	36	Leek	25	Harlingen	2
Franekeradeel	35	Ten Boer	19	Bedum	0
		Kollumerland en			
		Nieuwkruisland	20		

Vaststelling 5: Bij de verklaring van huizenprijzen in Noord-Nederland dient rekening te worden gehouden met een zekere mate van dominantie van de gemeenten Groningen, Leeuwarden en Zwolle.

De wijze waarop dit is gemodelleerd komt aan de orde in paragraaf 4.2.

3. De hedonische prijsvergelijking en matching

De hedonische prijsvergelijking is een economische waarderingsmethode waarbij de prijs van een huis (y) wordt verklaard uit K woningkenmerken (x_1, x_2, \dots, x_K), P omgevingskenmerken (z_1, z_2, \dots, z_P), en specifiek voor dit onderzoek Q aardbevingskenmerken (e_1, e_2, \dots, e_Q):

$$y = b_0 + b_1x_1 + \dots + b_Kx_K + c_1z_1 + \dots + c_Pz_P + d_1e_1 + \dots + d_Qe_Q + \mu_i + \pi_t + \varepsilon, \quad (5)$$

waarbij b_1, \dots, b_K , c_1, \dots, c_P en d_1, \dots, d_Q staan voor coëfficiëntwaarden die de bijdrage meten van elk kenmerk aan de huizenprijs, en b_0 staat voor een constante. Transformaties van de variabelen in het model, zoals de logaritme van de huizenprijs of de logaritme van de huizenprijs per vierkante meter woonoppervlak, zijn toegestaan, mits daar rekening mee wordt gehouden bij de interpretatie van de

uitkomsten. De toevoeging ε symboliseert een storingsterm die de invloed weergeeft van kenmerken die ontbreken aan het model. Sommige van die ontbrekende variabelen zijn specifiek voor een gemeente of specifiek voor een bepaald jaar. De ene gemeente ligt aan zee, de andere niet. De ene gemeente heeft een andere grondsoort dan de andere, bijvoorbeeld klei versus zand. Het ene jaar is er laagconjunctuur, het andere hoogconjunctuur. Men kan met deze gemeenschappelijke ontbrekende variabelen per gemeente of per jaar rekening houden en de coëfficiënten b_1, \dots, b_K , c_1, \dots, c_P en d_1, \dots, d_Q voor onzuiverheden behoeden door in aanvulling op de storingsterm te controleren voor gemeentedummies (μ_i)³ en tijdsdummies (π_t). Deze dummies worden gelijk gesteld aan 1 als een huis is verkocht in gemeente i (waarbij i loopt van 1 tot 55), en 0 voor alle andere gemeenten, en idem dito voor tijdsdummies gelijk gesteld aan 1 als een huis is verkocht in jaar t (waarbij t loopt van 1 tot 25), en 0 voor alle andere jaren. Het opnemen van dummies voor ruimtelijke eenheden als gemeenten en tijdseenheden als jaren is standaard in de hedonische literatuur ter verklaring van huizenprijzen. Toch moeten onderzoekers voorzichtig zijn met het opnemen van gemeentedummies en tijdsdummies, omdat het risico bestaat dat zij het effect van aardbevingen absorberen. Atlas voor Gemeenten (Bosker et al., 2018) controleert bijvoorbeeld niet voor dummies voor ruimtelijke eenheden (uitgezonderd de dummy voor al dan niet ligging in het aardbevingsgebied). Ik kom daar later op terug.

Vergelijking (5) kan niet ongestraft onder alle omstandigheden geschat worden. Elke regressievergelijking, en zo ook deze, moet aan een aantal basisvoorwaarden voldoen om zuivere coëfficiëntschattingen te verkrijgen. Hoewel deze zijn te vinden in de meeste econometrische leerboeken (bijvoorbeeld Wooldridge, 2009), worden ze soms maar al te gemakkelijk uit het oog verloren. Twee belangrijke voorwaarden in dit verband zijn de volgende. De variabelen in de vergelijking dienen stationair te zijn of van dezelfde orde van integratie en de coëfficiënten dienen simultaan geschat te worden. Men kan niet eerst de coëfficiënten c_1, \dots, c_P schatten en vervolgens de coëfficiënten b_1, \dots, b_K , of andersom. Dat leidt onherroepelijk tot onzuivere of inconsistente schattingsresultaten.

3.1 Matching

Een populaire onderzoeksmethode is de difference-in-difference benadering. De onderzoeker vergelijkt het gedrag van een groep die een behandeling heeft ondergaan met die van een controlegroep die deze behandeling niet heeft ondergaan. Deze methode vindt zijn oorsprong in de medische wetenschappen. Men past op een groep mensen een medische handeling toe (de behandelgroep) en vergelijkt de uitkomsten met die van een andere groep mensen die deze behandeling niet heeft ondergaan (de controlegroep). Ook in de economische wetenschappen wordt deze onderzoeksmethode veelvuldig toegepast, maar er kleven wel risico's aan. In dit rapport bespreek ik er drie. Een kritische en diepgravende econometrisch-theoretische analyse van de risico's is te vinden in King en Nielsen (2019).

Waar men in de medische wetenschappen de behandel- en de controlegroep zelf kan vaststellen, dat wil zeggen het is aan de onderzoeker zonder uitzondering bekend welke individuen de behandeling ondergaan en welke niet is dit in de economische wetenschappen lang niet altijd het geval. Welke huizen hebben nu wel last van aardbevingen en kunnen worden ingedeeld in de behandelgroep en

³ Dan wel voor andere ruimtelijke eenheden als gemeenten.

welke huizen hebben geen last van aardbevingen en komen potentieel in aanmerking voor de controlegroep? Als huizen verkeerd worden ingedeeld, bijvoorbeeld als zij worden ingedeeld in de controlegroep terwijl ze in werkelijkheid last hebben van aardbevingen, leidt dat tot een onderschatting van het aardbevingseffect. Dit risico kan alleen worden voorkomen door de impact van aardbevingskenmerken simultaan te schatten met de impact van woning- en omgevingskenmerken. Met andere woorden, onderzoekers dienen dit niet van elkaar scheiden. Men kan niet eerst vooraf bepalen welke gemeenten tot het aardbevingsgebied behoren en vervolgens het aardbevingseffect bepalen. Dit dient simultaan plaats te vinden.

Een tweede probleem is om vast te stellen vanaf welk moment de behandeling is begonnen. In de medische wetenschappen is dit bekend; doctoren weten vanaf welk moment zij met de behandeling zijn gestart. Ook in de economische wetenschappen is dit in een aantal gevallen bekend en kan de difference-in-difference methode succesvol worden toegepast. Munro (2018) bijvoorbeeld onderzoekt de impact van de ramp (aardbeving en als gevolg daarvan vernietiging van een kerncentrale) in Fukushima op huizenprijzen in de omgeving. De onderzoeker kan dat doen omdat hij weet op welke dag deze ramp plaatsvond. Maar bij de Groningse aardbevingen is dit niet duidelijk. De eerste geregistreerde aardbeving van enige importantie (2,4 op de schaal van Richter) vond plaats op 5 december 1991 bij Middelstum. Anders gezegd, de behandeling van de patiënt is al ver in het verleden begonnen maar toen werd hij er nog niet meteen ziek van. Dat begon pas later. Bovendien hebben de woningen in Groningen geen eenmalige behandeling ondergaan, maar een reeks van uitlopende doseringen. Atlas voor Gemeenten (Bosker et al., 2018) hanteert echter als stelregel, deels gebaseerd op Bosker et al. (2016), dat de behandeling pas na de aardbeving op 16 augustus 2012 bij Huizinge effect begon te krijgen op huizenprijzen. Pas vanaf dat moment is de patiënt volgens hun modelaanpak ziek geworden. Bosker et al. (2016) hebben wel huizenprijzen onderzocht voordat de aardbeving plaatsvond in Huizinge, maar alleen in 2012. De periode voor 2012 hebben zij echter nooit en te nimmer meegenomen.

Om te bepalen of woningen al dan niet tot het aardbevingsgebied behoren, hanteert Atlas voor Gemeenten (Bosker et al., 2018) als ondergrens een percentage van 20% van geaccepteerde fysieke schademeldingen ten opzichte van de woningvoorraad in een gebied (zie ook p.20 van het rapport van de commissie). Ook het CBS (2017,2018) hanteert een dergelijke stelregel, al deelt zij woningen in vier groepen in met 0%, 1-30%, 31-54% en 55% of meer als grenswaarden. Echter, waar in het Atlas voor Gemeenten rapport vindt de lezer de hedonische prijsvergelijking van de gekozen voorkeursvariant met alle verkregen coëfficiëntschattingen van én de woningkenmerken, én de omgevingskenmerken, én alle aardbevingskenmerken, inclusief het percentage van geaccepteerde fysieke schademeldingen, waaruit blijkt dat beneden de grens van 20% woningeigenaren hun woningprijzen niet en boven deze grens wel hebben zien dalen. Zonder deze gegevens is wetenschappelijke controle niet mogelijk. Naar alle waarschijnlijkheid is deze regressievergelijking niet beschikbaar omdat de toedeling wel of niet behorend tot de behandel- of controlegroep vooraf is gemaakt op basis van aanvullende statistische informatie, maar niet simultaan binnen de regressievergelijking zelf, als gevolg waarvan de correcte want zuivere coëfficiëntschattingen niet beschikbaar zijn. Dit hoeft niet noodzakelijkerwijs te leiden tot onaannemelijke uitkomsten, maar aannemelijke, doch incorrecte uitkomsten in een zo'n gevoelig dossier moeten zoveel mogelijk worden voorkomen.

Een aanpalend bezwaar is dat Atlas voor Gemeenten geen onderzoek heeft uitgevoerd en ook niet kan uitvoeren voordat de aardbeving bij Huizinge op 16 augustus 2012 heeft plaatsgevonden, omdat de registratie van fysieke schademeldingen pas vanaf dat moment goed op gang is gekomen.⁴ Of de patiënt voor 2012 ziek is geworden, ondanks het feit dat de behandeling al is begonnen in de jaren negentig kan zij en elke andere wetenschapper simpelweg niet onderzoeken middels percentages erkende fysieke schademeldingen, omdat de daartoe benodigde data voor 2012 niet of gebrekkig beschikbaar zijn. Dat is een belangrijke tekortkoming omdat, zoals ik in het vervolg van dit rapport langs andere weg laat zien, de patiënt al in 2007 ziekteverschijnselen is gaan vertonen.

Een derde, laatste en substantieel bezwaar is dat Atlas voor Gemeenten (Bosker et al., 2018) de temporele en cross-sectionele correlatie tussen huizenprijzen bij voorbaat op nul stelt zonder te onderzoeken of dit gerechtvaardigd is. Dit is opmerkelijk temeer omdat in Arcadis/Momentum/Atlas voor Gemeenten (Harmsma et al., 2017) deze veronderstelling uitdrukkelijk niet wordt gemaakt. Het betreft de methode van Momentum die tot op heden door de NAM is gebruikt om woningeigenaren in het aardbevingsgebied voor waardedaling te compenseren. Deze methode houdt wel rekening met temporele en cross-sectionele correlatie c.q. afhankelijkheden tussen huizenprijzen; het selecteert in beginsel namelijk 150 vergelijkbare woningen van de te waardenen woning (met vermeend aardbevingswaardeverlies) in de nabije omgeving die daarvoor in het recente verleden zijn verkocht. Details over deze methode zijn beschreven in Harmsma et al. (2017), alsook Op't Veld et al. (2008) en in het rapport van de commissie (p.16). De commissie prijst ook de door Momentum ontwikkelde methode omdat deze aansluit bij de werkwijze van taxateurs. Tegelijkertijd bekritiseert zij echter deze methode vanwege zijn bewerkelijkheid en het feit dat het leidt tot een opeenstapeling van foutenmarges die bovendien niet worden gerapporteerd (p.19).

De aanprijzing van de werkwijze van de taxateurs door de commissie is te begrijpen omdat die de temporele en cross-sectionele correlatie niet bij voorbaat op nul stellen, conform het data genererende proces beschreven in hoofdstuk 2. Het zoeken naar 150 vergelijkbare woningen van de te waardenen woning is echter teveel van het goede. Die zijn amper te vinden zonder het zoekgebied niet of veel te groot te maken of te ver terug te kijken in het verleden. Volgens de commissie kunnen vergelijkbare woningen tot wel 20 km van de te waardenen woning afliggen en ook al een aantal jaren eerder verkocht zijn (p.16). De commissie acht dit onacceptabel. Naar mijn mening is het beter om een vergelijkbare methodiek toe te passen als bij de WOZ-waarde bepaling, namelijk drie huizen die in het voorafgaande jaar in de nabije omgeving verkocht zijn. Men houdt dan voldoende rekening met de correlatie in ruimte en tijd en de methode blijft toepasbaar en overzichtelijk.

Atlas voor Gemeenten (Bosker et al., 2018) kiest voor het andere uiterste. Op elke te waardenen woning wordt slechts 1 referentiewoning gekozen die bovendien tot ver buiten de provincie Groningen kan liggen, tot aan locaties langs de gehele oostgrens van Nederland, de provincies Limburg en Zeeland, en het noorden van Noord-Holland. Als de commissie een afstand van 20 km voor een referentiewoning in het onderzoek van Harmsma et al. (2017) al teveel vindt, is het niet te begrijpen dat zij deze afstanden

⁴ Ik ben de NAM erkentelijk voor het beschikbaar stellen van deze data ten behoeve van dit onderzoek.

wel acceptabel vindt. Merk hierbij op dat ook referentiewoningen in de provincies Friesland en Drenthe al gauw tot meer dan 20 km verwijderd zijn van de te waarden woning.

Volgens de commissie is de aannahme van Atlas voor Gemeenten (Bosker et al., 2018) dat woningprijzen in de referentiegebieden en in het risicogebied zich in de loop van de tijd op dezelfde wijze bewegen, op het effect van de aardbevingen na, bovendien niet vanzelfsprekend bij dezelfde waarde van de grondprijnsindicator (op deze indicator kom ik hieronder terug) in het basisjaar (p.20). Deze kritische kanttekening is terecht, omdat het veronderstelt dat Groningse woningen los van de ruimtelijk-dynamische context waarin zij zich bevinden kunnen worden overgeplaatst naar een ander landsdeel in Nederland en dan, afgezien van de impact van aardbevingen, dezelfde prijsontwikkeling zullen doormaken. Men kan zich de onjuistheid van deze aannahme voorstellen als een woningeigenaar die een taxatieverslag krijgt toegestuurd waarin de vastgestelde WOZ-waarde niet wordt onderbouwd op basis van 3 woningen verkocht in de nabije omgeving van het voorgaande jaar, maar op basis van 1 woning gelegen elders in Nederland tot op afstanden van 100 km of meer. Nu al komt een deel van de woningeigenaren in het verweer tegen de vastgestelde WOZ-waarde omdat ze zich niet herkennen in de woningen waarmee hun huis wordt vergeleken. Dit zou schrikbarend toenemen als eenzelfde matchingsprocedure op basis van 1 woning 100 km of meer verderop wordt toegepast als van Atlas van Gemeenten.

De volgende methode is door Atlas voor Gemeenten (Bosker et al., 2018) gebruikt om de impact van aardbevingen op huizenprijzen te bepalen.

Stap 1 is dat zij de coëfficiënt(en) d in vergelijking (5) van de variabelen die de geaccepteerde fysieke schademeldingen meten ten opzichte van de woningvoorraad in een gebied al als bekend verondersteld voordat de andere coëfficiënten b en c in deze vergelijking worden geschat. Zij gebruikt een ondergrens van 20%. Alleen die woningen liggen volgens hen in het aardbevingsgebied. Echter, de omvang van het aardbevingsgebied kan in de loop van de tijd veranderen. In panel 2 van Figuur 4 heb ik al laten zien dat sprake is van een opwaartse trend in het aantal huizen onderhevig aan aardbevingen.

Stap 2 is dat bij elke woning één match wordt gezocht van een andere woning elders in Nederland die qua omgevingskenmerken gelijk scoort als de te waarden woning in het aardbevingsgebied. Hiertoe wordt eerst een hedonische prijsvergelijking geschat met uitsluitend omgevingsvariabelen, terug te vinden in bijlage 2 van Atlas voor Gemeenten (Bosker et al., 2018). Hierbij wordt ten onrechte verondersteld dat de coëfficiënten c in vergelijking (5) onafhankelijk kunnen worden geschat van coëfficiënten b en d . Op grond van de geschatte coëfficiënten c van de omgevingskenmerken wordt vervolgens de prijs van de woning voorspeld, de locatiescore genoemd. De commissie noemt dit de grondprijnsindicator. Bij elke te waarden woning in Groningen wordt vervolgens afhankelijk van de locatiescore van die woning een andere woning elders in Nederland uitgekozen die de best vergelijkbare locatiescore heeft. Dit is de kern van de matchingsprocedure. Terecht merkt Atlas voor Gemeenten (Bosker et al., 2018) op dat de locatiescore een optelling is van negatieve en positieve factoren, waardoor de matching op basis van de locatiescore toch scheve matches kan opleveren (p.126). Zij tracht dit te reduceren door restricties op te leggen op de maximale afwijking per locatiekenmerk, maar dit kan niet voorkomen dat scheve matches blijven bestaan. Daar komt bij dat deze werkwijze niet

strookt met het data genererende proces van huizenprijzen. Daar waar deze matchingsmethodiek van Atlas voor Gemeenten zoekt naar vergelijkbare woningen qua omgevingskenmerken, zoeken kopers, verkopers, makelaars en taxateurs op de woningmarkt juist op basis van vergelijkbare woningen qua woningkenmerken.

In stap 3 wordt de dummy bepaald of woningen al dan niet liggen in het aardbevingsgebied, de aardbevingsvariabele cumulatieve grondsnelheid van alle aardbevingen die een huis heeft ondergaan op het moment dat het is verkocht in het risicogebied, en een dummy die gelijk is aan 1 als een budget van 1000 euro of meer is toegekend voor fysiek schadeherstel. De impact van deze variabelen, i.e. de coëfficiënten d van variabelen e in vergelijking (5), wordt simultaan bepaald met die van de woningkenmerken x met coëfficiënten b , maar opmerkelijk niet met die van de locatiekenmerken z met coëfficiënten d . De resultaten van deze deelregressies zijn qua aardbevingskenmerken te vinden in het hoofdrapport en qua woningkenmerken in bijlage 4 van Atlas voor Gemeenten (Bosker et al., 2018).

Deze beschrijving maakt duidelijk dat Atlas voor Gemeenten (Bosker et al., 2018) de coëfficiënten van de hedonische prijsvergelijking stapsgewijs schat in plaats van simultaan. Econometrisch is dit niet verantwoord⁵ en leidt dit tot onzuivere schattingsresultaten op grond waarvan verkeerde beleidsconclusies kunnen worden getrokken.

