

Deze uitgave wordt mede mogelijk gemaakt door:



Rabo Real Estate Finance



REAL ESTATE RESEARCH QUARTERLY DECEMBER 2017 JAARGANG 16 NUMMER 4

REAL ESTATE RESEARCH QUARTERLY



DECEMBER 2017 jaargang 16 nummer 4

ONDERZOEK

Aardbevingsstress in Groningen: een serieus probleem voor bewoners

door Sylvia Jansen, Joris Hoekstra en Harry Boumeester

Het directe effect van een rijksmonumentenstatus op transactieprizen van woningen

door Maaike Middendorp en Mark van Duijn

De WOZ-waarde als marktwaarde-indicator

door Arjan Scholte Lubberink, Wim van der Post en Jan Veuger

Real Estate Research Quarterly is een onafhankelijke uitgave van de Vereniging van Onroerend Goed Onderzoekers Nederland (VOGON) in samenwerking met PropertyNL

REAL ESTATE RESEARCH QUARTERLY

DECEMBER 2017 jaargang 16 nummer 4

Real Estate Research Quarterly is een onafhankelijke uitgave van de Vereniging van Onroerend Goed Onderzoekers Nederland (VOGON) in samenwerking met PropertyNL



PROPERTYNL
Voorop in vastgoed ◆◆◆

COLOFON

Real Estate Research Quarterly signaleert nieuwe ontwikkelingen in de wetenschapsgebieden die relevant zijn voor de vastgoedsector. Daarnaast worden in Real Estate Research Quarterly wetenschappelijke inzichten toegepast om aanbevelingen te doen voor commerciële vastgoedpartijen, overheden, maatschappelijke instellingen en vastgoedopleidingen. Real Estate Research Quarterly biedt een podium voor analyses en discussies die kunnen bijdragen aan de verdere ontwikkeling van de vastgoedsector.

Real Estate Research Quarterly is een onafhankelijke uitgave van VOGON in samenwerking met ASRE en PropertyNL, en wordt mede mogelijk gemaakt door bijdragen van sponsors die op de achterzijde vermeld staan.

Redactieadres

Real Estate Research Quarterly
Postbus 75485
1070 AL Amsterdam
tel. 020-575 3317
e-mail vogon@propertynl.com

Hoofdredactie

drs. Paul Wessels MRICS

Raad van Advies

prof. dr. Tom Berkhout (Nyenrode Business University), prof. dr. Jan de Haan (OTB/TU Delft),
prof. dr. Pieter Tordoir (Ruimtelijk Economisch Atelier Tordoir)

Redactie

Voorzitter Prof. dr. J. Rouwendal (VU Amsterdam), drs. Lucas Ligtenberg (eindredactie), dr. Edwin Buitelaar (Planbureau voor de Leefomgeving), dr. ir. Tom Daamen (TU Delft), drs. Bart Louw (a.s.r. Vastgoed Vermogensbeheer), dr. Erik Louw (TU Delft), dr. Huub Ploegmakers (Radboud University), drs. Wim van der Post (Amsterdam School of Real Estate), Mr. Ramon Pasma (Baker McKenzie), drs. Kaj Deana (Bouwfonds Investment Management), drs. Maarten Donkers (Rabo Real Estate Finance)

Verder werken mee

Prof. dr. Ed Nozeman

Vormgeving

Antonysen.nl

Druk

Grafisch Bedrijf Tuijtel

Real Estate Research Quarterly wordt toegestuurd aan de abonnees van PropertyNL en aan de leden van de VOGON.

ISSN 1570-7814

Onderzoek

- 4 **Aardbevingsstress in Groningen: een serieus probleem voor bewoners**
door *Sylvia Jansen, Joris Hoekstra en Harry Boumeester*
- 19 **Het directe effect van een rijksmonumentenstatus op transactieprizen van woningen**
door *Maaïke Middendorp en Mark van Duijn*
- 27 **De WOZ-waarde als marktwaarde-indicator**
door *Arjan Scholte Lubberink, Wim van der Post en Jan Veuger*

Verder in dit nummer:

- 37 **Call for papers**

Aardbevingsstress in Groningen: een serieus probleem voor bewoners

De gasboringen in Groningen hebben de laatste 20 jaar geleid tot een toename in zowel het aantal als in de sterkte van aardbevingen in dit gebied. Deze bevingen leiden tot schade aan woningen en gebouwen zoals scholen, zorginstellingen en historisch erfgoed. Bewoners in het gebied kunnen gecompenseerd worden voor schade aan hun woning. Daarnaast kunnen zij bij verkoop van hun woning aanspraak maken op een compensatie voor de daling in woningprijs die het gevolg is van de invloed van aardbevingen op de woningmarkt. Het is echter lastig om de exacte hoogte van deze compensatie vast te stellen, omdat ook de bevolkingskrimp en de economische crisis de woningprijzen in het gebied negatief beïnvloeden (Jansen en Boelhouwer 2016; Jansen et al. 2016). De aardbevingen hebben echter niet alleen financiële consequenties. Ze zorgen er ook voor dat het woongenot onder bewoners afneemt door de stress die (de gevolgen van) de aardbevingen oproepen. Het gaat daarbij om aspecten zoals gevoelens van onveiligheid en zorgen over de verkoopbaarheid van de woning. Dat die zorgen terecht zijn, blijkt onder meer uit het feit dat een groep van 127 bewoners onlangs een kort geding heeft aangespannen tegen de NAM en dit heeft gewonnen. De bewoners eisen een compensatie voor de immateriële schade die zich uit in een afname van hun woongenot en toegenomen psychische stress.¹

door Sylvia Jansen, Joris Hoekstra en Harry Boumeester

Er zijn veel studies gedaan naar het effect van aardbevingen op het welbevinden. Over het algemeen zijn deze studies het er over eens dat aardbevingen kunnen leiden tot gevoelens van angst en depressie en dat er als gevolg van psychische spanningen ook lichamelijke klachten kunnen optreden (somatisering). Een interessante studie van Wang et al. (2000) liet zien dat bewoners van een zwaar beschadigd dorp 3 en 9 maanden na de aardbe-

ving een hoger psychisch welzijn rapporteerden dan bewoners van een veel lichter beschadigd dorp 10 kilometer verderop. Daarnaast bleek het psychisch welzijn van bewoners van het zwaar beschadigde dorp te verbeteren tussen 3 en 9 maanden na de aardbeving terwijl dit bij bewoners van het licht beschadigde dorp verder achteruitging. De onderzoekers gaven als verklaring dat er direct na de ramp fysieke en financiële hulp werd verleend aan bewoners van

beide dorpen, maar dat bewoners van het zwaar beschadigde dorp daarnaast ook psychologisch werden ondersteund. Dit geeft aan dat het effect van een aardbeving op het psychisch welzijn beïnvloed kan worden door het type hulpverlening dat wordt geboden.

Dit artikel gaat dieper in op de door de bewoners van het gebied ervaren aardbevingsstress. Het valt te verwachten dat niet alle bewoners in dezelfde mate stress zullen ervaren als gevolg van de aardbevingsproblematiek. Dit zal mede afhangen van de eigen ervaring met (de gevolgen van) de aardbevingen. In hoeverre heeft men zelf aardbevingen gevoeld of schade aan de woning ondervonden? En is er veel schade zichtbaar in de directe omgeving? Daarnaast zal het uitmaken of de bewoner in een koopwoning dan wel een huurwoning woont, hoe tevreden men is met de waardeontwikkeling van de woning en of het huidige woongebied ook met andere problemen (zoals bevolkingskrimp) wordt geconfronteerd. Ook kan worden verwacht dat demografische en sociaaleconomische kenmerken van bewoners een rol spelen. Tenslotte wordt de invloed van de mate van betrokkenheid bij de buurt onderzocht. Uit onderzoek van Postmes et al. (2016) is namelijk gebleken dat sociale buurtcohesie een positieve samenhang laat zien met de gezondheid en daardoor als een soort 'buffer' zou kunnen functioneren voor de negatieve effecten van gaswinning. De onderzoeksvragen luiden als volgt:

- 1) In welke mate ervaren bewoners van het gebied stress als gevolg van het optreden van aardbevingen?
- 2) Welke factoren zijn op deze aardbevingsstress van invloed?

De respondentgroep

De data voor deze analyse zijn verzameld onder bewoners van negen risico gemeenten in Groningen in juni 2015 in het kader van het onderzoek 'Wonen en aardbevingen

in Groningen: Een onderzoek in negen gemeenten' (Hoekstra 2016). In totaal zijn er meer dan 19.000 bewoners (ongeveer één op de drie bewoners in het gebied) per brief uitgenodigd om aan het onderzoek mee te werken. Zij konden de vragenlijst via internet invullen, maar een papieren vragenlijst was op aanvraag ook beschikbaar. Het responspercentage was 23% en na opschonen van de data bleken er 4.260 bruikbare vragenlijsten beschikbaar te zijn (Hoekstra 2016).

Tabel 1 geeft een overzicht van de sociodemografische gegevens van de respondenten. Mannen en vrouwen zijn in dezelfde mate vertegenwoordigd in de respondent groep. Bijna de helft van de respondenten heeft een leeftijd tussen 45 en 64 jaar en ruim een derde is ouder dan 65 jaar. De respondenten zijn in ongeveer gelijke groepen verdeeld als het gaat om opleidingsniveau en netto maandinkomen. Iets meer dan de helft van de respondenten (52%) woont samen met een partner en zonder thuiswonende kinderen. Dertig procent van de respondenten heeft thuiswonende kinderen. Het merendeel van de respondenten is eigenaar-bewoner (87%).

We hebben de beschikking over een aantal persoonskenmerken van de populatie (alle bewoners van de negen risicogemeenten). Deze gegevens worden getoond in de laatste kolom van Tabel 1. De gegevens zijn berekend op basis van informatie van het Centraal Bureau voor de Statistiek over 2015². Een vergelijking tussen de gegevens van de respondentgroep en de populatie laat zien dat bewoners ouder dan 45 jaar, huishoudens zonder kinderen en eigenaar-bewoners in de respondentgroep oververtegenwoordigd zijn. Daarentegen zijn bewoners jonger dan 45 jaar, alleenstaanden en huurders ondervertegenwoordigd. Op basis van de vergelijking kan dan ook geconcludeerd worden dat de respondentgroep niet

TABEL 1 ► SOCIODEMOGRAFISCHE KENMERKEN VAN DE RESPONDENTGROEP EN, VOOR ZOVER BEKEND, VAN DE POPULATIE

	Respondentgroep		Populatie
	n	%	%
Geslacht			
Man	2139	50%	50%
Vrouw	2121	50%	50%
Leeftijd³			
0 - 14 jaar	---	---	16%
15 - 24 jaar	20	1%	11%
25 - 44 jaar	631	15%	21%
45 - 64 jaar	2030	48%	31%
65 jaar en ouder	1542	36%	21%
Opleiding			
Geen, lagere school, LBO, VMBO, MAVO of vergelijkbaar	1292	30%	---
HAVO, VWO, MBO of vergelijkbaar	1347	32%	---
HBO, Universiteit of vergelijkbaar	1483	35%	---
Onbekend	138	3%	---
Type huishouden			
Alleenstaand	760	18%	32%
Huishouden zonder kinderen	2217	52%	34%
Huishouden met kinderen	1255	30%	34%
Aantal personen in het huishouden			
1	753	18%	---
2	2319	55%	---
3	461	11%	---
4	500	12%	---
5	156	4%	---
6 of meer	54	1%	---
Gemiddelde grootte huishouden	2,3		2,2
Netto huishoudinkomen per maand			
Maximaal € 2000	1026	24%	---
Tussen € 2001 en € 3000	991	23%	---
Meer dan € 3001	1049	25%	---
Onbekend/wil niet zeggen	1194	28%	---
Huur of koopwoning			
Koopwoning	3722	87%	64%
Huurwoning	528	13%	36%