Vaststelling 6: Het is onjuist te veronderstellen dat Groningse woningen, afgezien van de impact van aardbevingen, dezelfde prijsontwikkeling zullen doormaken op potentiële andere locaties in Nederland vanwege de ruimtelijk-dynamische context waarin zij bevinden. Voorts kunnen woningen ook voor 2012 al hinder hebben ondervonden van aardbevingen en kunnen dergelijke effecten alleen geschat worden als alle coëfficiënten in de hedonische prijsvergelijking simultaan geschat worden in plaats van stapsgewijs.

3.2 Ruimtelijk-dynamische matching rekening houdend met temporele en cross-sectionele correlatie

In deze paragraaf zet ik een matchingsprocedure uiteen, geïnspireerd door het werk van Druckenmiller en Hsiang (2018), die rekening houdt met temporele en cross-sectionele correlatie, c.q. de werkwijze van taxateurs, makelaars, kopers en verkopers actief op de woningmarkt.

Het uitgangspunt is dat voor iedere verkochte woning qua woningkenmerken x een optimale set van m^* vergelijkbare woningen wordt gezocht verkocht binnen in een straal van maximaal k^* kilometers en binnen een voorafgaande periode van maximaal t^* maanden. Als deze set is gevonden wordt het gewogen gemiddelde bepaald van deze m^* woningen voor de woningkenmerken x , de omgevingskenmerken z en de aardbevingskenmerken e , resulterend in x^*, z^* en e^* . Het gewogen gemiddelde hangt af van de mate van vergelijkbaarheid met de te waarderen woning en zal in paragraaf 4.1 nader uiteen worden gezet. Dit leidt tot het equivalent van de hedonische prijsvergelijking in (5), namelijk

⁵ Afgezien van de uitzonderlijk situatie dat de woning- en omgevingskenmerken geen enkele correlatie met elkaar vertonen.

$$y^* = b_0 + b_1x_1^* + \dots + b_Kx_K^* + c_1z_1^* + \dots + c_Pz_P^* + d_1e_1^* + \dots + d_Qe_Q^* + \mu_i + \pi_t + \varepsilon^*. \quad (6)$$

Merk op dat als $m^*=1$ (één matchingswoning), vergelijking (6) volstrekt identiek is aan vergelijking (5) en dat de sterren in vergelijking (6) net zo goed verwijderd kunnen worden. Als $m^*>1$ dan representeren y^*,x^*,z^* en e^* de prijs en karakteristieken van een samengestelde vergelijkbare woning.

De vraag is nu hoe de onderzoeker rekening kan houden met de temporele en cross-sectionale correlatie tussen de waarden woning en de vergelijkbare woningen in de nabije omgeving die voorafgaande aan de te waarden woning zijn verkocht.

Eén methode is die van Atlas voor Gemeenten (Bosker et al., 2018) die veronderstelt dat deze correlatie gelijk is aan nul en daarom dat de geografische locatie van een woning er niet doe doet. Op grond hiervan kiest zij voor vergelijking (5). De commissie doet geen uitspraak over deze aanname, maar ik hoop voldoende te hebben duidelijk gemaakt in vaststellingen 2 en 6 en de toelichtingen daarop dat deze moet worden verworpen. Ik zal deze aanname niettemin nog aan een nadere toets onderwerpen.

Durán en Elhorst (2018) stellen een andere methode voor waarin wel rekening wordt gehouden met temporele en cross-sectionele correlatie. Deze methode substitueert vergelijking (6) in vergelijking (5), leidend tot de volgende hedonische prijsvergelijking in vergelijking (7)

$$y = \delta y^* + b_0 + b_1x_1 + \dots + b_Kx_K + b_1^*x_1^* + \dots + b_K^*x_K^* + c_1z_1 + \dots + c_Pz_P + c_1^*z_1^* + \dots + c_P^*z_P^* + d_1e_1 + \dots + d_Qe_Q + d_1^*e_1^* + \dots + d_Q^*e_Q^* + \mu_i + \pi_t + \varepsilon. \quad (7)$$

Deze methode is als volgt samen te vatten. De variabelen y^*,x^*,z^* en e^* worden aan de hedonische prijsvergelijking in vergelijking (5) toegevoegd en de impact van deze variabelen wordt geschat met eigen specifieke coëfficiënten. Ter onderscheiding met de oorspronkelijke coëfficiënten $b_1, \dots, b_K, c_1, \dots, c_P$ en d_1, \dots, d_Q heb ik deze voorzien met een *. Deze methode is breed omschreven in de ruimtelijke econometrie (LeSage en Pace, 2009, hoofdstuk 2 en 3). De commissie blijkt echter niet overtuigd van deze methode. Volgens haar is deze aanpak niet gericht op het vinden van een oorzaak-gevolg relatie en kunnen de verkregen coëfficiënten aldus niet worden geïnterpreteerd als die in een causale relatie (p.11).

Hoewel ik van mening men dat rekening houden met temporele en cross-sectionele correlatie beter is dan het helemaal geen rekening houden met temporele en cross-sectionele correlatie, geef ik de commissie gelijk dat deze methode die wij in eerste instantie gekozen hadden niet volledig voldoet en daarom verbetering behoeft. Dit is de basis voor de methode die in deze studie wordt toegepast.⁶ Bovendien is er nog een andere reden waarom de methode in vergelijking (7) niet voldoet. Hoe vergelijkbaarder de m^* woningen zijn met de te waarden woning, zeg hoe beter de onderzoeker, koper, verkoper, makelaar of taxateur er in slagen om vergelijkbare woningen te vinden, hoe dichter de coëfficiënt δ bij 1 zal liggen, hetgeen leidt tot een unit-root probleem (Wooldridge, 2009, hoofdstuk 18).

⁶ Ik ben de commissie dankbaar dat door haar kritiek zij mij tot deze andere en betere gedachtegang heeft aanzet.

Een beproefde methode in de tijdreeksanalyse om unit-root problemen op te lossen, is het nemen van eerste verschillen in de tijd, en in de ruimtelijke econometrie van eerste verschillen in de ruimte. Een vergelijkbare methode die beide combineert kan ook worden toegepast op huizenprijzen; eerste verschillen in ruimte en tijd. Dit leidt tot de hedonische prijsvergelijking:

$$y - y^* = b_1(x_1 - x_1^*) + \dots + b_K(x_K - x_K^*) + c_1(z_1 - z_1^*) + \dots + c_P(z_P - z_P^*) + d_1(e_1 - e_1^*) + \dots + d_Q(e_Q - e_Q^*) + \pi_t + \varepsilon - \varepsilon^* \quad (8)$$

Deze vergelijking verklaart het prijsverschil tussen een verkochte woning en zijn optimale set van m^* vergelijkbare woningen als functie van het verschil tussen woning-, omgevings- en aardbevingskenmerken van die verkochte woning en zijn optimale set van m^* vergelijkbare woningen. Als een of meer kenmerken van de verkochte woning en zijn optimale set van m^* vergelijkbare woningen identiek zijn, bijvoorbeeld als zij hetzelfde aantal kamers tellen, kunnen deze kenmerken niet bijdragen aan de verklaring van het prijsverschil. Alleen kenmerken die van elkaar verschillen kunnen bijdragen aan de verklaring van prijsverschillen.

De hedonische prijsvergelijking in (8) geformuleerd in eerste verschillen in ruimte en tijd kent een aantal aantrekkelijke eigenschappen die nadere toelichting verdienen.

De eerste eigenschap is dat het leidt tot een betere matching. Het streven is gericht op het vinden van vergelijkbare woningen die qua woningkenmerken x zoveel mogelijk lijken op de te waardenen woning binnen in een straal van maximaal k^* kilometers en binnen een voorafgaande periode van maximaal t^* maanden, conform het data genererende proces van agenten opererend op de woningmarkt. In het volgende hoofdstuk ga ik hier dieper op in.

De tweede eigenschap is dat nu ook formeel getoetst kan worden of temporele en cross-sectionele correlatie tussen woningen er toe doet, dan wel gelijk aan nul mag worden verondersteld. Vooraf is dit getoetst middels de berekening van correlatiecoëfficiënten over tijd en ruimte en door de berekening van de CD-test van Pesaran en de parameter α , zoals uitgevoerd in hoofdstuk 2. Achteraf kunnen de uitkomsten van deze exploratieve testen worden geverifieerd door de coëfficiëntschattingen die worden verkregen door middel van schatting van de hedonische prijsvergelijking in niveaus, als in vergelijking (5), te vergelijken met de coëfficiëntschattingen die worden verkregen door middel van de hedonische prijsvergelijking in eerste verschillen in ruimte en tijd, als in vergelijking (8). Als coëfficiëntschattingen statistisch identiek zijn, dan kan veilig worden verondersteld dat temporele en cross-sectionele correlatie tussen woningen er niet toe doet. Zijn ze daarentegen statistisch verschillend dan moet deze hypothese worden verworpen.

Door het verschil te nemen tussen vergelijkingen (5) en (6) rijst de vraag hoe te handelen met de constante, gemeenteddummies en tijdsdummies. Als de afstand tussen de te waardenen woning en zijn vergelijkingsset voldoende klein is, en als de tijd die verstreken is tussen de verkoopdatum en de te waardenen woning en zijn vergelijkingsset voldoende kort is, dan valt de constante en vallen deze dummies in vergelijking (5) automatisch weg uit vergelijking (8). Toch is deze aanname niet ongevaarlijk. Als net als bij de WOZ-waardebepaling woningen worden gekozen die in het voorafgaande jaar verkocht

zijn, kan dit verschil in verkoopdatum tot enkele maanden oplopen. Om deze redenen is besloten tijdsdummies π_t in de prijsvergelijking te handhaven. Deze meten in tegenstelling tot die in vergelijking (5) dan het conjuncturele prijsverschil van woningen ten opzichte van het prijsniveau in het voorafgaande jaar.⁷ Omdat een volledige set van tijdsdummies wordt toegevoegd, is het gebruik van een constante (ter voorkoming van perfecte multicollineariteit) overbodig.

Eenzelfde redenering is ook mogelijk voor gemeentedummies, maar omdat de straal waarin vergelijkbare woningen worden gezocht dermate klein is (2,5 km zo zal blijken) is het gerechtvaardigd gemeentedummies μ_i verder buiten beschouwing te laten (zij het dat ik hiervoor langs andere weg controleer, zie hieronder). In veel gevallen zullen de te waarden woning en zijn vergelijkingsset namelijk in dezelfde gemeente liggen. Bovendien worden verschillen in gemeenten ook gedekt door locatienmerken en laat ook Atlas voor Gemeenten (Bosker et al., 2018) gemeentedummies buiten beschouwing. Toch is er wat dit laatste betreft een belangrijk verschil en dat is de derde aantrekkelijke eigenschap. Stel dat op bepaalde locaties sprake is van tijdelijke veranderingen, bijvoorbeeld dat een gemeente besluit een nieuwbouwwijk aan te leggen. Dan duurt het een bepaalde tijd voordat deze wordt aangelegd, weer een bepaalde tijd voordat deze is afgebouwd en bewoond wordt, en tenslotte een bepaalde tijd dat het nieuwe van deze wijk er vanaf is. Al deze veranderingen zijn tijdelijk van aard en lokaal verschillend en kunnen daarom uiteenlopende effecten hebben op huizenprijzen gelegen in de nabije omgeving van deze wijk. Echter, als zowel de te waarden woning en zijn vergelijkingsset voldoende dicht bij elkaar liggen (minder dan 2,5 km), wordt hier voor gecontroleerd omdat beide daardoor beïnvloed worden en het verschil daartussen (grotendeels) wegvalt als eerste verschillen worden genomen in ruimte en tijd. Als de hedonische prijs vergelijking wordt geschat in niveaus (conform vergelijking 5) is het veel moeilijker, zo niet onmogelijk te controleren voor deze verschillen, ook niet middels gemeentedummies omdat die alleen corrigeren voor lokale factoren die constant zijn over de tijd.

Ik kom nu op de veronderstellingen ten aanzien van de storingstermen. De coëfficiënten in vergelijking (8) kunnen worden geschat middels kleinste kwadraten, hetgeen de veronderstelling impliceert dat de storingsterm een verwachting heeft van 0 en een variantie van σ^2 . Echter, omdat ik niet controleer voor gemeentedummies kunnen de storingstermen van huizen verkocht binnen dezelfde gemeente toch enige clustering vertonen waardoor de verwachting van 0 van de storingstermen binnen een gemeente mogelijk niet langer geldt. Om te voorkomen dat dit leidt tot overschatting van de significantieniveaus van de coëfficiëntschattingen werk ik met zogenoemde geclusterde c.q. robuuste standaardfouten en t-waarden, de vierde eigenschap, waarbij de clustering is gebaseerd op de 55 gemeenten in de data set.

De vijfde en laatste te bespreken eigenschap betreft de vraag hoe de impact van aardbevingskenmerken nu wordt gemeten. Dit kan het beste beschreven worden als een dakpansgewijze vergelijking. Het begint met verkochte huizen gelegen in de gemeente Loppersum die het meeste hebben te lijden onder aardbevingen. Deze woningen worden qua prijs en kenmerken vergeleken met woningen in de nabije

⁷ Een zijdelings effect is dat het niet uitmaakt of de huizenprijzen in reële of in nominale waarden worden uitgedrukt. Met uitzondering van de tijdsdummies heeft dit geen effect op de coëfficiënten van de variabelen in de hedonische prijsvergelijking.

omgeving en in de voorafgaande periode. Hoewel ook deze woningen (tot op 2,5 km afstand) te maken hebben gehad met aardbevingen, is dat wel in mindere mate. Vervolgens worden deze woningen op hun beurt vergeleken met nog verderaf gelegen woningen in een straal van 2,5 km en verder terug in de tijd en daarom nog minder te maken hebben gehad met aardbevingen. Op basis van deze verschillen in dosering kan het effect van aardbevingen worden bepaald.

Dakpansgewijs komt deze methode uiteindelijk uit bij woningen die steeds verder weg liggen van Loppersum of verder teruggaan in de tijd, totdat het bij woningen aanbelaand die geen last hebben van aardbevingen, want gelegen buiten het nog te bepalen aardbevingsgebied, of totdat het zover teruggaat in de tijd, wellicht zelfs in de gemeente Loppersum zelf, dat er zo weinig aardbevingen hebben plaatsgevonden dat de huizenprijzen er nog niet onder leden. Dakpansgewijs schuift deze methode aldus verder weg van het potentiële aardbevingsgebied en verder terug in de tijd tot voorbij de buitenste ring van het aardbevingsgebied en/of het moment dat aardbevingen effect hadden. Deze dakpansgewijze vergelijking slaagt vanzelfsprekend het beste als het onderzoeksgebied voldoende groot is en de onderzochte periode voldoende lang. Dit verklaart ook waarom in dit onderzoek wordt gewerkt met huizenprijzen geobserveerd in Noord-Nederland, de provincies Groningen, Friesland en Drenthe, over de periode 1993-2017. Het voordeel van het werken met deze drie provincies is bovendien dat ze economische kenmerken vertonen die sterk met elkaar overeenkomen. Ze zijn binnen Nederland perifeer gelegen, kennen alle drie een nationaal bovengemiddelde werkloosheids- of werkgelegenheidsproblematiek, trekken samen op in SNN-verband, en hebben alle drie te maken met krimpgebieden. Deze mate van economische overeenkomst is groter dan die met provincies als Overijssel, Gelderland, Limburg, Zeeland en het noorden van Noord-Holland.

Vaststelling 7: De hedonische prijsvergelijking in eerste verschillen in ruimte en tijd leidt tot een betere matching, want op basis van woningkenmerken, biedt de mogelijkheid het belang van temporele en cross-sectionele correlatie formeel te toetsen, controleert voor conjuncturele invloeden en lokaal-tijdelijke veranderingen en meet de impact van aardbevingen in ruimte en tijd middels een dakpansgewijze vergelijking.

4. Basisresultaten

4.1 Vergelijkbare woningen

In deze paragraaf worden de basisresultaten besproken van de geschatte hedonische prijsvergelijking. De bespreking van de impact van aardbevingskenmerken volgt later. Het onderzoek begint met het zoeken naar vergelijkbare woningen. Tabel 4 geeft een overzicht van de in dit onderzoek gebruikte woon- en omgevingskenmerken. Volgens Op't Veld et al. (2008, tabel 4.1) bestaan er, gerangschikt naar relevantie, drie groepen van woningkenmerken bepalend voor de marktwaarde van een huis: (i) kenmerken die van primair belang zijn omdat ze niet kunnen worden veranderd, waaronder locatie, type huis, en grootte van de woning, (ii) kenmerken die van ondergeschikt belang zijn omdat ze kunnen

worden veranderd, waaronder de staat van onderhoud en oriëntatie van de tuin, en (iii) kenmerken die subjectief zijn zoals de keuken (nieuw, oud, kleur, open, woonkeuken). Tenslotte stellen Op't Veld et al. (2008) dat woningen tenminste van hetzelfde woningtype moeten zijn willen ze überhaupt vergelijkbaar zijn.

In de laatste kolom van tabel 4 onderscheid ik twee categorieën van woningkenmerken. In navolging van Op't Veld et al. (2008, tabel 4.1) onderscheid ik dezelfde primaire kenmerken aangeduid met nummer 1. De secundaire en subjectieve kenmerken neem ik samen en duid ik aan met nummer 2. De variabelen gemeten op een continue schaal heb ik bovendien gediscrètiseerd, als aangegeven in Tabel 4, vergelijkbaar met de werkwijze in Op't Veld et al. (2008). Tenslotte leg ik net als hen de eis op dat woningen alleen vergelijkbaar zijn als ze van hetzelfde woningtype zijn, waarbij ik zes typen beschouw: tussenwoning, schakelwoning, hoekwoning, helft van dubbel, vrijstaand en appartement.

Van de set van minder relevant geachte woningkenmerken (categorie 2) heb ik per kenmerk eerst de gemiddelden bepaald over alle woningen in de steekproef en volgens voor iedere woning in de steekproef de Euclidische afstand tot dit gemiddelde. Als bijvoorbeeld de doorsnee woning 1 balkon heeft en de te waarderen woning geen balkon dan bedraagt de afstand voor dit kenmerk 1. Als de doorsneewoning bovendien goed is onderhouden, maar de waarderen woning slecht, dan loopt de Euclidische afstand op tot $\sqrt{(1-0)^2 + (1-0)^2} = \sqrt{2}$. En zo verder voor alle categorie 2 kenmerken tezamen. Hoe meer de verschillen met betrekking tot deze secundaire woningkenmerken tussen een woning in de steekproef en de doorsnee woning uiteenlopen, hoe groter de Euclidische afstand. Deze Euclidische afstand heb ik vervolgens toegevoegd aan de set van primaire variabelen (categorie 1).