TABEL 2 ► GEMIDDELDE EN STANDAARD DEVIATIE VAN DE ANTWOORDEN OP ZEVEN STELLINGEN DIE BETREKKING HEBBEN OP AARDBEVINGSSTRESS

	Gemid- delde	Standaard deviatie	n
Ik heb het gevoel met mijn zorgen over de aardbevingen niet serieus genomen te worden	3,37	1,25	3683
De dreiging van nieuwe aardbevingen maakt mij onzeker	3,16	1,26	3952
Ik ben bezorgd over de veiligheid van mijn gezin	2,85	1,26	3658
Ik voel mij onveilig als gevolg van de aardbevingen	2,79	1,22	3884
Ik voel mij minder gelukkig als gevolg van de aardbevingen	2,79	1,27	3880
Ik voel mij angstig als gevolg van de aardbevingen	2,51	1,13	3846
Ik heb psychische problemen als gevolg van de aardbevingen	2,05	1,03	3733

Noot: Een hogere score geeft een hogere mate van instemming weer (1-5)

representatief is voor de populatie. Voor een klein deel kan het verschil verklaard worden doordat de vragenlijst alleen ingevuld kon worden door personen van 18 jaar en ouder.

De afhankelijke variabele: aardbevingsstress

De ervaren aardbevingsstress werd in dit onderzoek onderzocht met behulp van zeven stellingen, gemeten op een vijfpunts Likertschaal. De antwoordmogelijkheden liepen uiteen van 1 'helemaal mee oneens' tot 5 'helemaal mee eens'. Ook konden de respondenten per vraag aangeven dat ze het antwoord niet wisten of dat de vraag op hen niet van toepassing was.

Tabel 2 toont de zeven stellingen, de gemiddelde score op elke stelling, de spreiding van de antwoorden (de standaard deviatie) en het aantal respondenten met een valide antwoord. Een hogere score geeft aan dat men meer problemen ervaart. Uit de tabel blijkt dat de respondenten het gemiddeld genomen het meest eens waren met de stelling "Ik heb het gevoel met mijn zorgen over de aardbevingen niet serieus genomen te worden". Het minst zijn de respondenten het eens met de stelling "Ik heb psychische problemen als gevolg van de aardbevingen".

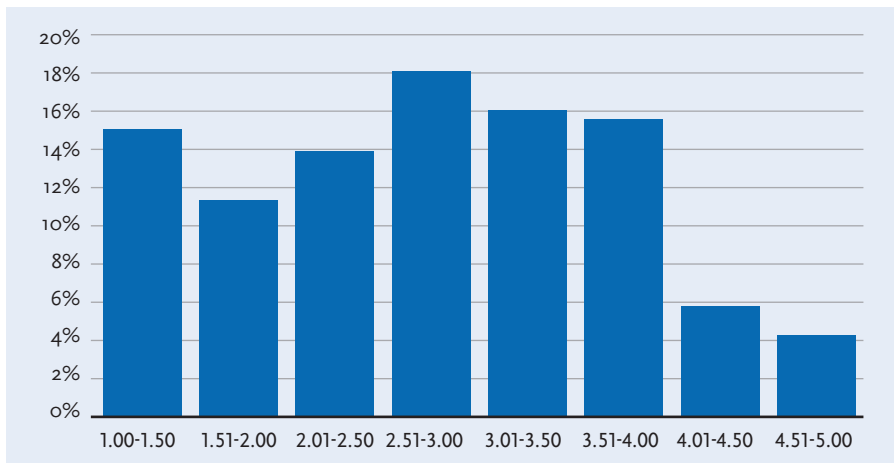
Met behulp van de Cronbach's Alpha test is vastgesteld dat de zeven stellingen samen

een betrouwbare schaal vormen. De coëfficiënt voor Cronbach's Alpha is met 0,93 (n = 3211) namelijk hoger dan de kritische waarde voor betrouwbaarheid van 0,70. Vervolgens is de gemiddelde score berekend voor respondenten die minimaal vier van de zeven stellingen beantwoord hebben (n = 3887). Deze gemiddelde score geeft weer hoeveel aardbevingsstress een respondent ondervindt. Een hogere score op de aardbevingsstress schaal geeft een hogere mate van stress weer. De gemiddelde score is 2,78 met een standaard deviatie van 1,03 en een range tussen 1 en 5.

In welke mate ervaren respondenten stress als het gevolg van het optreden van de aardbevingen?

Figuur 1 geeft de verdeling van de aardbevingsstress over de respondenten weer. Hiervoor is de aardbevingsstress schaal onderverdeeld in acht categorieën, elk met een lengte van 0,5 punt. Vijftien procent van de respondenten geeft aan niet of nauwelijks aardbevingsstress te ervaren (een score tussen 1,00 en 1,50). Verder blijkt uit de figuur dat 16% van de respondenten een score op de aardbevingsstress schaal heeft tussen 3,01 en 3,50 en nog eens 16% een score tussen 3,51 en 4. Deze respondenten hebben duidelijk te kampen met een zekere mate

FIGUUR 1 ► DE VERDELING VAN AARDBEVINGSSTRESS OVER DE RESPONDENTEN



van stress als gevolg van de aardbevingen. De hoogste categorieën (4,01-4,50 en 4,51-5,00) laten lagere percentages zien, maar betreffen samen toch nog tien procent van de respondenten. Dit is de groep die het meest te maken heeft met aardbevingsstress.

Welke factoren zijn van invloed op het ervaren van aardbevingsstress?

Bivariate analyses

In eerste instantie is met bivariate analyses onderzocht of de mate van aardbevingsstress verschillen laat zien op basis van persoonlijke ervaring met aardbevingen, eventuele schade aan de woning, tevredenheid met de waardeontwikkeling van de woning, de woonsituatie en de persoonlijke kenmerken van de respondent. Gegevens ten aanzien van bevolkingskrimp zijn verkregen op basis van de nota indeling gemeenten krimpregio's en anticiperregio's.⁴ Het percentage beschadigde woningen per postcode is gebaseerd op door de NAM aanleverde gegevens en toont het aantal woningen dat voor de eerste keer beschadigd is in een postcode, gedeeld door het totaal aantal woningen in het gebied. De variabele is ingedeeld in vier klassen conform de

indeling van Boelhouwer et al. (2016). Alle andere variabelen zijn gebaseerd op informatie die door de respondenten is verstrekt in de enquête.

Verschillen in de mate van aardbevingsstress tussen twee groepen (bv. mannen en vrouwen) zijn onderzocht met een independent samples t-test. Verschillen tussen meer dan twee onafhankelijke groepen (bv. type huishouden) zijn onderzocht met behulp van variantieanalyse (Anova). De gemiddelde scores per groep, de standaarddeviaties, de groepsgrootte en de p-waardes van de statistische toetsen worden getoond in de Appendix.

De resultaten laten zien dat de aardbevingsstress toeneemt met de mate van persoonlijke ervaring met aardbevingen en ook met de ervaren mate van schade aan de woning. Tevens neemt de ervaren aardbevingsstress toe naarmate het percentage beschadigde woningen in het postcodegebied hoger is (indeling in vier klassen). Voor wat betreft de huidige woonsituatie zien we dat eigenaar-bewoners meer aardbevingsstress ervaren dan huurders en dat bewoners in een gemeente met bevolkingskrimp (Ap-

TABEL 3 ► GEMIDDELDE EN STANDAARD DEVIATIE VAN ZES STELLINGEN OVER BUURTCOHESIE

	Gemid- delde	Stan- daard deviatie	n
Het is vervelend om in deze buurt te wonen (codering omgedraaid)	4,00	1,03	3828
In deze buurt gaan mensen op een prettige manier met elkaar om	3,82	0,75	4216
De mensen kennen elkaar nauwelijks in deze buurt (codering omgedraaid)	3,66	1,06	3901
Ik voel mij thuis bij de mensen in deze buurt	3,63	0,81	4214
Ik heb veel contact met mijn directe bureu	3,62	0,87	4232
Ik woon in een gezellige buurt met veel saamhorigheid	3,41	0,85	4183

Noot: een hogere score geeft een hogere mate van buurtcohesie weer (schaal 1-5)

pingedam, De Marne, Delfzijl, Eemsum, Loppersum) gemiddeld meer stress ervaren dan bewoners in een gemeente zonder bevolkingskrimp (Bedum, Slochteren, Ten Boer, Winsum). De aardbevingsstress neemt ook toe naarmate respondenten meer ontevreden zijn met de waardeontwikkeling van hun woning.

De persoonlijke kenmerken laten verschillen zien voor leeftijd, inkomen, type huishouden en het aantal personen in het huishouden. De aardbevingsstress neemt af naarmate de leeftijd hoger wordt. Daarnaast ervaren bewoners met een hoog inkomen gemiddeld genomen iets minder aardbevingsstress. Koppels met thuiswonende kinderen ervaren gemiddeld genomen meer aardbevingsstress dan huishoudens met een andere samenstelling. Tot slot neemt de aardbevingsstress toe naarmate het aantal personen in het huishouden toeneemt. Voor geslacht en opleiding zijn geen statistisch significante verschillen gevonden.

Een laatste variabele die is onderzocht, is de mate van betrokkenheid bij de buurt (sociale buurtcohesie). In dit onderzoek is gebruik gemaakt van zes stellingen die op een vijf-punts Likert schaal beantwoord konden worden. De gemiddelde scores worden ge-

presenteerd in Tabel 3. De scores van twee items zijn omgedraaid zodat voor alle stellingen geldt dat hogere scores duiden op meer sociale buurtcohesie. De coëfficiënt voor Cronbach's Alpha is 0,83, wat aangeeft dat de stellingen samen een betrouwbare schaal vormen. De gemiddelde score op de schaal 'sociale buurtcohesie' is 3,69 met een standaard deviatie van 0,67 (n = 4238). Er is een zeer zwakke samenhang tussen de schaal die sociale buurtcohesie meet en de aardbevingsstress schaal ($r = -0,07$, $p < 0,01$, $n = 3887$). De negatieve coëfficiënt geeft aan dat een hogere sociale buurtcohesie samenhangt met minder ervaren aardbevingsstress.