Deze set van primaire variabelen heb ik vervolgens gebruikt om de Mahalanobis afstand te berekenen. Deze is in vectornotatie gedefinieerd als

$$d_{ij} = \sqrt{(X_i - X_j)C^{-1}(X_i - X_j)'} \quad (9)$$

waarbij i staat voor woning i en j voor woning j , X_i en X_j vectoren representeren van woningkenmerken toebehorend aan respectievelijk woning i en j behorend tot categorie 1, en C de covariantiematrix aangeeft van alle categorie 1 variabelen berekend over alle woningen in de steekproef. Op grond van deze Mahalanobis afstand heb ik tenslotte de m^* meest vergelijkbare woningen gezocht verkocht binnen in een straal van maximaal k^* kilometers en binnen een voorafgaande periode van maximaal t^* maanden.

Tabel 4. Overzicht van woon- en omgevingskenmerken

Variabele	Hedonische prijsvergelijking	Similariteit (categorie 1 of 2)
Afstand tot Groningen	X	
Afstand tot Leeuwarden	X	
Afstand tot Zwolle	X	
Woningtype		Basisvoorwaarde: tussenwoning, schakelwoning, hoekwoning, helft van dubbel, vrijstaand, appartement
Aantal verdiepingen	X	1
Gebruiksoppervlakte (m2)	X	1: [0 50 100 150 200 1000]
Perceeloppervlakte (m2)	X	1: [0 50 100 200 300 400 500 1000 100000]
Aantal kamers	X	1
Aantal balkons	X	2
Tuinoppervlakte	X	1: [0 50 100 200 300 400 500 1000 100000]
Erfpacht (dummy)	X	2
Gemeubileerd (dummy)	X	1
Inhoud (m3)	X	1: [0 100 200 300 400 500 600 1000 1500 10000]
Zolder (dummy)	X	1
Kelder (dummy)	X	1
Lift (dummy)	X	2
Monument (dummy)	X	2
Nieuwbouwhuis (dummy)	X	1
Garage (dummy)	X	2
Schuur (dummy)	X	2
Geen parkeerplaats (dummy)	X	2
Mooie ligging (dummy)	X	2
Ligging aan drukke weg (dummy)	X	2
Centrumligging (dummy)*	X	2
Ligging in woonwijk (dummy)*	X	2
Onderhoud binnen = redelijk tot goed ^d	X	2
Onderhoud binnen = goed, uitstekend ^d	X	2
Onderhoud buiten = redelijk tot goed ^d	X	2
Onderhoud buiten = goed, uitstekend ^d	X	2
Bouwperiode 1906-1930**	X	
Bouwperiode 1931-1944**	X	
Bouwperiode 1945-1959**	X	
Bouwperiode 1960-1970**	X	
Bouwperiode 1971-1980**	X	
Bouwperiode 1981-1990**	X	
Bouwperiode 1991-2000**	X	
Bouwperiode 2001 en later**	X	
Isolatie (dummy)	X	2
Verwarming: gaskachel of kolen***	X	2
Verwarming: CV-ketel***	X	2
Open haard (dummy)	X	2
Bevolkingstrend	X	

*Dummy ten opzichte van ligging buiten bebouwde kom. **Dummies ten opzichte van bouwperiode van voor 1905.

*** Dummies ten opzichte van geen verwarming. ^d Onderhoud ten opzichte van slecht tot matig.

Om de optimale waarden te bepalen van m^* , k^* en t^* heb ik een Monte Carlo simulatie experiment opgezet voor verschillende waarden van m ($m=1, \dots, 5$ huizen), verschillende waarden van k ($k=1, 2, 2.5, 3, 4, 5, 6, 7, 7.5, 8, 9, 10$ kilometer) en verschillende waarden van t ($t=1, 2, \dots, 12$ maanden), resulterend in 720 runs. Per run ben ik nagegaan wat de verklaringskracht is van de regressievergelijking waarin de prijs y van een woning wordt verklaard door de gewogen prijs van de gevonden vergelijkbare woningen, waarbij de weging is gebaseerd op de inverse waarde van de Mahalanobis afstand, zodat meer vergelijkbare woningen een groter gewicht krijgen dan minder vergelijkbare woningen binnen de geselecteerde groep van 1, 2, 3, 4 of 5 woningen; wat de coëfficiënt is van y^* ; en wat de dekkingsgraad is. De laatste maatstaf laat zich het best uitleggen met een voorbeeld. In de run waarbij $k=1$ kilometer bedraagt, $t=1$ maand, en naar $m=5$ vergelijkbare huizen wordt gezocht, wordt voor slechts 45,9% van de woningen een volledig gevulde vergelijkingsset gevonden. Omgekeerd resulteert in de run voor $k=10$ kilometers en $t=12$ maanden, waarin naar $m=1$ vergelijkbare woning wordt gezocht, voor 99,9% van de woningen een volledig gevulde vergelijkingsset. Dit percentage noem ik de dekkingsgraad.

Zoekende naar de optimale mix, kwamen steevast die combinaties van (k, l, m) naar boven waar m gelijk is aan 3, waarschijnlijk niet toevallig gelijk aan het aantal woningen dat doorgaans ook bij de WOZ-waardebepaling wordt gebruikt. Als k klein is maar t voldoende groot, of andersom, als t klein is maar k voldoende groot, stijgt de dekkingsgraad naar waarden boven de 95%, maar is de verklaringskracht van y^* ten opzichte van y relatief laag, circa 60% of lager. De optimale mix ontstaat bij de combinatie van $k=2,5$ kilometer, $t=6$ maanden, en $m=3$ woningen. De dekkingsgraad bedraagt dan 95,6%, de verklaringskracht 66,8%, en de coëfficiënt van y als functie van y^* 1,004.⁸ Dit betekent dat met behulp van de informatie van de 3 meest vergelijkbare woningen qua woningkenmerken die in een straal van 2,5 km en in de voorafgaande 6 maanden verkocht zijn de prijs van de te waarderen woning voor circa 2/3 deel verklaard kan worden. De (nog) niet-verklaarde verschillen worden veroorzaakt door verschillen in woning-, omgevings- en aardbevingskenmerken, en overige factoren zoals de onderhandelingskracht van de koper, verkoper en ingehuurde makelaar(s). Het zijn deze waarden van k , l en m waarmee ik in dit onderzoek verder reken. Bij deze waarde van $k=2,5$ kilometer is het ook niet nodig om nog te controleren voor gemeenteddummies, als betoogd in sectie 3.2. Tenslotte dient te worden opgemerkt dat de nabijheid van de 3 meest vergelijkbare woningen in stedelijk gebied kleiner is dan die in ruraal gebied, ook al liggen deze 3 woningen in beide gevallen binnen een straal van 2,5 kilometer.

Vaststelling 8: De optimale vergelijkingsset van iedere verkochte woning bestaat uit de drie meest vergelijkbare woningen qua woningkenmerken die binnen een straal van 2,5 kilometer in de afgelopen 6 maanden verkocht zijn.

⁸ Dit bevestigt het unit-root probleem vastgesteld in sectie 3.2. Als y wordt geregresseerd op y^* met coëfficiënt δ , conform vergelijking (7) maar dan zonder andere regressoren dan y^* , resulteert een schatting van δ dicht bij 1.

4.2 Basis regressieresultaten

Tabel 5 rapporteert de basisregressieresultaten. De eerste kolom omschrijft het jaartal, woning- of omgevingskenmerk dat is opgenomen in de regressievergelijking. De volgende twee kolommen geven de geschatte coëfficiëntwaarde van het jaartal of kenmerk en de bijbehorende geclusterde c.q. robuuste t -waarde, indien de hedonische prijsvergelijking wordt geschat in niveaus, conform vergelijking (5), en geen rekening wordt gehouden met de aanwezigheid van temporele of cross-sectionele correlatie. De laatste drie kolommen geven de geschatte coëfficiëntwaarde van het jaartal of kenmerk, de bijbehorende standaard t -waarde en de geclusterde c.q. robuuste t -waarde, indien de hedonische prijsvergelijking wordt geschat in eerste verschillen in ruimte en tijd, conform vergelijking (8), en wel rekening wordt gehouden met de aanwezigheid van temporele of cross-sectionele correlatie.

Een aantal zaken verdienen nadere toelichting:

1. De hedonische prijsvergelijking bevat geen variabelen die het woningtype meten. Dit komt doordat in het zoekproces naar vergelijkbare woningen uitdrukkelijk is gezocht naar woningen van hetzelfde type en als gevolg daarvan de variabele $x-x^*$ gelijk is aan nul en daarmee geen effect sorteert zodra eerste verschillen in ruimte en tijd worden genomen.
2. Aan de vergelijking is de afstand in kilometers tot de dichtstbijzijnde stad, ofwel Groningen, ofwel Leeuwarden ofwel Zwolle, toegevoegd gemeten in kilometers om zo gestalte te geven aan het stylized fact in paragraaf 2.2 dat deze gemeenten een beperkte mate van dominantie vertonen in het prijsvormingsproces van woningen in Noord-Nederland. In de vergelijking met verschillen in ruimte en tijd, blijken de drie verkregen coëfficiënten een waarde aan te nemen van circa 0,01, oftewel circa 1% prijsdaling per kilometer dat een woning van het centrum van één van deze gemeenten is verwijderd. Dat mag een aanzienlijk afstandsverval effect worden genoemd. In de vergelijking geschat in niveaus blijken deze coëfficiënten aanzienlijk kleiner en ook diffuus, hetgeen duidt op misspecificatie van de vergelijking in niveaus.
3. Voorts is een bevolkingstrend toegevoegd om zo gestalte te geven aan de tendens dat steden in omvang toenemen, terwijl sommige rurale delen van de provincies Groningen, Friesland en Drenthe onderhevig zijn aan krimp, en welke in het onderzoek van het CBS (2017,2018) zo'n prominente plaats innemen. Hiertoe heb ik per postcode 4 gebied gegevens verzameld van het CBS over de bevolkingssomvang over de periode 1993-2017 (voor zover beschikbaar) en per PC4 gebied op basis van de beschikbare data een bevolkingstrend geschat. Vervolgens heb ik volgens de marktpotentiaal formule een gewogen bevolkingstrend bepaald van het PC4 gebied en de PC4 gebieden in de omgeving. Deze formule is als volgt:
$$\text{Bevolkingstrend } PC4_i = \sum_{j=1}^{N_{PC4}} \text{Lokale } PC4 \text{ trend}_j / d_{ij} ,$$
waarbij d_{ij} de afstand weergeeft tussen PC4 gebieden en d_{ii} gelijk is gesteld aan 1. Deze bevolkingstrend produceert een positief en significant effect. Als de bevolkingstrend positief is, stijgen huizenprijzen, als deze trend negatief is, hetgeen duidt op krimp, dalen huizenprijzen.
4. De verklaringskracht van de regressievergelijking in niveaus lijkt hoger dan die van de regressievergelijking in eerste verschillen in ruimte en tijd. Harvey (1980) legt echter uit dat de R^2 van vergelijkingen in niveaus en eerste verschillen onvergelijkbaar zijn en dat beter gekozen kan

Tabel 5. Basisregressieresultaten hedonische prijsvergelijking geschat over de periode 1993-2017

Jaartal of kenmerk	Coef vgl (5) in niveaus	t-waarde	Coef vlg (8) verschillen	t-waarde	Geclusterde t-waarde
1993	10,283	236,97	0,034	7,69	6,54
1994	10,335	231,89	0,021	6,80	6,13
1995	10,357	228,63	0,023	9,22	7,18
1996	10,424	236,27	0,027	12,19	10,33
1997	10,493	236,80	0,026	12,52	8,01
1998	10,554	227,16	0,036	18,52	13,04
1999	10,723	221,88	0,060	32,02	23,86
2000	10,864	203,89	0,049	26,03	22,09
2001	10,969	214,72	0,042	23,33	16,81
2002	11,036	222,75	0,029	16,37	12,80
2003	11,065	235,71	0,025	14,32	9,69
2004	11,128	229,81	0,030	17,11	18,61
2005	11,173	218,40	0,026	15,45	18,89
2006	11,203	213,51	0,024	14,80	13,62
2007	11,228	209,87	0,020	12,09	11,12
2008	11,232	214,97	0,017	9,32	5,55
2009	11,201	215,33	0,010	4,72	5,30
2010	11,206	215,63	0,013	6,66	6,17
2011	11,181	205,24	0,004	1,73	2,01
2012	11,116	200,50	-0,004	-1,67	-1,78
2013	11,076	195,45	0,003	1,53	1,56
2014	11,089	196,64	0,011	5,77	7,06
2015	11,109	193,18	0,012	6,89	7,18
2016	11,144	187,70	0,018	11,69	9,71
2017	11,196	180,79	0,018	11,60	9,60
Afstand tot Groningen	-3,04E-03	-2,53	-0,011	-19,64	-1,61
Afstand tot Leeuwarden	2,79E-04	0,18	-0,010	-18,08	-1,70
Afstand tot Zwolle	-4,07E-04	-0,39	-0,010	-17,81	-1,60
Aantal verdiepingen	-0,015	-1,56	-2,74E-02	-23,88	-8,19
Gebruiksoppervlakte (m2)	0,004	23,11	0,003	194,53	31,53
Perceeloppervlakte (m2)	2,31E-05	19,98	2,10E-05	119,37	24,67
Aantal kamers	0,025	9,94	0,033	63,63	18,44
Aantal balkons	0,009	1,19	0,012	10,43	0,95
Tuinoppervlakte	1,28E-07	0,80	-5,15E-08	-0,40	-0,35
Erfpacht	-0,108	-2,09	-0,058	-15,32	-2,86
Gemeubileerd	-0,147	-2,76	-0,213	-25,05	-4,62
Inhoud (m3)	1,83E-04	10,22	1,68E-04	62,08	12,18
Zolder	0,001	0,19	0,009	5,59	2,58
Kelder	0,050	3,84	0,046	15,19	10,28
Lift	-0,020	-0,86	0,032	12,62	4,06

Monument	0,069	5,91	0,082	21,48	7,12
Nieuwbouwhuis	-0,019	-1,43	-0,019	-2,92	-1,43
Garage	0,082	8,59	0,069	52,37	24,52
Schuur	-0,007	-1,88	-0,001	-1,45	-0,44
Geen parkeerplaats	-0,130	-12,73	-0,088	-69,52	-21,75
Mooie ligging	0,049	3,75	0,053	60,06	6,71
Ligging aan drukke weg	-0,022	-2,97	-0,025	-12,73	-4,33
Centrumligging	0,018	1,51	0,015	9,94	1,57
Ligging in woonwijk	-0,052	-5,41	-0,046	-47,55	-8,11
Bouwperiode 1906-1930	0,015	0,76	-0,005	-2,69	-0,53
Bouwperiode 1931-1944	0,042	1,24	0,009	4,11	0,44
Bouwperiode 1945-1959	-0,010	-0,23	-0,046	-20,20	-2,08
Bouwperiode 1960-1970	-0,053	-1,33	-0,079	-37,81	-3,06
Bouwperiode 1971-1980	-0,036	-0,87	-0,036	-17,65	-1,69
Bouwperiode 1981-1990	0,037	0,84	0,034	15,82	1,40
Bouwperiode 1991-2000	0,181	4,42	0,154	71,65	6,70
Bouwperiode 2001 en later	0,203	4,37	0,197	76,96	7,53
Ohd-binnen redelijk-goed	0,067	9,55	0,062	17,36	10,83
Ohd-binnen goed-uitstekend	0,153	15,66	0,147	40,26	23,00
Ohd-buiten redelijk-goed	0,047	4,91	0,058	15,73	7,93
Ohd-buiten goed-uitstekend	0,102	8,24	0,114	30,33	13,02
Isolatie	0,013	1,81	0,016	14,50	6,79
gaskachel of kolen	-0,097	-10,70	-0,074	-26,62	-10,55
CV-ketel	0,010	1,35	0,016	6,53	2,99
Open haard	0,145	15,36	0,087	58,92	41,90
Bevolkingstrend	3,56E-04	2,65	1,37E-04	21,45	2,90
R^2	0,76		0,53		
σ^2	0,0584		0,0446		

worden voor de vergelijking met de laagste schatting van de residuele kwadratensom σ^2 . Dat blijkt met een circa 24% lagere σ^2 de vergelijking te zijn in eerste verschillen in ruimte en tijd.

5. Alle woningkenmerken hebben het verwachte teken, zowel in de vergelijking geformuleerd in niveaus als in eerste verschillen in ruime en tijd, en zullen daarom niet nader worden besproken.

Een cruciale te toetsen hypothese is nu of de coëfficiënten van het model geschat in niveaus statistisch gezien dezelfde waarden aannemen als die in het model geschat in verschillen. De coëfficiënten van de jaardummies dienen hierbij buiten beschouwing te worden gelaten, omdat die in de eerste vergelijking prijsniveaus meten en in de tweede vergelijking het verschil in prijsniveau ten opzichte van het voorgaande jaar. Voor veel variabelen lijken de coëfficiënten niet bijzonder veel af te wijken van elkaar en daarmee lijkt de hedonische prijsvergelijking in niveaus acceptabele uitkomsten te genereren. Of elke extra kamer de prijs van een woning nu doet stijgen met 2,5% of 3,3% is moeilijk te zeggen. Beide uitkomsten zullen als even aannemelijk overkomen.

Maar er zijn ook kenmerken waarvoor de verschillen aanzienlijk groter zijn. De afstanden tot de steden Groningen, Leeuwarden en Zwolle zijn al genoemd. De verschillen zijn ook groot voor de kenmerken zoals Erfpacht, Zolder, Lift, Schuur, Bouwperiode 1906-1930, Bouwperiode 1931-1944, Bouwperiode 1945-1959, CV-ketel en bevolkingstrend.

Statistisch kan formeel getoetst worden middels een Wald-test of de verschillen tussen beide sets van coëfficiënten significant van elkaar verschillend zijn of niet. Deze toetsgrootheid is chi-kwadraat verdeeld met v vrijheidsgraden, waarbij v het aantal coëfficiënten dat wordt vergeleken. Hierbij zijn de geclusterde variantie-covariantie matrices gebruikt. De uitkomst van deze toets bedraagt maar liefst 1067,5 met 41 vrijheidsgraden en kent bij dit aantal vrijheidsgraden en een significantie niveau van 5% een kritische waarde van 56,66. Dat leidt tot de volgende vaststelling.

Vaststelling 9: De nul-hypothese – coëfficiëntschattingen van de hedonische prijsvergelijking geschat in niveaus zijn gelijk aan die van de hedonische prijsvergelijking geschat in eerste verschillen in ruimte en tijd zijn identiek – moet worden verworpen. Dit betekent dat temporele en cross-sectionele correlatie tussen woningen er toe doet en niet gelijk aan nul mag worden verondersteld c.q. niet mag worden verwaarloosd. Daarmee valt een belangrijk fundament onder het onderzoek van Atlas voor Gemeenten (Bosker et al., 2018) weg.