Regressieanalyse

Vervolgens zijn alle hierboven genoemde kenmerken gecombineerd in een regressieanalyse, zodat het onafhankelijke effect van elk van deze variabelen op de ervaren aardbevingsstress kan worden onderzocht. Hierbij dient echter eerst gecorrigeerd te worden voor multicollineariteit. Ten eerste is er een te hoge samenhang tussen de variabelen type huishouden en aantal personen in het huishouden. Daarom is er voor gekozen om alleen het type huishouden als verklarende variabele op te nemen in

de analyse. Ten tweede kan de variabele 'eigendomsverhouding' niet apart in de analyse worden opgenomen. Dit komt omdat alle huurders samen één categorie vormen binnen de variabele die de tevredenheid met de waardeontwikkeling van de woning weergeeft.⁵ Voor huurders speelt de waardeontwikkeling van de woning immers geen rol. Tot slot laat de variabele die het percentage beschadigde woningen in de postcode weergeeft (in vier klassen) een te hoge samenhang zien met de subjectieve variabele die woningschade aangeeft.⁶ Daarom is ook de variabele die het aandeel beschadigde woningen weergeeft, weggelaten uit de analyse.

De regressieanalyse is uitgevoerd met 3834 respondenten en levert een R^2 op van 0,277 (in andere woorden: 27,7% van de variantie in aardbevingsstress kan verklaard worden op basis van de voorspellende variabelen). De resultaten worden in Tabel 4 getoond. Uit de grootte van de gestandaardiseerde coëfficiënten kan afgeleid worden dat de ervaren schade aan de woning en de tevredenheid met de waardeontwikkeling van de woning de belangrijkste voorspellers zijn voor aardbevingsstress. De ongestandaardiseerde coëfficiënt laat zien dat bewoners die lichte schade aan hun woning rapporteren gemiddeld genomen een 0,39 hogere waarde voor aardbevingsstress hebben ervaren dan bewoners die geen schade rapporteren (op een schaal van 1 tot 5). Voor bewoners met zware schade aan de woning is dit zelfs bijna een heel punt. Voor de waardeontwikkeling van de woning zien we dat bewoners die zeer ontevreden zijn gemiddeld genomen 0,83 meer aardbevingsstress ervaren dan bewoners die neutraal zijn. Bewoners die ontevreden zijn, scoren een derde punt hoger op de aardbevingsstress schaal. De resultaten laten ook zien dat huurders gemiddeld genomen meer aardbevingsstress ervaren. Dit is echter geen relevant resultaat, omdat het hier gaat om de vergelijking tussen huurders en respondenten die neutraal

zijn over de waardeontwikkeling van hun koopwoning (de referentie groep). Een volgende belangrijke voorspeller is de persoonlijke ervaring met aardbevingen. Vergeleken met bewoners zonder ervaring met aardbevingen, hebben bewoners die eenmaal een aardbeving hebben gevoeld een 0,14 hogere score op de aardbevingsstress schaal; bewoners die vaker dan eenmaal een aardbeving hebben gevoeld, scoren bijna een halve punt hoger. Verder laten de resultaten zien dat bewoners van een niet-krimpgemeente gemiddeld genomen een 0,06 lagere score voor aardbevingsstress hebben dan bewoners van een krimpgemeente. Dit effect is echter net niet statistisch significant en relatief klein.

Van de persoonlijke kenmerken is inkomen de meest belangrijke voorspeller van aardbevingsstress. Vergeleken met bewoners met een hoog inkomen, ervaren bewoners met een laag, midden of onbekend inkomen gemiddeld genomen respectievelijk 0,24, 0,15 en 0,27 meer aardbevingsstress. Voor wat betreft opleiding zien we dat respondenten met een lage opleiding meer aardbevingsstress ervaren dan respondenten met een hoge opleiding. Tenslotte is er een statistisch significant effect van sociale buurtcohesie. Een groter gevoel van sociale buurtcohesie gaat samen met minder aardbevingsstress. Persoonskenmerken die in combinatie met de andere variabelen in het model geen statistisch significant verband met aardbevingsstress laten zien zijn geslacht, leeftijd en type huishouden.

Discussie en conclusie

De resultaten van de regressieanalyse lieten zien dat bewoners in de negen risicogemeenten in Groningen meer aardbevingsstress ervaren indien zij schade aan hun woning hebben opgelopen, één of meerdere malen een aardbeving hebben gevoeld, (zeer) ontevreden zijn met de waardeontwikkeling van hun woning, een lage

opleiding hebben, een laag of gemiddeld inkomen hebben en minder sociale buurtcohesie ervaren.

Er is met name een grote invloed van het hebben ondervonden van zware schade aan de woning op de ervaren aardbevingsstress. Er zijn hier – naast het feitelijk hebben van schade aan de woning – nog een aantal mogelijke oorzaken voor te noemen, zoals het tijdrovende (en mogelijk frustrerende) proces van schadeafwikkeling, zorgen om toekomstige schade, een onveilig gevoel in de beschadigde woning en zorgen over het effect van de schade op de verkoopbaarheid van de woning. De persoonlijke ervaring met schade aan de woning is voor het voorspellen van aardbevingsstress belangrijker dan de variabele die het percentage beschadigde woningen in de directe woonomgeving weergeeft (ingedeeld in vier klassen). Dit resultaat sluit aan bij de bevindingen van Postmes et al. (2016) die concluderen dat schade aan de eigen woning een sterker effect heeft dan de hoeveelheid schade in de omgeving op zowel het veiligheidsgevoel als op de gerapporteerde gezondheid van bewoners.

De analyse laat ook zien dat de persoonlijke ervaring met aardbevingen van invloed is op de ervaren aardbevingsstress. Dit effect is onafhankelijk van het hierboven genoemde effect van schade aan de woning. Dit geeft aan dat andere aspecten dan woningschade ook een rol spelen, zoals bijvoorbeeld zorgen over het welzijn en de veiligheid van het gezin en belangrijke anderen in de omgeving. De negatieve invloed van persoonlijke ervaring blijkt vooral zichtbaar bij respondenten die meerdere malen een aardbeving hebben ervaren. Mogelijk gaan bewoners er bij het eenmaal ervaren van een aardbeving nog van uit dat het min of meer toeval is dat de aardbeving juist hen is overkomen. Als het echter meerdere keren gebeurt, dan kan er geen sprake meer zijn van toeval en gaan

bewoners zich pas echt zorgen maken.

Er wordt ook een relatie gevonden tussen de tevredenheid met de waardeontwikkeling van de woning en de ervaren aardbevingsstress. De mate van aardbevingsstress neemt toe indien men (zeer) ontevreden is met de waardeontwikkeling. Dat eigenaar-bewoners zich terecht zorgen maken blijkt bijvoorbeeld uit onderzoek van het CBS (Centraal Bureau voor de Statistiek 2016). Het CBS concludeert dat de woningmarkt zich sinds 2012 in het aardbevingsgebied minder gunstig heeft ontwikkeld dan de woningmarkt in een soortgelijk referentiegebied zonder aardbevingen. Woningen in het aardbevingsgebied staan langer te koop en worden minder vaak verkocht. Ook blijft de prijsontwikkeling in het aardbevingsgebied achter ten opzichte van het referentiegebied. In het aardbevingsgebied daalden de woningprijzen met 0,2 procent tussen 2012 en 2016, terwijl het referentiegebied in dezelfde periode een stijging van 2,6 procent liet zien.

Het wonen in een krimpgebied levert iets meer aardbevingsstress op. Het resultaat is net niet statistisch significant en is met een coëfficiënt van -0,06 relatief klein in vergelijking met de eerdergenoemde variabelen. Uit dit resultaat valt af te leiden dat het oorspronkelijke verschil van bijna 0,20 tussen bewoners van een krimp en een niet-krimp gebied (zie Appendix) voor een groot deel toegeschreven kan worden aan een combinatie met andere factoren. Zo zijn bijvoorbeeld huishoudens met een hoger inkomen (die gemiddeld genomen minder aardbevingsstress ervaren) vaker in een niet-krimpgebied woonachtig (Hoekstra 2016). Ook blijken eigenaar-bewoners in krimpgebieden vaker ontevreden te zijn met de waardeontwikkeling van hun woning dan eigenaar-bewoners in niet-krimpgebieden (Hoekstra 2016). Door inclusie van deze variabelen in de regressieanalyse

TABEL 4 ► AARDBEVINGSSTRESS VOORSPELD OP BASIS VAN PERSOONLIJKE ERVARING, WOONSITUATIE EN PERSOONLIJKE KENMERKEN (N = 3837)

	Coëfficiënt	Standaardfout	Gestandaardiseerde coëfficiënt	p-waarde
Constante	1,81	0,14		< 0,01
Persoonlijke ervaring met aardbeving(en)				
Nee	---	---	---	---
Ja, één keer	0,14	0,06	0,05	0,01
Ja, meerdere keren	0,45	0,05	0,20	< 0,01
Persoonlijke ervaring met schade aan de woning				
Geen schade	---	---	---	---
Lichte schade	0,39	0,05	0,18	< 0,01
Zware schade	0,95	0,06	0,36	< 0,01
Onbekend/nvt	0,46	0,07	0,13	< 0,01
Hoe tevreden bent u over de waardeontwikkeling van uw woning?				
Zeer ontevreden	0,83	0,04	0,36	< 0,01
Ontevreden	0,33	0,04	0,15	< 0,01
Neutraal	---	---	---	---
Tevreden	-0,12	0,07	-0,03	0,08
Zeer tevreden	-0,11	0,18	-0,01	0,53
Weet ik niet	-0,04	0,09	-0,01	0,63
Huurt een woning	0,21	0,06	0,06	< 0,01
Bevolkingskrimp				
Wel krimpgemeente	---	---	---	---
Geen krimpgemeente	-0,06	0,03	-0,03	0,06
Geslacht				
Man	---	---	---	---
Vrouw	-0,02	0,03	-0,01	0,51
Leeftijd				
< 46 jaar	---	---	---	---
46-55 jaar	-0,02	0,04	-0,01	0,73
56-65 jaar	0,01	0,05	0,01	0,81
> 65 jaar	-0,03	0,05	-0,01	0,52

Opleiding				
Geen, lagere school, LBO, VMBO, MAVO of vergelijkbaar	0,12	0,04	0,05	<0,01
HAVO, VWO, MBO of vergelijkbaar	0,03	0,03	0,01	0,37
HBO, Universiteit of vergelijkbaar	---	---	---	---
Onbekend	0,06	0,09	0,01	0,51
Netto huishoudinkomen per maand				
Maximaal € 2000	0,24	0,05	0,10	< 0,01
Tussen € 2001 en € 3000	0,15	0,04	0,06	< 0,01
Meer dan € 3001	---	---	---	---
Onbekend/wil niet zeggen	0,27	0,04	0,12	< 0,01
Type huishouden				
Alleenstaand	---	---	---	---
Koppel zonder kinderen	0,03	0,04	0,01	0,54
Koppel met kinderen	0,08	0,05	0,04	0,11
Eenouder gezin	-0,01	0,09	-0,00	0,89
Sociale buurtcohesie	-0,09	0,02	-0,06	< 0,01

wordt voor deze effecten gecorrigeerd. Desalniettemin blijft er ook na correctie een effect van krimp op aardbevingsstress aanwezig. Dit geeft aan dat er nog andere aspecten zijn die een rol spelen. Het is mogelijk dat reeds bestaande problemen op sociaaleconomisch, maatschappelijk en psychosociaal gebied als gevolg van bevolkingskrimp het negatieve effect van de aardbevingen verder versterken.