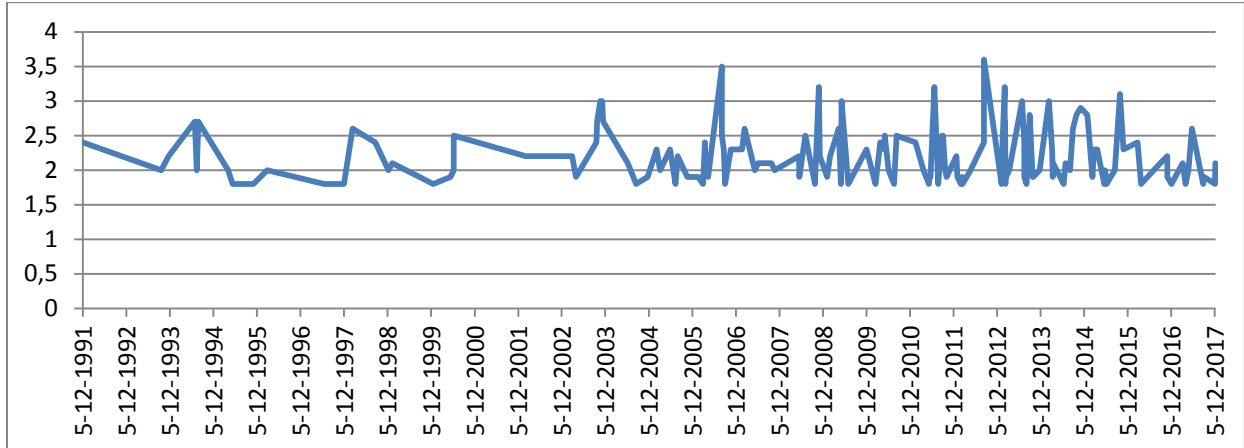
5. Aardbevingen

Om de grondsnelheid van aardbevingen te meten (peak ground velocity, kortweg PGV), hebben voorgaande onderzoeken als Koster en Van Ommeren (2015), Atlas voor Gemeenten (2017), Durán en Elhorst (2018) aanvankelijk gebruik gemaakt van de aardbevingsformules ontwikkeld door Dost et al. (2004). Maar net zo als het voorliggende onderzoek naar de impact van aardbevingen op huizenprijzen, heeft ook dit type onderzoek zich verbeterd en zijn betere en preciezere formules ontwikkeld door Bommer et al. (2016, 2017). Deze nieuw ontwikkelde formules zijn ook toegepast in het onderzoek van Atlas voor Gemeenten (Bosker et al., 2018, bijlage 5). In dit onderzoek pas ik precies dezelfde formules

toe. Het heeft dan ook geen zin de mathematische formulering in deze studie opnieuw uiteen te zetten, de geïnteresseerde lezer kan eenvoudig de genoemde studies van Bommer et al. (2016, 2017) en Atlas voor Gemeenten (Bosker et al., 2018, bijlage 5) raadplegen.

Volgens Bommer et al. (2016, 2017) kunnen alleen aardbevingen vanaf 1,8 op de schaal van Richter grondversnellingen veroorzaken die merkbaar zijn en is de invloed van de grondsoort verwaarloosbaar.⁹ Om die reden worden alleen aardbevingen in het Groningerveld van 1,8 of meer in ogenschouw genomen. Het gaat hierbij om 151 aardbevingen tot aan 31 december 2017 (de laatste dag van mijn bestand van verkochte woningen) hebben plaatsgevonden. Figuur 5 geeft een overzicht van de spreiding van de aardbevingen over de tijd. Duidelijk zichtbaar is de zwaarste aardbeving die tot nu toe plaatsvond op 16 augustus bij Huizinge met een kracht van 3,6 op de schaal van Richter. Maar ook voordien en nadien hebben zich vele en krachtige bevingen voorgedaan. Een uitschieter is ook de aardbeving op 8 augustus 2006 bij Westeremden (niet ver van Huizinge) met een kracht van 3,5 op de schaal van Richter. Tussen deze twee aardbevingen in, de periode 8 augustus 2006 en 16 augustus 2012 neemt de frequentie en de kracht van de aardbevingen ook zichtbaar toe ten opzichte van de periode daarvoor. Opmerkelijk in dit verband is dat de drie onderzoeken die Atlas voor Gemeenten in dit dossier inmiddels heeft uitgevoerd hiervan geen effect hebben kunnen vinden op huizenprijzen. Als de behandeling al zo ver in het verleden is gestart en de dosering alleen maar toegenomen, moeten op een eerder tijdstip ziekteverschijnselen waarneembaar zijn.

Figuur 5. Ontwikkeling van het aantal en de kracht op de schaal van Richter (Linkeras) van aardbevingen in het Groninger gasveld van minimaal 1,8 tot aan 31 december 2017



Ook na 16 augustus 2012 bleven aardbevingen zich voordoen, met name in 2013. Pas na januari 2014 toen de toenmalige minister van Economische Zaken, Henk Kamp, aankondigde de gaswinning terug te dringen, lijkt de heftigheid iets afgenomen, ook al deden zich ook op 13 februari 2014, 30 september

⁹ Op p.1 van hun rapport verschenen in 2017 schrijven ze: “the minimum magnitude selected was 1.8, since smaller events than this cannot be of any relevance to impact on the built environment and furthermore the signals would be so weak as to make retrieval of usable numbers of reliable amplitudes very challenging.” Voorts schrijven ze op p.2 van hun rapport verschenen in 2016: “... it was found that the influence of V_{s30} in the predictions is almost negligible.

2015, 8 januari 2018 en 22 mei 2019 bevingen voor groter of gelijk aan 3 op de schaal van Richter (de laatste twee bij Zeerijp en Westerwijtwerd buiten de onderzoeksperiode).

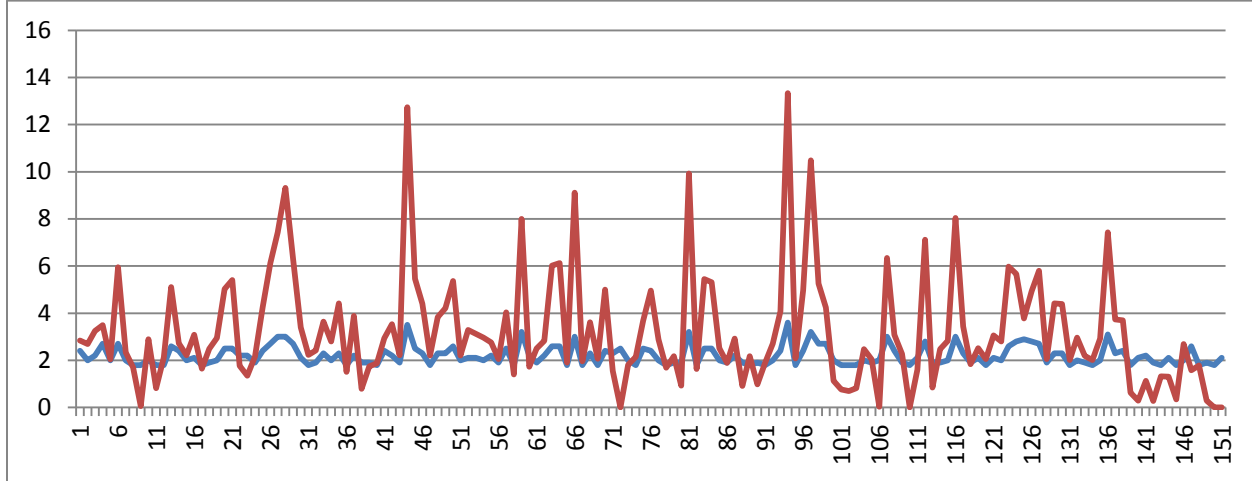
Om het effect van aardbevingen op huizenprijzen te meten gebruik ik net als in Durán en Elhorst (2018) en Atlas voor Gemeenten (Bosker et al., 2018) het cumulatieve totaal van de grondversnellingen van alle aardbevingen, maar nu alleen van 1,8 of meer op de schaal van Richter, tot aan de dag waarop een woning is verkocht. Hierbij houd ik rekening met de afstand tussen de locatie van de woning en de locatie van de beving. Een beving ver verwijderd van de locatie van de woning veroorzaakt namelijk minder grondversnelling dan een beving dichtbij (conform de formules van Bommer et al., 2016, 2017).

Ik werk niet met het aantal voelbare bevingen, want wat voelbaar is of niet is subjectief bepaald en ik wil voorkomen dat subjectiviteit bepaalt hoe groot de waardedaling is.¹⁰ Bovendien gaat bij het gebruik van aantallen aardbevingen informatie verloren over de intensiteit van de aardbevingen. Twee aardbevingen, een van 2 en een van 3 op de schaal van Richter (gemeten op de locatie van de woning), tellen als 2 voelbare aardbevingen, toch is de aardbeving van 3 op de schaal van Richter aanzienlijk ernstiger dan die van 2, omdat de grondsnelheid wordt gemeten op een logaritmische schaal en het verschil in grondsnelheid tussen twee bevingen een veelvoud is dan dat van 3 ten opzichte van 2. Figuur 6 laat zien dat als aardbevingen worden geïllustreerd naar de schaal van Richter (blauwe lijn) of naar de mate van grondversnelling (rode lijn, vergelijkbaar geschaald op linkeras) tussen beide een groot verschil bestaat. Met het aantal voelbare aardbevingen wordt aan dit verschil onvoldoende recht gedaan. Ik werk ook niet met het aantal erkende fysieke schademeldingen, want ook dat is subjectief bepaald, zowel van de kant van de gedupeerde die een schade meldt (of juist niet), als van de kant van de taxateur die bepaalt of een schade wordt erkend. Daarnaast is de ene fysieke schade de andere niet. Een toe- of afgewezen claim van 50.000 euro heeft een heel andere lading dan die van 1.000 euro. Net als het aantal aardbevingen wordt met alleen het stempel erkend of niet aan dergelijke verschillen onvoldoende recht gedaan. Het belangrijkste dat telt is of de verkoper en de koper van een huis als gevolg van een objectieve maatstaf, die de ernst van de aardbevingsproblematiek zo goed mogelijk benadert, tot een lagere prijs komen dan als er geen aardbevingen zouden zijn geweest.

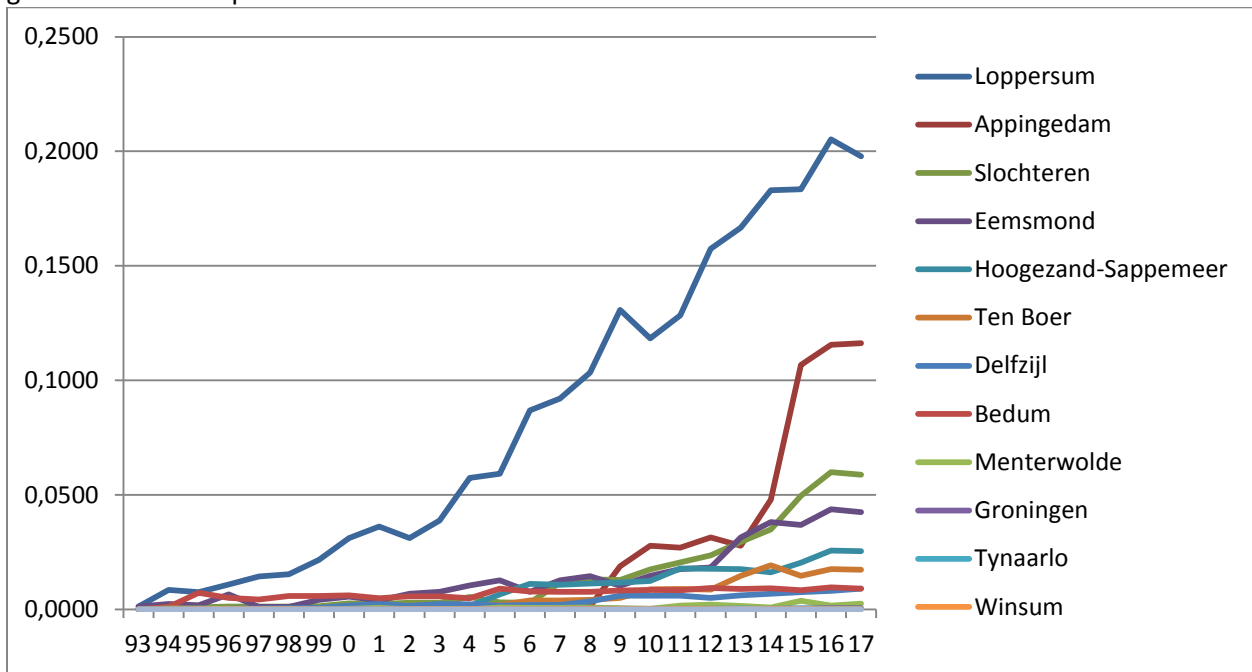
Figuur 7 laat het gemiddelde cumulatieve totaal van de grondversnellingen van verkochte woningen per gemeente zien over de periode 1993-2017. Duidelijk is dat Loppersum koploper is en dat de aardbevingsproblematiek gemeten naar dit cumulatieve totaal van de grondversnellingen zich al het einde van de negentiger jaren manifesteerde. Tweede in de rij is Appingedam, een gemeente die vooral vanaf 2014 ernstig te lijden heeft gehad. Daarna volgen gemeenten in een middengroep: Slochteren, Eemsmond en Hoogezand-Sappemeer. Tenslotte resteert een laatste groep met overige aardbevingsgemeenten. De gemiddelden kunnen hierbij lager zijn dan verwacht, omdat een gemeente aan de rand van het aardbevingsgebied kan zijn gelegen, waardoor een deel van de huizen wel en een ander deel geen last hebben gehad van aardbevingen. Daardoor kan het ook voorkomen dat een gemeente in Figuur 6 nu nog niet naar boven komt, maar later in het onderzoek wel.

¹⁰ Daarom heb ik ook geëxperimenteerd met andere waarden van 1,8 als ondergrens van relevante aardbevingen uit het onderzoek van Bommer et al. (2016, 2017). Hieruit bleek dat 1,8 een solide ondergrens is.

Figuur 6. De 151 Aardbevingen naar de kracht op de schaal van Richter en naar grondversnelling (blauw gemeten op de schaal van Richter en rood naar de mate van grondversnelling (geschaald))



Figuur 7. Het gemiddelde cumulatieve totaal van de grondversnellingen van verkochte woningen per gemeente over de periode 1993-2017



Een belangrijke eigenschap die Figuur 7 duidelijk zichtbaar maakt is dat het cumulatieve totaal van de grondversnellingen geen stationaire variabele is, één van de basisvoorwaarden uiteengezet in de inleiding van hoofdstuk 3 om deze variabele te mogen opnemen in een regressievergelijking, die vaak uit het oog wordt verloren. Eén van de voorwaarden voor stationariteit is dat het gemiddelde van een variabele constant is over de tijd. Voor het cumulatieve totaal van de grondversnellingen geldt dit zeker niet, want per definitie kan deze maatstaf alleen maar toenemen, en nooit en te nimmer afnemen. Deze maatstaf schommelt ook niet rondom een trend, want kan zoals gezegd niet afnemen. Bovendien als er al een trend is, is die blijkens Figuur 7 ook voor elke gemeente verschillend.

Nu geldt hetzelfde voor de gemiddelde huizenprijs. Blijkens Figuur 1 is ook deze variabele niet constant over de tijd en daarmee mogelijk niet-stationair. Regresseert de onderzoeker onder deze omstandigheden het niveau van huizenprijzen op dat van het niveau van het cumulatieve totaal van de grondversnellingen, dan loopt hij het risico op zogenoemde “spurious” (valse) regressieresultaten (Wooldridge, 2009). Alleen als beide variabelen van dezelfde orde van integratie zijn, zijn de regressieresultaten consistent. Mogelijk is een variabele pas stationair als wordt gecontroleerd voor tijdsdummies. Het toevoegen van tijdsdummies (voor het gemak jaardummies) heeft namelijk als effect dat elke variabele in de regressievergelijking in afwijking wordt genomen van zijn gemiddelde in dat jaar, waardoor het gemiddelde van deze getransformeerde variabele mogelijk wel constant is over de tijd.

Om een en ander te onderzoeken, voer ik unit root testen uit ontwikkeld voor panel data middels de routine xunitroot beschikbaar in Stata. Ik gebruik hiervoor de Im-Pesaran-Shin toets omdat deze toets gemeente-specifieke coëfficiënten toelaat. Tabel 6 rapporteert de resultaten toegepast op de gemiddelde uitkomsten per gemeenten over de tijd.

Tabel 6. Resultaten unit root testen (met inbegrip van tijdsdummies)

Variabele	t-waarde
Prijsniveau	-3,59
Cumulatief totaal grondversnellingen	2,46
Prijzen in eerste verschillen in ruimte en tijd	-5,77
Verschillen cumulatief totaal grondversnellingen in ruimte en tijd	-2,42

Kritische waarden bij N=55 gemeenten en T=25 tijdsperioden: -1,73 (1%), -1,67 (5%), -1,64 (10%)

Tabel 6 laat zien dat de huizenprijs een stationaire variabele is. De nulhypothese dat deze variabele een unit root heeft dient te worden verworpen, omdat de gevonden t-waarde van -3,59 kleiner is dan de kritische waarde bij alle drie significantieniveaus die doorgaans gebruikt worden. Het tegendeel is waar voor het cumulatief totaal van de grondversnellingen. Deze variabelen is allesbehalve stationair. Doordat dit cumulatieve totaal niet kan afnemen, maar alleen kan toenemen, is zo’n sterke unit root aanwezig dat de t-waarde zelfs positief in plaats van negatief is. Indien van deze twee variabelen verschillen worden genomen in ruimte en tijd, blijken beide wel stationair (t-waarde is kleiner dan de kritische waarde). Dit is wederom een reden om te kiezen voor de aanpak in vergelijking (8) in plaats van vergelijking (5) zoals in Atlas voor Gemeenten (Bosker et al., 2018, tabel 3.1), alsook voor vergelijking (8) ten opzichte van vergelijking (7) zoals toegepast in Durán en Elhorst (2018).

Vaststelling 10: Het prijsniveau en het cumulatieve totaal van de grondversnellingen blijken van een verschillende orde van integratie; de eerste variabele is stationair, de tweede niet. Als het prijsniveau wordt geregresseerd op het cumulatieve totaal van de grondversnellingen leidt dit tot “spurious” (valse) regressieresultaten. Het nemen van eerste verschillen in ruimte en tijd van beide variabelen voorkomt dit.

Durán en Elhorst (2018) hebben laten zien dat het zinvol is het cumulatieve totaal van de grondversnellingen van alle aardbevingen op te splitsen in verschillende klassen, omdat het effect afhankelijk van de hoogte van het totaal mogelijk niet-lineair is. Het is namelijk niet gezegd en zelfs

onaanmerkelijk dat als het cumulatieve totaal verdubbelt, de waardedaling zich ook verdubbelt. Dit dient nader te worden onderzocht. Hiertoe splits ik het cumulatieve PGV totaal op in verschillende klassen: EQ_0, EQ_1, \dots, EQ_Q , waarbij Q het totale aantal klassen weergeeft. Als een woning valt onder klasse q ($q=0,1,\dots,25$) geeft ik EQ_q de waarde 1, en anders de waarde 0. EQ_0 is de referentieklassengroep en bevat de woningen die geen last hebben van aardbevingen. Omdat elke woning zowel tot tenminste een tijdsperiode behoort en een aardbevingsklasse, laat ik EQ_0 in de regressievergelijking achterwege om perfecte multicollineariteit tussen deze twee sets van variabelen te vermijden. De variabelen EQ representeren klassendummies die de ernst van de aardbevingsproblematiek weergeven die woningen hebben ondergaan op de dag van de transactiedatum. EQ_1 bevat woningen die een uiterst geringe dosering van aardbevingen hebben ondervonden, en zo verder tot aan EQ_Q die de allerhoogste dosering aan aardbevingen hebben ondervonden. Om deze klassen te bepalen heb ik geëxperimenteerd met verschillende waarden van Q ($Q=1,\dots,25$) en verschillende klassengrenzen. Deze grenzen kunnen van tevoren op basis van inzichten uit de seismologische literatuur worden vastgesteld, maar ook op basis van statistische criteria. Twee gehanteerde criteria om statistisch significante effecten te kunnen vinden zijn dat het aantal waarnemingen binnen een klasse voldoende groot is en dat de klassen van vergelijkbare omvang zijn. Als een gekozen klasse te weinig waarnemingen bevat, kan wellicht een negatief effect van de aardbevingen binnen die klasse worden vastgesteld, maar als de gevonden coëfficiënt niet significant is, biedt het onvoldoende basis om daarop een waardecompensatie vast te stellen. In dit verband heb ik gewerkt met klassengroottes variërend van 75 tot 500 waarnemingen. Voorts ben ik er niet bij voorbaat van uitgegaan dat de coëfficiënt van EQ_1 en daaropvolgende klassen negatief dient te zijn. Ik wil dat juist onderzoeken om er zo achter te komen vanaf welk niveau aardbevingen effect begonnen te krijgen op huizenprijzen.

Een ander belangrijk punt is of er sprake is van cohort effecten. Figuur 6 laat zien dat woningen verkocht in Loppersum in de negentiger jaren zich al in aardbevingsklassen bevonden waar woningen gelegen in andere gemeenten pas toetraden in het laatste decennium. Het verwachte negatieve effect per aardbevingsklasse kan vanwege cohort effecten daarom over de tijd variëren. Waar woningen voor de aardbeving bij Huizinge een geringe waardedaling ondervonden in klasse EQ_q , zou dit na de aardbeving bij Huizinge wel eens veel groter kunnen zijn. In het volgende hoofdstuk ga ik daarom verder in op de rol van verschillende onderzoeksperiodes.

6. Theorie: welvaartsverlies als gevolg van aardbevingen

6.1 Overheidsbeleid ten aanzien van aardbevingen

Om tot een goed onderbouwde indeling van de onderzoeksperiode in tijdsintervallen te komen is het goed om stil te staan bij belangrijke data in dit dossier. Deze staan overzichtelijk vermeld in Tabel 7.

Tabel 7 laat zien dat de periode 1993-2017 door vier perioden wordt gekenmerkt. De eerste periode is 1993- t_0 waarin aardbevingen geen impact hadden op huizenprijzen. Voor zover er al behandeling (aardbevingen) plaatsvond, werd de patiënt er niet ziek van. De tweede periode is $t_0 - 16$ augustus 2012. Aardbevingen begonnen impact te krijgen op huizenprijzen (de patiënt werd er ziek van), maar dit werd nog niet erkend. Potentiële kopers hadden echter al wel degelijk door dat er met de woningen in het aardbevingsgebied iets aan de hand was (bijvoorbeeld door waarneming van de eerste scheuren of door

bekendheid met de toentertijd nog sterkste aardbeving op 8 augustus 2006 bij Westeremden met een kracht van 3,5 op de schaal van Richter) waardoor zij besloten of minder te bieden voor de woning of om zich terug te trekken, waardoor de vraag naar woningen daalde en de prijs langs die weg daalde.

Tabel 7. Overzicht van belangrijke data in het aardbevingsdossier naar waardedaling van woningen

Datum	Omschrijving gebeurtenis
t_0	Datum waarop aardbevingen effect begonnen te krijgen op huizenprijzen en in dit of elk ander onderzoek naar deze problematiek statistisch bepaald dient te worden.
16 augustus 2012	Krachtigste aardbeving tot nu toe bij Huizinge van 3,6 op de schaal van Richter. Tevens startpunt van veel en landelijke media aandacht, verder versterkt door een waarschuwing van het Staatstoezicht op de Mijnen (SodM) dat aardbevingen met een kracht van 5,0 op de schaal van Richter niet langer kunnen worden uitgesloten. Systematische start van de registratie van fysieke schademeldingen door de NAM en de afhandeling ervan.
Januari 2013	De toenmalige minister van Economische Zaken, Henk Kamp, erkent dat de aardbevingen in Groningen daadwerkelijk worden veroorzaakt door gaswinning. Hij kondigt onderzoek aan naar de problematiek, hetgeen een jaar in beslag zou nemen, maar voert de gaswinning nog op omdat hij eerst de resultaten van dit onderzoek wil afwachten.
Januari 2014	Dezelfde minister besluit de gaswinning te verminderen, zij het stap voor stap, mede onder politieke druk van belanghebbende partijen.
17 Januari 2014	Datum vanaf waarop Interimregeling waardevermeerdering van de provincie Groningen (besloten op 9 december 2014) in een beperkt aantal gemeenten tot een maximum van 4000 euro geldig is. Op 13 maart 2017 overgenomen door de Minister van Economische Zaken.
29 april 2014	De NAM introduceert een regeling in een beperkt aantal gemeenten om de waardedaling van woningen veroorzaakt door aardbevingen te compenseren bij de verkoop van een woning.
8 januari 2018	De minister van Economische Zaken, Eric Wiebes, ontvouwt plannen om de gaswinning in 2030 volledig stop te zetten.
23 januari 2018	Uitspraak in hoger beroep in geding over waardevermindering van woningen tussen NAM en Stichting WAG

De derde periode is 16 augustus 2012-29 april 2014. Dit is de periode waarin de aardbevingsproblematiek zijn dieptepunt bereikte en de woningeigenaren volledig in onzekerheid waren ondergedompeld. De media aandacht was gigantisch, verantwoordelijke politici en instituties brachten onheilspellende berichten naar buiten en maatregelen om de crisis te beteugelen werden (nog) niet genomen (want eerst onderzocht). De datum van 29 april markeert het keerpunt van deze onzekere periode. Vanaf dat moment wisten de woningeigenaren dat ze een vergoeding voor het geleden waardeverlies in het vooruitzicht hadden en aldus waar ze aan toe waren, waardoor ze weer beter overwogen besluiten konden nemen aangaande hun gedrag op de woningmarkt. Deze datum markeert dan ook het startpunt van de vierde en laatste periode, 29 april 2014–heden (2017 in mijn steekproef), de periode waarin agenten opererend op de woningmarkt wisten dat de gaswinning omlaag zou gaan, dat ze aanspraak konden maken op vergoeding van fysieke schades, dat ze in principe, zij het binnen een afgebakend gebied, een beroep konden doen op de waardevermeerderingsregeling en dat

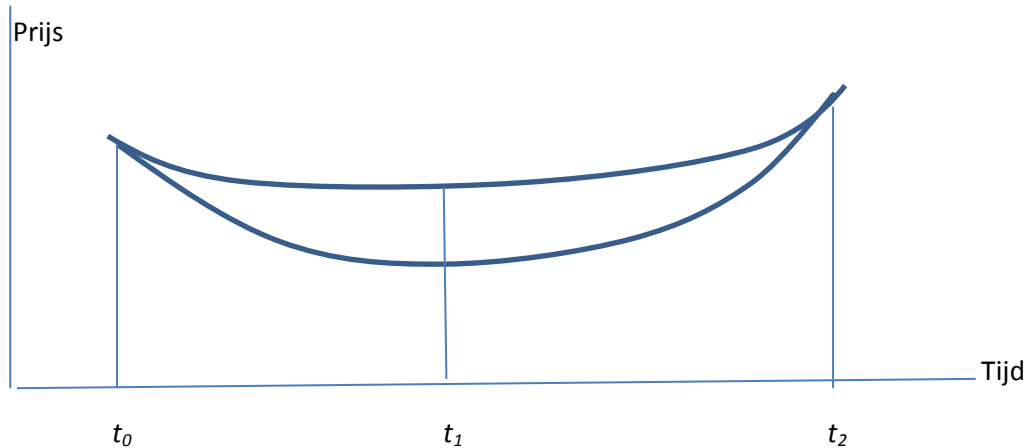
waardeverlies bij verkoop van de woning gecompenseerd zou worden. Dit leidt tot de volgende te onderzoeken hypothese waardevermindering.

Hypothese waardedaling

1. *Gedurende 1993– t_0 is er geen waardevermindering van woningen als gevolg van aardbevingen.*
2. *Gedurende t_0 –16 augustus 2012 is er sprake van waardevermindering van woningen als gevolg van aardbevingen, zij het dat die minder groot is dan de daarop volgende periode.*
3. *Gedurende de periode 16 augustus 2012–29 april 2014 bereikt de waardevermindering van woningen als gevolg van aardbevingen zijn maximum.*
4. *Gedurende de periode 29 april 2014–heden is er sprake van waardevermindering van woningen als gevolg van aardbevingen, maar deze is minder groot dan de periode daarvoor vanwege het hersteltraject dat door de nationale en lokale overheden is ingezet en het van kracht worden van de waardecompensatieregeling ingesteld door de schadeveroorzakende partij, de NAM.*

6.2 Welvaartsverlies en peildatum

Figuur 8. Ontwikkeling huizenprijs over de tijd van woningen binnen en buiten het aardbevingsgebied



De hypothese waardedaling is geïllustreerd in Figuur 8. De bovenste lijn geeft de prijs weer van huizen die niet zijn getroffen door aardbevingen. Deze lijn is U-vormig omdat de prijzen na 2007 begonnen te dalen als gevolg van de wereldwijde financiële crisis en zich in 2014 begonnen te herstellen. De onderste lijn geeft de prijs weer van huizen die wel zijn getroffen door aardbevingen.

Het tijdstip t_0 markeert het empirisch te bepalen moment waarop aardbevingen een effect op de huizenprijzen begonnen te krijgen. Vanaf dat moment begonnen potentiële kopers van woningen in Groningen (statistisch aantoonbaar) door te krijgen dat er als gevolg van aardbevingen iets aan de hand was, waardoor de vraag naar woningen afnam en de prijzen begonnen te dalen.

Vanaf de aardbeving bij Huizinge op 16 augustus 2012 trad een schokgolf op. Vanwege de kracht van deze aardbeving en de landelijke media aandacht, daalde de interesse voor woningen in Groningen sterk. Dit werd verder versterkt door een waarschuwing van het Staatstoezicht op de Mijnen (SodM) dat

aardbevingen met een kracht van 5,0 op de schaal van Richter niet langer kunnen worden uitgesloten. In januari 2013 erkende de toenmalige minister van Economische Zaken, Henk Kamp, vervolgens dat de aardbevingen in Groningen daadwerkelijk veroorzaakt worden door gaswinning. Hij kondigde onderzoek aan naar de problematiek, hetgeen een jaar in beslag zou nemen, en voerde de gaswinning nog zelfs op (tot 55 miljard kubieke meter per jaar) omdat hij eerst de resultaten van dit onderzoek wilde afwachten. Pas aan het begin van 2014 besloot hij de gaswinning te verminderen, zij het stap voor stap. Aansluitend toonde de NAM op 29 april 2014 zich bereid de waardedaling veroorzaakt door aardbevingen in een beperkt aantal gemeenten te willen compenseren middels de aankondiging van een regeling. Deze datum van 29 april 2014 markeert het punt waarop de schokgolf op de Groninger woningmarkt volledig tot uitbarsting is gekomen c.q. het moment waarop het ziektebeeld van de patiënt in de behandelingsgroep zijn maximum bereikte. Dit is in Figuur 8 aangegeven als tijdstip t_1 .

Vanaf het moment t_1 werd een hersteltraject ingezet en mochten huizenbezitters in het aangewezen aardbevingsgebied hopen op een afname of tenminste stabilisatie van het financiële verlies dat zij tot op dat moment hadden geleden. Anders gezegd, t_1 weerspiegelt het keerpunt waarop de prijsdaling tot stilstand is gekomen en volgens de te toetsen waardedalingshypothese is begonnen te verminderen als gevolg van maatregelen om de aardbevingsproblematiek onder controle te krijgen. Eén van de belangrijkste maatregelen is dat de gaswinning vanaf 2014 geleidelijk is teruggeschoefd, mede onder politieke druk van belanghebbende partijen, terwijl er in 2018 plannen zijn ontvouwd om de gaswinning in 2030 volledig stop te zetten. Dit impliceert dat (de waarschijnlijkheid van) aardbevingen langzaam uitsterven en dat de schok op de huizenprijzen op de (zeer) lange termijn tot een einde zou kunnen komen. Dit wordt geïllustreerd door punt t_2 in Figuur 8.

Om een peildatum te kunnen bepalen waarop berekend kan worden tot welk bedrag woningeigenaren in het getroffen aardbevingsgebied gecompenseerd moeten worden, bespreek ik aan de hand van Figuur 8 op welke wijze men tegen de verschillende perioden dient aan te kijken.

Als een potentiële koper op een bepaald moment een huis in het aardbevingsgebied heeft gekocht, wordt zijn inschatting van alle toekomstige welvaartsverliezen tot het punt waarop de schok van de huizenprijs naar verwachting zal eindigen (t_2) verdisconteerd in de prijs die hij bereid is om voor dat huis te betalen, waardoor de financiële compensatie voor de verkoper van het huis op dat specifieke tijdstip kan worden bepaald. Als de koper bijvoorbeeld het huis heeft gekocht op t_1 , geeft de bijbehorende afstand tussen de onderste en de bovenste lijn in Figuur 8 alle toekomstige welvaartsverliezen weer. De verkoper van de woning krijgt vervolgens dit verschil uitgekeerd als compensatie, waardoor zijn welvaartsverlies ongedaan is gemaakt. De koper van de woning heeft geen recht op compensatie, ook niet nadien, omdat dit in de prijs die door hem is betaald voor de woning is verdisconteerd. Ook in de toekomst zullen zich aardbevingen blijven voordoen, ook in de categorie hoger dan 3 op de schaal van Richter, de koper heeft hier in zijn verwachtingspatroon echter rekening mee gehouden en kan daar later niet meer op terugkomen, tenzij zich nieuwe onvoorzienbare omstandigheden voordoen.

De toekomstige welvaartsverliezen, die de koper van een woning in de prijs verdisconteert, verdient een nadere omschrijving. Hieronder valt imagoschade, verminderd woongenot, moeilijkere verkoopbaarheid, mogelijk medische klachten vanwege aardbevingen, eventueel van kinderen, de

bureaucratie en de tijd die, ondanks dat fysieke schades worden vergoed, gepaard gaat met de afhandeling ervan, zoals het over de vloer laten van inspecteurs, taxateurs en bouwvakkers, angst en bezorgdheid hoe de frequentie en sterkte van de aardbevingen zich in de toekomst zal ontwikkelen en onzekerheid over de vraag of fysieke schades wel of volledig worden erkend. Moeilijkere verkoopbaarheid kan mede worden veroorzaakt doordat woningen waarvan de fysieke schade is hersteld toch het stempel zullen houden dat ze zijn aangetast en daardoor niet meer de oude zullen zijn. Deze beschrijving is niet uitputtend. Voor meer voorbeelden verwijs ik de lezer naar de 101 artikelen die in het Dagblad van het Noorden (2019) zijn verschenen onder de titel "Ik wacht!". Indien de eigenaar tevens bewoner is van de woning, drukken al deze verliezen op de woningeigenaar. Indien de bewoner de woning huurt, valt een deel van deze verliezen toe aan de verhuurder van de woning en een deel aan de huurder. Behalve de waardedaling dient bij huurwoningen daarom ook bepaald te worden volgens welke verdeelsleutel de toe te kennen waardecompensatie over huurder en verhuurder dient te worden verdeeld.

Als een huis niet te koop is aangeboden en verkocht, is niet direct duidelijk welke peildatum moet worden gebruikt, terwijl Figuur 8 laat zien dat hoe dicht(er) (hoe verder weg) dit tijdstip het keerpunt t_1 benadert, hoe hoger (lager) de financiële compensatie zou zijn. In theorie geldt dat als iemand zijn huis verkoopt op tijdstip t_2 , het verschil in verkoopprijs nihil is, ook al heeft deze huiseigenaar gedurende een lange periode, namelijk t_2-t_0 , geleefd met de misère veroorzaakt door aardbevingen. Waar een koper van een woning in het aardbevingsgebied deze misère (lees: toekomstige welvaartsverliezen tot aan t_2) in de prijs heeft verdisconteerd en de verkoper van een woning voor dit gerealiseerde welvaartsverlies compensatie heeft ontvangen, geldt dit niet voor een woningeigenaar die zijn huis heeft aangehouden. Dit terwijl er wel degelijk sprake is van een welvaartsverlies die even groot is als voor elke andere woningeigenaar die zijn huis wel heeft verkocht. De commissie beschrijft dit als een "virtueel" verlies, dat wil zeggen zij interpreteert dit als een ongerealiseerde waardedaling waarvoor de schadeveroorzaker niet aansprakelijk is, maar dat is onterecht, omdat het afbreuk doet aan de misère die woningeigenaren al die tijd hebben ondergaan en die ik hierboven heb beschreven. Sinds 29 april 2014 is een hersteltraject ingezet waardoor de patiënt aan de beterende hand is, maar cruciaal voor de beoordeling van de ziekte die de patiënt heeft ondergaan is het dal waar hij of zij zich heeft bevonden.