Vergeleken met respondenten met een hoge opleiding blijken respondenten met een lage opleiding meer aardbevingsstress te ervaren. Onafhankelijk daarvan blijken ook respondenten met een lager of midden inkomen meer stress te ervaren dan respondenten met een hoger inkomen. Het is mogelijk dat de eerste groep minder financiële mogelijkheden ziet om het gebied te kunnen verlaten en dat zij zich min of meer 'gevangen' voelen in het gebied. Een andere

studie liet echter zien dat de hoogte van het inkomen geen effect heeft op de intentie om te verhuizen binnen twee jaar (Jansen et al. 2017). Het is waarschijnlijk nagenoeg even moeilijk voor bewoners met hoge en lage inkomens om hun woning te verkopen voor een redelijke en voor hen acceptabele prijs. Beide groepen hebben immers navante hypotheekverplichtingen en kunnen daardoor niet eenvoudig een woning elders kopen of huren. Een andere mogelijke verklaring voor het gevonden resultaat is dat respondenten met een lager of midden inkomen minder geld beschikbaar hebben om bijvoorbeeld reparaties voor te schieten. Uit de literatuur blijkt overigens dat er over het algemeen een positieve samenhang wordt gevonden tussen inkomen en gevoelens van welbevinden, tevredenheid en gezondheid (bijvoorbeeld Ettner 1996 en Diener et al. 2013). Dit sluit aan op onze resultaten. In de literatuur worden legio rede-

nen gegeven voor de positieve relatie tussen inkomen en welzijn, zoals het zich kunnen veroorloven van betere gezondheidszorg en het wonen in een kwalitatief betere woning of woonmilieu.

Tot slot laat de regressieanalyse zien dat er een effect is van sociale buurtcohesie waarbij een groter gevoel van sociale buurtcohesie samen gaat met minder aardbevingsstress. Dit resultaat sluit aan bij de door Postmes et al. (2016) gerapporteerde conclusie dat sociale cohesie van de buurt een positief effect heeft op gezondheid en mogelijk als een soort 'buffer' zou kunnen werken om de negatieve effecten van de gaswinning te verkleinen.

Een beperking van de hier gerapporteerde studie is dat de samenstelling van de respondentengroep niet representatief is voor de populatie (alle inwoners van de negen risicogebieden). De vergelijking met de populatie liet zien dat bewoners boven de 45 jaar, huishoudens zonder thuiswonende kinderen en eigenaar-bewoners oververtegenwoordigd zijn en dat bewoners onder de 45 jaar, alleenstaanden en huurders daarentegen ondervertegenwoordigd zijn. De regressieanalyse liet echter zien dat leeftijd en de samenstelling van het huishouden nauwelijks van invloed zijn op de ervaren aardbevingsstress. Mogelijk is er wel een effect van eigendomsverhouding, dat wil zeggen dat huurders minder aardbevingsstress lijken te ervaren (zie de Appendix). Dit effect kon echter niet goed onderzocht worden in de regressieanalyse omdat de huurders een speciale categorie vormen van de variabele die de tevredenheid met de waardeontwikkeling van de woning meet⁴. Een gerelateerd probleem betreft het relatief lage responspercentage van 23%. Het is daarnaast mogelijk dat met name bewoners die (psychische) problemen van de aardbevingen ondervinden aan het onderzoek hebben meegewerkt. Hoekstra (2016) geeft

aan dat er een hogere respons is in gebieden met een hogere aardbevingsintensiteit. Dit zou kunnen leiden tot een overschatting van de problematiek. Dit heeft echter alleen effect op de hoogte van de gerapporteerde aardbevingsstress en niet of nauwelijks op de onderlinge verbanden tussen de diverse variabelen en de aardbevingsstress.

Een andere beperking betreft de subjectiviteit van de gegevens. Alle variabelen, behalve het percentage beschadigde woningen in de postcode in vier klassen en de variabele die het wonen in een (niet)krimpgebied weergeeft, zijn gebaseerd op de antwoorden van de respondenten in de enquête. Enige validering is mogelijk. In het onderzoek is gevraagd of de ervaren schade aan de woning is vastgesteld door de NAM of het CVW. In antwoord daarop geeft 76% van de respondenten met lichte schade aan dat de schade officieel is vastgesteld; nog eens 10% geeft aan dat de schade wel is aangemeld, maar nog niet is vastgesteld. Slechts 11% geeft aan dat de schade niet is gemeld. Bij zware schade heeft 86% van de respondenten door de NAM/CVW vastgestelde schade en nog eens 12% heeft de schade al wel gemeld, maar het is nog niet vastgesteld. Slechts 2% heeft de schade niet gemeld. Deze resultaten laten zien dat de subjectief ervaren schade aan de woning grotendeels overeenkomt met objectief vastgestelde schade. Daarnaast laat de Appendix zien dat de gemiddelde hoeveelheid gerapporteerde aardbevingsstress oploopt naarmate het percentage woningen met geregistreerde schade in de postcode (in vier klassen) oploopt. Dit geeft aan dat er in ieder geval enige variatie is in aardbevingsstress en dat deze variatie consistent lijkt te zijn met de mate van gerapporteerde schade en mogelijk ook met de ernst en de frequentie van aardbevingen. In een vervolgonderzoek zou mogelijk de invloed van de vastgestelde schade, als percentage van de woningwaarde, op de ervaren aardbevingsstress onder-

zocht kunnen worden. Dit geeft een objectieve maat voor de mate van schade weer.