Om deze reden dient een peildatum te worden gekozen die, inderdaad net als de commissie voorstelt, niet alleen voor een ieder gelijk is, teneinde te voorkomen dat huiseigenaren die hun huis niet te koop aanbieden of hebben aangeboden geen of minder compensatie ontvangen. Deze peildatum dient echter samen te vallen met het moment dat het ziektebeeld zijn maximum bereikte. Als de waardedalingshypothese statistisch aantoonbaar wordt bevestigd, ligt dat moment op 29 april 2014.

6.3 Additionele aardbevingskenmerken

Tabel 7 maakt duidelijk dat in de eerste vier maanden van 2014 verscheidene maatregelen zijn getroffen om een hersteltraject in te zetten. Een belangrijke onderzoeksvraag is of deze maatregelen effect hebben gesorteerd. Deels is dit uitgesproken in de waardedalingshypothese. Volgens deze hypothese verwacht ik na 29 april 2014 een afnemend prijsverschil tussen woningen die last hebben van aardbevingen ten opzichte van woningen die daar geen last van hebben. Indien inderdaad sprake is van

een afnemend prijsverschil, heeft dat tevens consequenties voor het onderzoek van Atlas voor Gemeenten (Bosker et al., 2018). Feitelijk is er sinds 29 april 2014 sprake van twee behandelingen. Eén via aardbevingen in verschillende doseringen die de patiënt ziek maken en de huizenprijzen doen dalen, en een tweede behandeling gericht op het juist weer beter maken van de patiënt en die de huizenprijzen doet stijgen. Een model ter verklaring van huizenprijzen als gevolg van aardbevingen dat werkt met behandel- en controlegroepen zou daarom feitelijk met tenminste twee omslagpunten moeten werken: het moment waarop aardbevingen effect begonnen te krijgen op huizenprijzen en het moment waarop vanwege het ingezette overheidsbeleid en de waardecompensatieregeling getroffen door de NAM het herstel is ingezet. In dit onderzoek zijn dit t_0 en t_1 . In het onderzoek van Atlas voor Gemeenten (Bosker et al., 2018) valt t_0 samen met de aardbeving bij Huizinge, en wordt onderzoek gedaan naar t_1 in hoofdstuk 5. Zij onderzoekt of in februari 2014 en in juli 2016 een omslag heeft plaatsgevonden. Het onderzoek (p.59) constateert een daling van het imago-effect (conform de waardedalingshypothese) en een lichte toename van de bevingsindicatoren. Dit duidt op een bevestiging van Vaststelling 4: Het dieptepunt van de aardbevingscrisis trad op in 2013. Echter op de vraag welke consequenties hieraan moeten worden verbonden voor de uit te keren waardedalingscompensatie gaat Atlas voor Gemeenten (Bosker et al., 2018), alsook de commissie, niet in. Ik kom daarop terug in Hoofdstuk 8. Conform Figuur 8 lijken beide te willen zeggen dat naarmate de tijd verstrijkt de waardedaling als gevolg van aardbevingen steeds kleiner wordt en het recht op compensatie steeds minder, ondanks het dal waar woningeigenaren in het getroffen gebied doorheen zijn gegaan.

Vaststelling 11: Het onderzoek van Atlas voor Gemeenten (Bosker et al., 2018) bevestigt dat het dieptepunt van de aardbevingscrisis optrad op in 2013. Op de vraag welke consequenties hieraan moeten worden verbonden voor de uit te keren waardedalingscompensatie wordt echter niet ingegaan.

Mogelijk heeft de regeling ter vergoeding van fysieke schades, die los staat van die van de compensatie van het waardeverlies, daarnaast, zij het zijdelings, eveneens effect gehad op de prijs van woningen die na de aardbeving bij Huizinge verkocht zijn. Atlas voor Gemeenten (2017) concludeert dat zo'n effect aanwezig is, omdat bewoners behalve het toegekende fysieke schadebudget soms ook uit eigen middelen niet alleen in herstel maar ook in verdere verbetering van hun woning investeren. Bovendien hebben sommige bewoners aanspraak gemaakt op de waardevermeerderingsregeling en zo langs deze weg tot een maximum van 4000 euro in woningverbetering kunnen investeren. Dit staat in de volksmond bekend als de zonnepanelenregeling. Om het effect hiervan te kunnen meten heb ik vier kenmerken aan de lijst van kenmerken toegevoegd. Het betreft:

Claim in geld:	Hoogte toegekende fysieke schade claim uitbetaald in geld (euro's).
Claim in natura:	Hoogte toegekende fysieke schade claim uitbetaald in natura (euro's).
Afgewezen claim (dummy)	Dummy die de waarde 1 aanneemt als fysieke schadeclaim niet is erkend, en 0 in andere gevallen.
Zonnepanelen (dummy)	Dummy die de waarde 1 aanneemt als woning bij verkoop is voorzien van zonnepanelen, en 0 in andere gevallen.

De eerste drie variabelen konden aan het databestand worden toegevoegd door data beschikbaar gesteld door de NAM op individueel niveau.

7. Impact aardbevingen op huizenprijzen: resultaten

Tabel 8 geeft een overzicht van de belangrijkste resultaten van dit onderzoek. Ik wil hierbij herhalen dat ik verscheidene runs heb uitgevoerd om te komen tot een optimale samenstelling van het aantal vergelijkbare huizen, de afstand waarbinnen en de periode waarover is gezocht naar vergelijkbare huizen, de indeling in aardbevingsklassen, e.d. Ik zou al deze resultaten in dit verslag kunnen rapporteren om te laten zien in hoeverre dit al dan niet de resultaten beïnvloedt. Voor de overzichtelijkheid beperk ik me echter tot de belangrijkste resultaten.¹¹

Kolom 1 bevat de namen van de aardbevingskenmerken die in deze paragraaf worden besproken. Kolom 2 in combinatie met kolom 3 toont de schattingsresultaten indien de hedonische prijsvergelijking wordt geschat in eerste verschillen in ruimte en tijd, conform vergelijking (8), waarin rekening wordt gehouden met de aanwezigheid van temporele en cross-sectionele correlatie. De resultaten verkregen voor de woning- en omgevingskenmerken en de tijdsdummies laat ik hierbij achterwege¹², omdat daar al uitgebreid bij is stil gestaan in paragraaf 4.2 en tabel 5. Niettemin is het belangrijk te benadrukken dat de coëfficiënten van alle kenmerken (woning, omgeving en aardbevingsgerelateerd) simultaan geschat zijn en niet stapsgewijs. De eerste kolom per onderzoeksperiode geeft de geschatte coëfficiëntwaarde van de beschouwde aardbevingsvariabele, en de tweede kolom de bijbehorende geclusterde c.q. robuuste t-waarde. Een t-waarde groter dan 1,645 in absolute waarde duidt op een zwak significante coëfficiënt (10% significantieniveau), van 1,96 op een (standaard) significante coëfficiënt (5% significantieniveau), en van 2,576 op een sterk significante coëfficiënt (1% significantieniveau).

Indien alle waarnemingen over de gehele onderzoeksperiode tegelijkertijd worden verklaard, (b)lijken fysieke schadeclaims een opwaarts effect op de waarde van woningen te hebben van circa 0,0017/0,0018 per 1000 euro dat is toegekend, zij het dat alleen het effect van claims uitbetaald in natura zwak significant is. Het effect van zonnepanelen (b)lijkt positief en significant over de gehele onderzoeksperiode: 0,0004 waardetoeename. De impact van aardbevingen opgedeeld naar aardbevingsklassen loopt uiteen van een sterk significante positieve waarde van +0,0220 voor EQ1 tot een sterk significante negatieve waarde van -0,0694 voor EQ6.¹³ Daartussen bevinden zich een positieve en een negatieve coëfficiënt van EQ2 en EQ3 die niet significant zijn, en verder coëfficiënten van EQ4 tot EQ15 (met inbegrip van EQ6) die zwak tot sterk significant zijn, en tezamen fluctueren rond een gemiddelde waarde van -0,0487. Men zou hieruit kunnen concluderen dat woningen die last hebben ondervonden van aardbevingen (klasse EQ4 en hoger) een gemiddelde waardedaling hebben ondergaan

¹¹ Zo heb ik de hedonische prijsvergelijking in eerste verschillen in ruimte en tijd ook geschat voor de zes onderscheiden woningtypen. Op grond van de verkregen resultaten onderstreep ik echter de conclusie van de commissie (p.28) dat differentiatie naar type woningen de robuustheid van een generieke regeling aantast.

¹² Voor geïnteresseerden zijn ze beschikbaar.

¹³ De ondergrenzen van de opeenvolgende klassen bedragen: 0,0001 voor EQ1, 0,000125 voor EQ2, 0,00015 voor EQ3, 0,0002 voor EQ4, 0,00025 voor EQ5, 0,0005 voor EQ6, 0,001 voor EQ7, 0,0015 voor EQ8, 0,002 voor EQ9, 0,004 voor EQ10, 0,006 voor EQ11, 0,009 voor EQ12, 0,018 voor EQ13, 0,025 voor EQ14 en 0,050 voor EQ15.

van 4,87%. Deze uitkomst zou prima passen binnen de internationale literatuur naar de impact van aardbevingen op huizenprijzen. Ten opzichte van de compensaties die tot nu toe in het kader van de regeling van de NAM zijn uitgekeerd, bevindt zich dit gemiddelde aan de bovenkant van het interval van 2-4% dat doorgaans door Atlas van Gemeenten in verscheidene discussies naar voren is gebracht.¹⁴ Deze schatting houdt echter geen rekening met cohorteffecten en de beschreven effecten neergelegd in de waardedalingshypothese. Ook kan het zijn dat preferenties aangaande woning- en omgevingskenmerken over de tijd zijn veranderd. Over de periode 1993-2017 is de demografische samenstelling van de bevolking bijvoorbeeld flink veranderd, hetgeen wijzigingen kan hebben veroorzaakt in de waardering die wordt gehecht aan deze kenmerken. Ook om deze reden is een uiteensplitsing van de totale onderzoeksperiode in deelperioden aanbevelenswaardig.

Kolom 4 in combinatie met kolom 5 toont de schattingsresultaten indien de hedonische prijsvergelijking wordt geschat in eerste verschillen in ruimte en tijd voor woningen verkocht over de periode 1993-2006. Het effect van fysieke claims speelt in deze periode geen rol, omdat ze nog niet werden geregistreerd en vermoedelijk ook nauwelijks voorkwamen. De coëfficiëntschattingen van de aardbevingsklassen blijken in deze periode in alle gevallen niet significant (5%-niveau). Dit is in lijn met onderdeel 1 van de waardedalingshypothese: gedurende 1993- t_0 , waarbij t_0 gelijk is aan (31 december) 2006 is er geen waardevermindering van woningen opgetreden als gevolg van aardbevingen.

Kolom 6 in combinatie met kolom 7 toont de schattingsresultaten indien de hedonische prijsvergelijking wordt geschat in eerste verschillen in ruimte en tijd voor woningen verkocht over de periode 2007-16 augustus 2012 (de dag waarop de zwaarste aardbeving tot nu toe plaatsvond bij Huizinge van 3,6 op de schaal van Richter). Tijdens deze periode zijn fysieke claims ingediend bij de NAM, maar omdat deze nog niet systematisch werden geregistreerd, ontbreekt data op individuele basis gedurende deze periode om ze in dit onderzoek mee te nemen. Het jaar 2007, waarin de tot nu toe op één na zwaarste aardbeving plaatsvond bij Westeremden van 3,5 op de schaal van Richter, markeert duidelijk een keerpunt. Vanaf dat jaar begonnen potentiële kopers van woningen gelegen in het aardbevingsgebied, statistisch aantoonbaar want significant voor woningen behorend tot aardbevingsklasse EQ4 en hoger, door te krijgen dat er met de woningen waarvoor zij interesse hadden iets aan de hand was. Zij trokken zich daarop terug of boden minder. Woningeigenaren die de vraag naar hun woningen zagen dalen (aantal kijkers) waren op hun beurt bereid een lager bod te accepteren dan in de periode 1993-2006 daarvoor. De prijsdalingen als gevolg van aardbevingen in die periode liepen op van 0,0434 in de laagst getroffen klasse (EQ4) tot 0,0760/0,0714 in de hoogste klassen (EQ14/EQ15), met een kleine uitschieter van 0,0842 voor EQ6. Hieruit kan worden afgeleid dat woningen die last hebben ondervonden van

¹⁴ 21 Oktober 2015, Bijeenkomst woningmarktmodellen, OTB, Delft; 12 Januari 2017, Critical review aardbevingen en huizenprijzen, Bar Beton, Utrecht; en 10 Februari 2017, Critical review aardbevingen en huizenprijzen, Remonstrantse Kerk, Groningen.

Tabel 8. De impact van aardbevingen op huizenprijzen en van maatregelen ter herstel uitgesplitst naar onderzoeksperioden

Variabele (1)	1993-2017		1993-2006		2007- 16 aug. 2012		16 aug. 2012-29 april 2014		29 april 2014-2017	
	Coef. (2)	t-waarde (3)	Coef. (4)	t-waarde (5)	Coef. (6)	t-waarde (7)	Coef. (8)	t-waarde (9)	Coef. (10)	t-waarde (11)
Claim geld	0,0018	1,37	0	0	0	0	0,0011	0,47	0,0024	1,94
Claim natura	0,0017	1,89	0	0	0	0	0,0037	1,33	0,0013	1,85
Claim afgewezen	0,0029	0,47	0	0	0	0	0,0039	0,44	0,0037	0,61
Zonnepanelen	0,0004	2,04	0,0002	3,54	0,0001	2,38	-0,0181	-0,18	0,0071	0,21
EQ1	0,0220	3,77	0,0107	1,04	0,0046	0,67	0,0159	1,50	0,0408	6,79
EQ2	0,0115	1,60	0,0312	1,28	0,0030	0,30	-0,0195	-1,80	0,0162	3,50
EQ3	-0,0117	-0,82	0,0127	0,97	-0,0292	-1,56	-0,0341	-1,97	-0,0063	-0,88
EQ4	-0,0295	-5,36	-0,0062	-0,48	-0,0434	-7,33	-0,0514	-3,68	-0,0206	-5,41
EQ5	-0,0599	-6,52	-0,0192	-1,18	-0,0636	-9,71	-0,0845	-8,85	-0,0678	-12,02
EQ6	-0,0694	-5,01	-0,0074	-0,45	-0,0842	-7,47	-0,1051	-7,00	-0,0835	-12,18
EQ7	-0,0589	-3,59	0,0231	0,84	-0,0685	-5,17	-0,1017	-4,15	-0,0794	-13,88
EQ8	-0,0424	-1,97	0,0354	1,78	-0,0477	-2,70	-0,0999	-3,27	-0,0824	-4,39
EQ9	-0,0366	-2,85	0,0195	1,33	-0,0461	-2,80	-0,1029	-2,83	-0,0314	-2,24
EQ10	-0,0469	-4,31	-0,0224	-0,97	-0,0496	-2,96	-0,1008	-2,81	-0,0402	-4,37
EQ11	-0,0473	-1,72	0,0023	0,06	-0,0690	-1,73	-0,1007	-1,97	-0,0304	-1,50
EQ12	-0,0518	-1,88	0,0094	0,38	-0,0658	-1,69	-0,0989	-1,99	-0,0573	-2,12
EQ13	-0,0414	-1,72	0,0316	1,02	-0,0560	-1,70	-0,1050	-2,18	-0,0529	-1,68
EQ14	-0,0542	-2,38	0,0073	0,26	-0,0760	-2,21	-0,1159	-2,17	-0,0503	-2,09
EQ15	-0,0455	-1,64	0,0428	0,66	-0,0714	-1,76	-0,1268	-1,98	-0,0530	-1,79

t-waarden zijn robuust/geclusterd naar gemeenten

aardbevingen (klasse EQ4 en hoger) in de periode 2007-16 augustus 2012 een gemiddelde waardedaling hebben ondergaan van 5,99%. Deze uitkomst bevestigt dat de jaarwisseling tussen 2006 en 2007 het keerpunt vormt (t_0) in onderdeel 1 en 2 van de waardedalingshypothese.

Het is opvallend dat eerdere onderzoeken, met uitzondering van Durán en Elhorst (2018) en Koster en Van Ommeren (2015)¹⁵, niet in staat zijn gebleken om een dergelijk groot en significant effect te kunnen vaststellen. Het effect van zonnepalen blijkt zowel in de periode 1993-2006 als deze periode 2007-16 augustus 2012 positief en significant, zij het gering.

Kolom 8 in combinatie met kolom 9 toont de schattingsresultaten indien de hedonische prijsvergelijking wordt geschat in eerste verschillen in ruimte en tijd voor woningen verkocht over de periode 16 augustus 2012 (de dag waarop de zwaarste aardbeving tot nu toe plaatsvond bij Huizinge van 3,6 op de schaal van Richter) en 29 april 2014 (de dag waarop de NAM een compensatieregeling waardevermindering in gang zette). In deze periode van grote onzekerheid waarin woningeigenaren totaal niet wisten waar ze aan toe waren, daalde de prijzen van hun woningen het sterkst. De prijsdalingen als gevolg van aardbevingen in die periode startte bij -0,0341 in de laagst getroffen klasse (EQ3). In de klasse daaronder, EQ2, wordt ook een prijsdaling waargenomen, maar deze is slechts zwak significant. In de klassen boven EQ3, nemen de prijsdalingen toe tot -0,0514 voor EQ4, -0,0845 voor EQ5 en -0,1051 voor EQ6. Vanaf deze klasse tot aan klasse EQ13 blijft de mate van prijsdaling min of meer constant. Tenslotte loopt de prijsdaling op naar -0,1159 in EQ14 en -0,1268 in EQ15. Al deze prijsdalingen zijn normaal tot sterk significant. Deze uitkomsten bevestigen het tweede onderdeel van de hypothese waardedaling dat de prijsdaling veroorzaakt door aardbevingen in de periode 2007-16 augustus 2012 kleiner was dan in de periode daaropvolgend, 16 augustus 2012–29 april 2014.

Kolom 10 in combinatie met kolom 11 toont de schattingsresultaten indien de hedonische prijsvergelijking wordt geschat in eerste verschillen in ruimte en tijd voor woningen verkocht over de periode 29 april 2014-2017. Dit is periode waarin overheden en de NAM een hersteloperatie in gang zette om het vertrouwen van de inwoners in de provincie terug te winnen en de neerwaartse trend in huizenprijzen als gevolg van aardbevingen te doen keren. De provincie Groningen riep de waardevermeerderingsregeling (zonnepaneelregeling) in het leven. Gezien het eerder vastgestelde positieve en significante effect van zonnepanelen over de perioden 1993-2006 en 2007–16 augustus 2012 een maatregel met potentie. Helaas is de effectiviteit van deze regeling echter tegengevallen. In de perioden 16 augustus 2012–29 april 2014 en de periode 29 april 2014-2017 kan geen statistisch aantoonbaar positief en significant effect van zonnepanelen meer worden vastgesteld. Het is een normaal goed geworden waaraan kopers niet langer meerwaarde toekennen. Toegewezen claims voor fysieke schades hebben een positief en zwak significant effect op de waarde van woningen per uitgekeerde 1000 euro, van 0,0024 voor bedragen uitgekeerd in geld en die de ontvanger naar eigen

¹⁵ Zij hebben de impact berekend per voelbare aardbeving en daarmee ook van aardbevingen die zich voor 16 augustus 2012 hebben voorgedaan.

inzicht kan besteden en van 0,0017 voor bedragen uitgekeerd in natura. Dit positieve effect is in lijn met Atlas voor Gemeenten (Bosker et al., 2018).¹⁶

Afgewezen claims hebben een licht positief effect op de waarde van woningen, maar zijn bij lange na niet significant. Het positieve teken is te verklaren uit het feit dat het potentiële kopers toch informatie verschaft, namelijk dat ze voor dergelijke vergoedingen niet in aanmerking komen en deze dus niet meer hoeven uit te proberen.

Significante prijsdalingen als gevolg van aardbevingen in deze laatste periode starten bij -0,0206 in de laagst getroffen klasse (EQ4) en lopen op maar uiteen in de hogere klassen. Opvallend is dat in de middenklassen EQ5 tot EQ8 de prijsdaling groter is dan voor de nog weer hogere klassen EQ9 tot EQ15. Dit is te verklaren uit cohort-effecten en het feit dat de waardevermindering van de NAM die op 29 april 2014 is geïntroduceerd op slechts een beperkt aantal gemeenten betrekking had. In deze laatste periode is veel meer bewustwording van de aardbevingsproblematiek aan de randen van het aardbevingsgebied ontstaan dan in voorgaande perioden, waaronder met name de gemeente Groningen die nooit als aardbevingsgemeente is geormerkt. Potentiële kopers van woningen buiten de bekende kern van het aardbevingsgebied maar aan de randen van het aardbevingsgebied, die pas in een later stadium tot deze klassen zijn gaan behoren, zijn na de crisisperiode 16 augustus 2012–29 april 2014 wel beter gaan oppassen dat ze geen kat in de zak kopen. Het herstel traject dat sinds t_1 is ingesteld was niet van toepassing op alle getroffen gemeenten in de provincie Groningen, waardoor de onzekerheid buiten de geormerkte aardbevingsgemeenten is blijven bestaan.

Over de gehele lijn blijkt de prijsdaling in deze laatste periode 29 april 2014–2017 niettemin kleiner dan in de periode 16 augustus 2012–29 april 2014 daarvoor. Hiermee worden ook onderdeel 3 en 4 van de waardedalingshypothese bevestigd, alsook dat het herstel van huizenprijzen zich na 29 april 2014 door de genomen maatregelen heeft ingezet.

Een opvallend fenomeen doet zich ook voor aangaande de aardbevingsklassen EQ1 en EQ2 in de periode 29 april 2014–2017. De coëfficiënten van deze aardbevingsklassen blijken in deze periode positief en sterk significant. Men noemt dit wel het waterbed-effect. Als de vraag naar woningen in het aardbevingsgebied afneemt, neemt deze vraag elders toe waardoor de prijzen daar stijgen. Nieuwe toetreders tot de woningmarkt, bijvoorbeeld omdat ze een baan hebben gevonden in de gemeente Groningen en in deze gemeente of omstreken op zoek zijn gegaan naar een woning, zullen trachten het risico op een woning die last heeft van aardbevingen zo klein mogelijk te houden. Voorts is een deel van bewoners in de kern van het aardbevingsgebied uitgeweken naar veiliger gebieden. Dit kan door te zoeken naar woningen aan de rand, c.q. woningen die tot in 2014 nog geen last hadden van aardbevingen en pas daarna tot de laagste aardbevingsklassen zijn toegetreden. Dit verklaart de prijsstijging in de onderste twee klassen.

¹⁶ Atlas voor Gemeenten (Bosker et al., 2018) werken met een dummy voor toegekend budget voor schadeherstel van 1000 euro of meer. De coëfficiëntwaarde van deze dummy schommelt rond de 0,030. Ik bereken het effect per 1000 euro uitgekeerd bedrag. Stel dat 10.000 euro is toegekend in geld, dan bedraagt het effect in mijn model $10.000/1000 * 0,0024 = 0,024$. Een en ander betekend dat de uitkomsten van Atlas voor Gemeenten (Bosker et al., 2018) en dit onderzoek zeker niet hetzelfde zijn, maar wel in dezelfde orde van grootte liggen.

Vaststelling 12: De verkregen schattingsresultaten bevestigen de waardedalingshypothese op al zijn onderdelen. Het dieptepunt van de crisis op de woningmarkt veroorzaakt door aardbevingen werd bereikt in de periode 16 augustus 2012–29 april 2014. In die periode was de waardedaling het grootst. Nadien trad herstel op vanwege de genomen maatregelen. De mate van waardedaling verschilt per aardbevingssegment en is te vinden in de kolom “16 aug. 2012-20 april 2014” van tabel 8.

Nu dat aantoonbaar statistisch bewijs is gevonden voor de hypothese waardedaling kan ook een compensatieregeling voor de gedupeerden worden ontworpen.

Omdat het ziektebeeld van de patiënt in de periode 16 augustus 2012–29 april 2014 zijn maximum bereikte, c.q. de waardedaling in die periode was het sterkst, dient ook op basis van de waardedaling in die periode te worden gecompenseerd. De waardedaling heden ten dage mag door de genomen maatregelen kleiner zijn geworden, dat neemt niet weg dat de woningeigenaar in de voorbije jaren welvaartsverlies heeft geleden. In paragraaf 6.2 heb ik dit nader omschreven. Een bijkomend voordeel is dat onderzoek met telkens recentere data, in dit onderzoek gebruik ik data tot en met 2017, maar inmiddels zou dit al weer met data over 2018 kunnen worden uitgebreid, niet nodig is. Het dieptepunt van de aardbevingscrisis ligt immers achter ons en er zijn geen aanwijzingen dat het ingezette hersteltraject (terugdringing gaswinning en afname van aantal en frequentie van aardbevingen) stopt.

Om de grootte van de waardedaling te bepalen ga ik daarom uit van het cumulatieve totaal van de grondversnellingen die zich tot 29 april 2014 op elke individuele locatie heeft voorgedaan. Om te zien hoeveel koopwoningen dit betreft, in welke gemeenten die zich bevinden, alsook in welke mate ze last hebben ondervonden van aardbevingen (middels aardbevingsklassen), bereken ik dit voor alle 330 duizend woningen in het databestand. Met andere woorden ik simuleer voor alle 330 duizend woningen in mijn databestand de ernst van de aardbevingsproblematiek. Aannemende dat elke woningen in Noord-Nederland over de periode 1993-2017 tenminste eenmaal is verkocht, geeft dit een representatief beeld van de spreiding van de aardbevingsproblematiek over de gemeenten in de provincie Groningen, alsook daarbuiten. De uitkomsten staan vermeld in tabel 9. Aardbevingsklassen 1 en 2 zijn hierbij samengenomen, omdat deze klassen geen significant aantoonbaar negatief effect van aardbevingen hebben ondervonden. Aardbevingsklassen 6 t/m 13 zijn eveneens samengenomen, omdat de mate van waardedaling binnen deze klassen nagenoeg even groot is.

De mate van waardedaling is verkregen door de significante coëfficiëntschattingen te nemen van EQ3 t/m EQ15 verkregen als vermeld in de kolom van tabel 8 voor de periode 16 augustus 2012–29 april 2014. Elke van deze coëfficiënten is vervolgens getransformeerd middels de formule

$$\text{waardedaling in procenten} = 100 * [\exp(\text{coëfficiënt}) - 1] \quad (9)$$

omdat de te verklaren variabele is uitgedrukt in een logaritme en de aardbevingsklassen zijn geformuleerd als dummies, en deze uitkomst een zuiverder schatting geeft dan $100 * \text{coëfficiënt}$ (zie Wooldridge, 2009, voor uitleg). Omdat de uitkomsten voor klassen 6 t/m 13 slechts bleken te variëren

Tabel 9. Spreiding van de aardbevingsproblematiek in Groningen en omstreken

Gemeente	Aardbevingsklasse en percentage waardedaling							
	0	1+2	3	4	5	6 t/m 13	14	15
	0	0	-3,35	-5,01	-8,10	-9,69	-10,94	-11,91
Loppersum	0	0	0	0	0	43	7	1591
Bedum	1	19	36	63	29	1202	23	0
Ten Boer	0	0	0	0	0	1267	257	58
Appingedam	0	0	0	0	0	237	1203	699
Eemsmond	1	3	18	21	11	995	405	480
Delfzijl	216	107	77	9	7	4450	250	0
Slochteren	0	0	0	0	4	1385	842	353
Hoogezand-Sappemeer	67	31	80	38	55	5068	1067	591
Menterwolde	790	67	7	3	135	730	20	11
Oldambt	6639	0	0	0	8	254	0	0
Winsum	957	473	610	378	75	7	0	0
Groningen	31122	5427	3162	1734	4051	4496	0	0
Tynaarlo	6889	16	22	9	62	192	0	0

tussen 9,42 en 9,97 en de verschillen tussen deze coëfficiënten uitermate klein en niet significant zijn, is een gemiddelde over deze uitkomsten bepaald van 9,69%.

Tabel 9 toont aan dat Loppersum de gemeente is die het meest te lijden heeft van aardbevingen. Bijna alle huizen vallen binnen de hoogste aardbevingsklasse met een waardedaling van 11,91%. Slechts een gering deel van de woningen valt in de twee klassen daaronder. Appingedam volgt als tweede in de rij. In deze gemeenten is het grootste aandeel woningen geconcentreerd in klasse 14, waar de waardedaling circa 1 procentpunt lager ligt. Daarna volgen een reeks van gemeenten waar het grootste aandeel woningen zich bevindt in de klassen 6 t/m 13 waar de waardedaling 9,69% belooft. Het betreft de gemeenten Bedum, Ten Boer, Eemsmond, Delfzijl, Slochteren en Hoogezand-Sappemeer. Binnen deze gemeenten zijn er echter ook uitschieters naar boven en naar beneden. Zo kent Delfzijl vanwege zijn vorm en ligging ook een aantal woningen die in het geheel geen last hebben van aardbevingen. Andersom kennen Ten Boer, Eemsmond, Slochteren en Hoogezand-Sappemeer ook een substantieel aantal woningen in de twee hoogste aardbevingsklassen.

De gemeenten Menterwolde en Oldambt vallen op in de zin dat respectievelijk een groot deel en het grootste deel van de woningen in deze gemeenten geen waardedaling als gevolg van aardbevingen hebben ondervonden. Maar er staan ook woningen in deze gemeenten die daar wel last van hebben. Dit is met name het geval als ze aan de westkant van deze gemeenten zijn gelegen. Dit patroon dat hoe verder woningen zijn afgelegd van de kern van het aardbevingsgebied, hoe kleiner de waardedaling is, doet zich ook voor in de gemeente Winsum aan de andere kant van het aardbevingsgebied. Hetzelfde geldt voor de gemeente Groningen. In deze gemeente valt niet zozeer de verdeling over de klassen op, die is een lijn met andere randgemeenten grenzend aan het aardbevingsgebied, maar vooral de

aantallen woningen. Bijna driekwart, 73%, van de woningeigenaren in deze gemeente heeft geen waardedaling ondervonden van aardbevingen, maar diegenen die wel last hebben ondervonden zijn talrijk, meer dan 13 duizend. Hierbij dient te worden opgemerkt dat dit alleen koopwoningen betreft (huurwoningen zijn hierin niet begrepen, tenzij ze zijn verkocht).

Een opvallende verschijning vormt de Drentse gemeente Tynaarlo. In deze gemeente ondervindt een substantieel deel van de woningeigenaren waardedaling veroorzaakt door aardbevingen, terwijl daar in het algemeen weinig aandacht voor is. Het gaat met name om woningen gelegen aan de noordkant van deze gemeente, liggend aan de grens met Hoogezand-Sappemeer c.q. de provincie Groningen.

Opvallend is voorts het bestaan van een omvangrijke middengroep van aardbevingsklassen (6 t/m 13) waar de waardedaling zo goed als even groot is. Zo men wil, kan dit geïnterpreteerd worden als een imago-effect. Het doet er niet toe door hoeveel en de kracht van de aardbevingen de woningen binnen deze klassen zijn getroffen, in alle gevallen zijn de woningprijzen op het toppunt van de aardbevingscrisis met 9,69% gedaald. Alleen woningeigenaren in de kern – Loppersum en Appingedam, met aangrenzende delen van andere gemeenten daaromheen – ondervonden 1 tot 2 procentpunten extra waardedaling. Andersom ondervonden woningeigenaren aan de randen van het endogeen vastgestelde aardbevingsgebied een waardedaling die terugloopt van 8,10% naar 5,01% en vervolgens 3,35% naarmate de woning verder van de kern van het aardbevingsgebied is verwijderd.

Vaststelling 13: Tabel 9 geeft een overzicht van de spreiding van de woningwaardedaling veroorzaakt door aardbevingen in de Groningse gemeenten, alsook de Drentse gemeente Tynaarlo.

Tabel 10 geeft aan tot welke geschatte mate van waardedaling dit leidt per gemeente en in welke mate deze uitkomsten afwijken of overeenkomen met die in het advies van de commissie. Kolom 1 van deze tabel geeft de naam van de gemeente. Kolom 2 geeft de mate van waardedaling berekend over alle woningen in een gemeente, inclusief die woningen die volgens Tabel 9 geen waardedaling hebben ondervonden. Al naar gelang dat het aantal woningeigenaren groter is dat geen waardedaling heeft ondervonden, wordt dit percentage kleiner. In de gemeente Groningen bedraagt dit bijvoorbeeld 1,92%. Eerder heb ik echter laten zien dat driekwart van de woningeigenaren in deze gemeente geen waardedaling heeft ondervonden. Om die reden kan beter de gemiddelde waardedaling worden berekend over die woningen die wel waardedaling hebben ondergaan. Dan bedraagt dit percentage 7,14%. Dit laatste percentage geeft tezamen met tabel 9 waardevollere informatie.

De commissie rapporteert (p.30) eveneens waardedalingspercentages per gemeente. Het is niet duidelijk of deze laatste percentages zijn berekend over woningen die alleen waardedaling hebben ondergaan of dat het ook woningen bevat die geen waardedaling hebben ondergaan. Het rapport van de commissie wekt enigszins de indruk dat het laatste het geval is, met als gevaar dat daardoor achteraf teleurstellingen ontstaan, ook al waarschuwt zij in de tekst wel daarvoor.

Tabel 10. Compensatie waardedaling gemiddeld per gemeente

Gemeente	Dit rapport		Commissie	
	Gemiddeld over alle woningen	Gemiddeld over woningen met waardedaling	Standaard	Plus eenmaal standaardfout
Loppersum	11,85	11,85	10,2	12,9
Bedum	9,03	9,17	3,7	5
Ten Boer	9,96	9,96	4,3	5,8
Appingedam	11,14	11,14	4,9	6,5
Eemsmond	10,36	10,38	4,9	6,5
Delfzijl	8,99	9,59	1,8	2,7
Slochteren	10,39	10,39	3,3	4,5
Hoogezand-Sappemeer	9,74	9,88	1,6	2,5
Menterwolde	4,90	9,53	1,6	2,5
Oldambt	0,37	9,65	1,5	2,4
Winsum	1,85	4,31	2,3	3,3
Groningen	1,92	7,14	1,7	2,6
De Marne	0	0	1,5	2,4
Zuidhorn	0	0	1,5	2,4
Tynaarlo	0,34	8,68	0	0

De commissie (p.30) kiest voor het “Model bevingen – 2,9 mm/s + 1 sd” van Atlas voor Gemeenten (Bosker et al., 2018) en geeft een standaardpercentage en dito percentage plus eenmaal de standaardfout. Deze staan vermeld in de laatste twee kolommen van tabel 10. De commissie kiest (uiteindelijk) niet voor een compensatie gebaseerd op het cumulatieve totaal van de grondversnellingen, maar op het aantal aardbevingen boven de 2,9 millimeter per seconde op de locatie van de woning. Blijkbaar doet de intensiteit van de aardbevingen er volgens de commissie niet toe; een aardbevingen die een grondversnelling veroorzaakt van 3 millimeter per seconde telt net zo zwaar als die van 5 millimeter per seconde.

Ook in deze rapportage zouden deze percentages plus eenmaal de standaardfout eenvoudig bepaald kunnen worden.¹⁷ Hoewel het een prijzenswaardig gebaar is van de commissie om statistische onzekerheid in de uitkomsten minder dan evenredig op het conto van woningeigenaren te laten drukken, is deze benadering discutabel.

De belangrijkste reden is de volgende. De statistische onzekerheid kan worden verkleind door met andere aardbevingskenmerken te werken. In plaats van een brede set van aardbevingsklassen, kan bijvoorbeeld ook worden gewerkt met slechts één variabele, namelijk het aantal aardbevingen boven de 2,9 millimeter per seconde op de locatie van de woning. De standaardfout van de coëfficiënt van deze

¹⁷ Als c staat voor de coëfficiënt waarde van een EQ-klasse en t voor de bijbehorende t -waarde, dan bedraagt de zo te bepalen waardedaling plus eenmaal de standaardfout in procenten: $100 * [\exp(c + c/t) - 1]$.

(niet-stationaire) variabele zal hierdoor aanzienlijk dalen. De keerzijde is dat de coëfficiëntschatting onzuiverder wordt,¹⁸ met name omdat het effect van aardbevingen op huizenprijzen, zoals dit rapport heeft laten zien, niet-lineair is. Dit impliceert dat de onderzoeker een keuze dient te maken tussen enerzijds zuiverder schattingen maar met grotere standaardfouten of anderzijds onzuiverder schattingen met kleine standaardfouten.¹⁹ Tabel 10 toont aan waarom de keuze voor een model met zuiverder schattingen is te prefereren boven een model met onzuiverder schattingen, ook als daar eenmaal de standaardfout bij wordt opgeteld. De reden is dat de commissie op basis van Atlas voor Gemeenten (Bosker et al., 2018) de waardedaling voor het overgrote deel van de gemeenten substantieel onderschat. Een van de aanleidingen tot dit onderzoek, als aangegeven in de inleiding van dit rapport, was de vraag of de voorgestelde compensatie niet te royaal is dan wel te zuinig. De uitkomsten tabel 10 laten geen twijfel dat de voorgestelde compensatie te zuinig is c.q. dat de woningeigenaren op deze manier minder compensatie krijgen toegewezen dan waar ze recht op hebben.

Slechts drie gemeenten lijken een uitzondering te vormen op deze regel. De eerste uitzondering is Loppersum. De waardedalingscompensatie die ik in deze studie vind voor woningeigenaren in deze gemeente is 1,65 procentpunt groter dan die van de commissie als van een standaardvergoeding wordt uitgegaan, maar 1,05 procentpunt kleiner als daar een toeslag van één standaardfout aan wordt toegevoegd. Echter, naar het zich laat aanzien heeft Atlas voor Gemeenten (Bosker et al., 2018) geen rekening gehouden met de correctie in vergelijking (9).

¹⁸ Sterker nog, de coëfficiëntschatting is in dit geval nietszeggend omdat de cumulatieve som van de grondsnelheden van alle aardbevingen een niet-stationaire variabele is (zie vaststelling 7).

¹⁹ Twee andere, zij het minder zwaarwegende redenen zijn:

1. Mede op advies van de commissie is in dit onderzoek gebruikt gemaakt van geclusterde c.q. robuuste standaardfouten. Deze zijn als regel groter dan normale standaardfouten. Omgekeerd zijn de gerapporteerde *t*-waarden kleiner dan normaal. Tabel 5 heeft dit duidelijk laten zien. Dit betekent dat de standaardfout die wordt opgeteld bij de berekende waardedaling als deze robuust is automatisch groter is. Echter bij de bepaling welke aardbevingsklassen wel of niet significant zijn, is vanwege deze grotere standaardfout het negatieve effect van aardbevingsklasse EQ2 op de waarde van woningen als niet significant aangemerkt en worden deze woningeigenaren daarom uitgesloten van compensatie. Waar de normale berekende *t*-waarde duidde op een significante coëfficiëntwaarde, doet de *t*-waarde gebaseerd op de robuuste standaardfout dat niet. Door deze handelswijze wordt een tweedeling gecreëerd tussen woningeigenaren net wel en net niet gelegen in het aardbevingsgebied die verder wordt opgeblazen door woningeigenaren net wel gelegen in het aardbevingsgebied ook nog eenmaal de standaardfout te vergoeden.
2. De statistische onzekerheid geldt niet voor één variabele, maar voor een set van variabelen. Bij het maken van een voorspelling dient daarom ook met de covariantie tussen deze set van variabelen rekening te worden gehouden. Elke toelichting of dat überhaupt is gedaan en op welke wijze ontbreekt in Atlas voor Gemeenten (Bosker et al., 2018) en het rapport van de commissie. Controle hierop is alleen mogelijk als zij haar data en schattingsprogramma's publiekelijk beschikbaar stelt, zodat andere wetenschappers in staat zijn om de uitkomsten te repliceren. Maar zoals ik al in de inleiding van dit rapport heb duidelijk gemaakt is dat niet realiseerbaar.

De tweede uitzondering vormen de gemeenten De Marne en Zuidhorn. Binnen deze gemeenten heb ik geen effect van aardbevingen op huizenprijzen kunnen vaststellen, terwijl daar volgens Atlas voor Gemeenten (Bosker et al., 2018) wel sprake van is. Vermoedelijk gaat het echter slechts om enkele woningen binnen deze gemeenten en daarmee om marginale verschillen.

Vaststelling 14: De waardecompensatieregeling voorgesteld door de commissie is over de grootste linie te zuinig, ook als deze compensatie wordt verhoogd met eenmaal de standaardfout. Deze verhoging met eenmaal de standaardfout is bovendien discutabel.

Om de hoogte te bepalen van de uit te betalen compensatie is de volgende informatie nodig:

1. De coördinaten van de woning (lengte- en breedtegraad) om te kunnen bepalen in hoeverre de betreffende woning door aardbevingen is getroffen tot op het moment van de peildatum. Op basis van deze informatie kan berekend worden tot welke aardbevingsklasse de woning behoort. In plaats van de coördinaten van de woning, kan ook de postcode6 worden gebruikt. Postcode6 gebieden zijn in het algemeen zo klein dat de mate waarin woningen door aardbevingen zijn getroffen binnen deze gebieden niet of nauwelijks van elkaar verschillen. Dit is ook makkelijker te communiceren. De doorsnee burger is goed op de hoogte van de postcode, maar niet van de coördinaten van zijn woning.
2. Om de waardedaling in procentpunten om te zetten in een geldbedrag (euro's), dient de woningwaarde te worden bepaald. Hiertoe kan de hedonische prijsvergelijking die is gebruikt om het prijseffect van door gaswinning veroorzaakte aardbevingen te bepalen. Dit model kent als controlevariabelen kenmerken van de woning en kenmerken van de omgeving waarin de woning is gelegen. Een probleem is echter dat als een huis niet is verkocht en toch de woningwaarde dient te worden bepaald, de hedonische prijsmethode alleen kan worden toegepast als van deze woning de NVM-kenmerken worden verzameld. Dit vergt tijd en is kostbaar met name als het om veel woningen gaat.

Er zijn aanwijzingen uit de makelaarswereld dat de kosten voor het registreren van de woningkenmerken en de taxatiekosten van woningen, hiertoe ook gerekend de kosten van hertaxaties na een beroep, een substantieel deel uitmaken van de bestaande waardedaling-compensatie en deze in sommige gevallen zelfs overtreffen.

Een veel goedkopere optie is om de WOZ-waarde van woningen te gebruiken, die jaarlijks op 1 januari wordt vastgesteld. Als 29 april 2014 wordt gebruikt als peildatum en de WOZ-waarde op 1 januari 2014, die in 2015 is bepaald, dan zijn de enige nog twee benodigde gegevens om de waardedaling uit te drukken in geldbedragen de postcode6 van een woning en de WOZ-waarde van 1 januari 2014. De WOZ-waarden van 1 januari 2014 zijn door de waardedaling als gevolg van aardbevingen lager dan daarvoor, maar dat is ook precies waarvoor gecompenseerd dient te worden. Tegelijkertijd zijn ze lager door krimp en de financiële crisis, die net als de aardbevingsproblematiek in 2013 zijn dieptepunt bereikte. Er moet echter voorkomen worden dat de waardedaling veroorzaakt door de laatste twee factoren ten onrechte wordt toegeschreven aan aardbevingen. WOZ-waarden op latere tijdstippen, zoals 1 januari 2019, hebben zich al weer kunnen

herstellen van de financiële crisis en vormen daarmee geen goed uitgangspunt. Voorts heeft een ieder die het niets eens was met de WOZ-waarde vaststelling van 1 januari 2014 de mogelijkheid gehad daartegen in beroep te gaan, terwijl beroepszaken die zijn ingediend inmiddels zijn afgerond. Omdat de belastingdienst beschikt over de adressen en de WOZ waarde van alle woningen in het aardbevingsgebied kan, wanneer deze regeling wordt gekozen, een eenmalige vergoeding voor alle woningeigenaren in het getroffen gebied worden gerealiseerd zonder noemenswaardige implementatiekosten en kan deze zaak ook op afzienbare termijn worden afgerond.

Als 29 april 2014 als peildatum wordt genomen, rijst tenslotte de vraag welk geldbedrag dient te worden overgemaakt aan de gedupeerden op de dag van uitkering. In de rechtspraak wordt hiervoor de wettelijke rente gebruikt. Volgens de Nederlandse Bank bedroeg de wettelijke rente over 2014 3,0% en bedraagt deze sinds 1 januari 2015 en tot op heden 2,0%. Nog uit te betalen compensatiebedragen dienen met deze percentages te worden verdisconteerd tot op de dag van uitkering. Zo loopt 1 euro waardecompensatie vastgesteld op de peildatum van 29 april 2014, maar uitgekeerd op 31 december 2019 berekend volgens de disconteringsformule $(1 * (1 + 0,03 * 246/365) * (1,02)^t)$ met $t=5$ op tot 1,1264 euro en uitgekeerd op 31 december 2020 met $t=6$ op tot 1,1489 euro. Al naar gelang t een andere waarde aanneemt kan deze formule eenvoudig worden aangepast. Zo men wil, kan deze verrekening worden beschouwd als een vorm van wachtgeld. Al naar gelang het langer duurt voordat woningeigenaren schadeloos worden gesteld, neemt het uit te keren bedrag toe met de wettelijke rente. Juridisch is dat een beter verdedigbaar concept dan een toeslag ter grootte van eenmaal de standaardfout.

Om een idee te krijgen van het totale uit te keren bedrag, heb ik de volgende berekening toegepast. Van alle huizen die tussen 12 augustus 2012 en 29 april 2014 verkocht zijn en die waardedaling hebben ondergaan, weet ik de transactieprijs. Op grond hiervan kan ik door toepassing van vergelijking (3) uitrekenen om welk bedrag dit gaat per woning op de peildatum van 29 april 2014. Vervolgens hoog ik dit op met de verhouding van het totale aantal woningen en de verkochte woningen in het aardbevingsgebied. Deze berekening resulteert in een bedrag van 614 miljoen euro op de peildatum van 29 april 2014, 692 miljoen na ophoging met de wettelijke rente indien dit wordt uitbetaald op 31 december 2019, dan wel 705 miljoen indien dit wordt uitbetaald op 31 december 2020. Bij deze bedragen wel de kanttekening dat dit alleen koopwoningen betreft en geen huurwoningen, omdat die niet voorkomen in het NVM databestand. Om de relatieve grootte van deze onvoorziene kostenpost veroorzaakt door gaswinning te kunnen duiden, kan deze tenslotte worden afgezet tegen de 417 miljard euro die de gaswinning de staat tot nu toe heeft opgeleverd sinds 1965 (Dagblad van het Noorden, 26 mei 2019).

9. Conclusie

Deze studie en dit rapport is een verbeterde versie van Durán en Elhorst (2018). De commissie heeft twee fundamentele bezwaren geuit tegen dit eerdere onderzoek; de gebruikte ruimtelijk-econometrische benadering levert geen oorzaak-gevolg relatie op en het gebruik van gemiddelde prijzen als alternatief voor tijdsdummies leidt tot onverwachte c.q. onverklaarbare resultaten. Deze twee bezwaren zijn in deze studie weggenomen. Om recht te doen aan de aanwezige temporele en cross-

sectionele correlatie in de data, wordt nu gewerkt met eerste verschillen in ruimte en tijd. Bovendien wordt op gangbare wijze gecontroleerd voor tijdsdummies aan de zo verkregen vergelijking.

Het onderzoek in deze verbeterde studie onderscheidt zich van dat in Atlas voor Gemeenten (Bosker et al., 2018) op drie belangrijke punten. Ten eerste past het een matchingsprocedure toe die beter past bij het data genererende proces. Atlas voor Gemeenten (Bosker et al., 2018) zoekt bij iedere woning gelegen in het aardbevingsgebied 1 vergelijkbare woning elders in Nederland, op afstanden tot aan 250 kilometer aan toe, op basis van locatietekenen. Deze studie zoekt bij iedere woning 3 vergelijkbare woningen op basis van woningkenmerken tot maximaal 2,5 kilometer die in de voorafgaande 6 maanden zijn verkocht. Dit komt beter overeen met de wijze waarop taxateurs, makelaars, kopers en verkopers acteren op de woningmarkt. Ten tweede schat deze studie alle coëfficiënten in de hedonische prijsvergelijking simultaan – zowel van woning-, omgevings- en aardbevingskenmerken, zodat het aardbevingsgebied tevens endogeen wordt vastgelegd – in plaats van stapsgewijs. Deze stapsgewijze aanpak toegepast door Atlas voor Gemeenten (Bosker et al., 2018) is econometrisch gezien niet te verdedigen. Ten derde wordt door te werken met eerste verschillen in ruimte en tijd voorkomen dat een stationaire variabele (de huizenprijs) wordt geregresseerd op een niet-stationaire variabele (het cumulatieve totaal van de grondversnellingen of het aantal (voelbare) aardbevingen), hetgeen leidt tot “spurious” (valse) regressieresultaten.

De gemiddelde waardedaling, uitgaande van tabellen 8 en 9, van alle koopwoningen die waardedaling hebben van aardbevingen ondervonden bedraagt 8,9%. Dit komt ondanks de gewijzigde aanpak toch sterk overeen met de 9,3% in Durán en Elhorst (2018). Niettemin zijn er twee belangrijke verschillen. Ten eerste is de spreiding rondom het gemiddelde van 8,9% veel kleiner. In Durán en Elhorst (2018) werden waardeverminderingpercentages gevonden die varieerden van 1,18% tot 27,26%. In deze studie variëren deze tussen de 3,35% tot 11,91%. Opvallend is bovendien het omvangrijke middensegment waarin alle woningen met 9,69% in waarde zijn gedaald. Het verschil in uitkomst tussen deze studie en dat van Durán en Elhorst (2018) komt door het gebruik van verbeterde formules van de grondversnelling die door Bommer et al. (2016, 2017) zijn ontwikkeld in opdracht van de NAM. Ten tweede is het endogeen bepaalde aardbevingsgebied in deze studie minder groot dan dat in Durán en Elhorst (2018), hetgeen eveneens is toe te schrijven aan de verbeterde formules van Bommer et al. (2016, 2017). Niettemin overtreffen de gevonden waardedalingen die van Atlas voor Gemeenten (Bosker et al., 2018), welke dezelfde formules heeft gebruikt.

Een schatting van de uit te betalen compensatie voor alle eigenaren van koopwoningen (huurwoningen zijn nog niet inbegrepen) bedraagt 614 tot 705 miljoen euro, afhankelijk van de uitkeringsdatum.

Literatuur

- Adviescommissiewaardedaling (2019) Advies waardedaling woningen aardbevingsgebied Groningen. Ministerie van Economische Zaken en Klimaat, Den Haag.
- Atlas voor Gemeenten (2016) Met angst en beven: Verklaringen voor dalende huizenprijzen in het Groningse aardbevingsgebied. Utrecht.
- Atlas voor Gemeenten (2017) Vijf jaar na Huizinge; het effect van aardbevingen op de huizenprijzen in Groningen. Utrecht.
- Bailey N., Holly S., Pesaran M. (2016) A two-stage approach to spatio-temporal analysis with strong and weak cross-sectional dependence. *Journal of Applied Econometrics* 31(1), 249–280.
- Bommer J.J., Stafford P.J., Ntinalexis M. (2016, 2017) Empirical ground-motion prediction equations for peak ground velocity from small-magnitude earthquakes in the Groningen field using multiple definitions of the horizontal component of motion. NAM, Assen.
- Bosker M., Garretsen H., Marlet G., Ponds R., Poort J., Dooren R. van, Woerkens C. van (2016) Met angst en beven: verklaringen voor dalende huizenprijzen in het Groningse aardbevingsgebied. Atlas voor Gemeenten, Utrecht.
- Bosker M., Garretsen H., Marlet G., Ponds R., Poort J., Dooren R. van, Woerkens C. van (2018) Nog altijd in beweging. Atlas voor Gemeenten, Utrecht.
- CBS (2017,2018) Woningmarktontwikkelingen rondom het Groningenveld. Centraal Bureau voor de Statistiek, Den Haag.
- Dagblad van het Noorden (2019) Ik wacht; 101 verhalen uit het aardbevingsgebied. Uitgeverij Balans, Amsterdam.
- Dost B., Eck T. van, Haak H. (2004) Scaling of peak ground acceleration and peak ground velocity recorded in the Netherlands. *Bollettino di Geofisica Teorica ed Applicata* 45(3), 153–168.
- Druckenmiller H., Hsiang S. (2018) Accounting for unobservable heterogeneity in cross section using spatial first differences. NBER working paper 25177.
- Durán N., Elhorst J.P. (2018) A spatio-temporal-similarity and common factor approach of individual housing prices: the impact of many small earthquakes in the north of Netherlands. University of Groningen, SOM Research Report, 2018007-EEF, Groningen.
- Elhorst J.P. (2018) Een eenvoudig compensatieschema woningwaardeverlies vanwege aardbevingen. *Tijdschrift voor Politieke Economie* 12(2), 52-64.
- Elhorst J.P. (2019) Spatial Panel Models and common factors. In: Fischer M.M, Nijkamp P. (eds.), *Handbook of Regional Science*. Springer, Berlin Heidelberg.
- Harmsma S., Marlet G., op 't Veld D. (2017) Methodologische verantwoording regeling waardedaling. Arcadis/Momentum/Atlas, Amersfoort/Delft/Utrecht.
- Halleck-Vega S.M., Elhorst J.P. (2016) A regional unemployment model simultaneously accounting for serial dynamics, spatial dependence and common factors. *Regional Science and Urban Economics* 60, 85–95.
- Harvey A.C. (1980) On comparing regression models in level and first differences. *International Economic Review* 2(3), 707-720.

- Holm S. (1979) A simple sequentially rejective multiple test procedure. *Scandinavian Journal of Statistics* 6(2), 65–70.
- King G., Nielsen R. (2019) Why propensity scores should not be used for matching (including supplementary appendix). Working paper, retrieved from j.mp/PScore.
- Konstantakis K.N., Michaelides P.G., Tsionas E.G., Minou C. (2015) System estimation of GVAR with two dominants and network theory: evidence for BRICs. *Economic Modelling* 51, 604616.
- Koster H.R.A., Ommeren J. van (2015) A shaky business: natural gas extraction, earthquakes and house prices. *European Economic Review* 80, 120-139.
- LeSage J.P., Pace R.K. (2009) *Introduction to spatial econometrics*. CRC Press Taylor & Francis Group, Boca Raton.
- Mak P. (2019) *Spatial and temporal diffusion in the Dutch housing market*. RUG, masterscriptie.
- Munro A. (2018) Economic valuation of a rise in ambient radiation risks: hedonic pricing evidence from the accident in Fukushima. *Journal of Regional Science* 58, 635-658.
- Op't Veld D., Bijlsma E., Hoef P. van de (2008) Automated valuation in the Dutch housing market: the web-application MarktPositie used by NVM-realtors. In Kauko T., d'Amato M. (eds) *Advances in Mass Appraisal Methods*, pp. 70–90. Blackwell Publishing, Berlin.
- Ponds R., Poort J., Marlet G. (2019) Compensatie woningwaardeverlies moet op basis van actueel model. *MeJudice*, 7 januari 2019.
- Pesaran M.H. (2004) General diagnostic tests for cross section dependence in panels. CESifo Working Paper Series No. 1229. Available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=572504>.
- Pesaran M.H. (2015a) Testing weak cross-sectional dependence in large panels. *Econometric Reviews* 34 (6-10), 1089-1116.
- Pesaran M.H. (2015b) *Time series and panel data econometrics*. Oxford University Press.
- Pesaran M.H., Yang C.F. (2016) Econometric analysis of production networks with dominant units. USC-INET Research Paper No. 16-25, available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=2851148>.
- Wooldridge J.M. (2009) *Introductory econometrics: a modern approach*, 4th edition. South-Western, Canada.