Een andere beperking van de studie is dat er als gevolg van het cross-sectionele design geen duidelijk onderscheid gemaakt kan worden tussen oorzaak en gevolg. We gaan er bijvoorbeeld van uit dat respondenten die zware schade aan hun woning rapporteren als gevolg daarvan meer aardbevingsstress ervaren. Het valt echter niet uit te sluiten dat bewoners die meer aardbevingsstress ervaren eventuele schade aan hun woning vaker als 'zwaar' labelen. Ook kan er gemakkelijk een 'schijnrelatie' ontstaan. Met dit laatste wordt bedoeld dat er een achterliggende factor is die eigenlijk verantwoordelijk is voor de relatie tussen twee variabelen, maar die over het hoofd gezien wordt. We gaan er bijvoorbeeld van uit dat de ontevredenheid met de waardeontwikkeling van de woning van invloed is op de ervaren aardbevingsstress. Maar misschien is er een achterliggende oorzaak die zowel leidt tot ontevredenheid met de waardeontwikkeling als tot aardbevingsstress. Tot slot is de variabele 'aardbevingsstress' gebaseerd op de antwoorden op zeven stellingen. Een voordeel hiervan is dat dit de betrouwbaarheid van de aardbevingsstress schaal verhoogt. Een score die is gebaseerd op meerdere variabelen die ongeveer hetzelfde meten is betrouwbaarder dan het antwoord op slechts één vraag. Een nadeel van deze werkwijze is echter dat de aardbevingsstress schaal een mix laat zien van emoties (bv. zich angstig of ongelukkig voelen) en cognities (bv. zich zorgen maken over de veiligheid van het gezin). Dit betekent dat we dit soort aspecten niet in de regressieanalyse kunnen includeren als voorspeller van aardbevingsstress, omdat ze al deel uitmaken van het concept zelf. Een aanbeveling voor vervolgonderzoek is dan ook om – naast specifieke aardbevingsgerichte vragen – ook een generieke kwaliteit van leven vragenlijst in het onderzoek te includeren. De resultaten hiervan kunnen dan vergeleken worden met andere

in Nederland uitgevoerde studies naar kwaliteit van leven.

Deze bijdrage heeft laten zien dat de aardbevingsproblematiek leidt tot stress bij een aanzienlijk deel van de bevolking in het aardbevingsgebied en daarmee het woongenot van deze bewoners onder druk zet. Om het gebied een nieuwe toekomst te geven is het zaak om deze stress zoveel mogelijk weg te nemen. Uit de studie van Wang et al. (2000), die in de inleiding beschreven werd, bleek dat psychologische hulpverlening, naast fysieke en financiële hulpverlening, een belangrijke rol kan spelen bij het verhogen van het psychisch welzijn. Het financieel compenseren voor schade aan de woning en voor een daling van de woningprijs lijkt dan ook niet voldoende te zijn. Er dient ook aandacht te komen voor andere psychosociale effecten van de aardbevingsproblematiek, zoals het wegnemen van gevoelens van onveiligheid en het gevoel dat er niet serieus met de problemen wordt om gegaan.

OVER DE AUTEURS

Sylvia Jansen is als universitair docent verbonden aan de afdeling OTB - Onderzoek voor de gebouwde omgeving van de Technische Universiteit Delft.

Joris Hoekstra is als universitair docent verbonden aan de afdeling OTB - Onderzoek voor de gebouwde omgeving van de Technische Universiteit Delft.

Harry Boumeester is als universitair docent verbonden aan de afdeling OTB - Onderzoek voor de gebouwde omgeving van de Technische Universiteit Delft.

VOETNOTEN

- 1 <https://www.rechtspraak.nl/Organisatie-en-contact/Organisatie/Rechtbanken/Rechtbank-Noord-Nederland/Nieuws/Paginas/NAM-aansprakelijk-immateriele-schade-inwoners-Groningenveld.aspx>
- 2 <https://www.cbs.nl/nl-nl/maatwerk/2015/48/kerncijfers-wijken-en-buurtten-2015>
- 3 Om een vergelijking mogelijk te maken tussen respondentgroep en populatie is de categorie-indeling gebaseerd op de indeling van het CBS. In de analyses wordt echter een indeling gebruikt die beter aansluit op de verdeling van leeftijd in de respondentgroep.
- 4 <https://www.rijksoverheid.nl/onderwerpen/bevolkingskrimp/documenten/publicaties/2015/06/29/indeling-gemeenten-krimpregio-s-en-anticiperregio-s>
- 5 Het weglaten van de huurders zou leiden tot het verwijderen van deze cases uit de analyse.
- 6 De keuze voor het weglaten van deze variabele is gebaseerd op drie redenen. Ten eerste heeft alleen deze variabele waarden voor de VIF factor die hoger zijn dan 10 (een criterium voor multicollineariteit). Ten tweede verklaart deze variabele alleen slechts 1% van de variantie in aardbevingsstress. Ter vergelijking, de persoonlijke ervaring met schade aan de woning verklaart 12% van de variantie. Tot slot geeft de subjectieve variabele de schade op individueel niveau weer en de objectieve variabele de schade op het niveau van de postcode en ingedeeld in vier klassen.

LITERATUUR

- Boelhouwer P, Boumeester H, Groetelaers D, Hoekstra J, van der Heijden H, Jansen S, Korthals Altes W, de Wolf H, Simon C, de Haan F, Grisnich F, Ringersma R (januari 2016). Woningmarkt- en leefbaarheidsonderzoek aardbevingsgebied Groningen. Delft: Technische Universiteit Delft.
- Centraal Bureau voor de Statistiek (2016). Woningmarktontwikkelingen rondom het Groningenveld. 1^e kwartaal 1995 tot en met 2^e kwartaal 2016. Den Haag: Centraal Bureau voor de Statistiek.
- Diener E, Inglehart R, Tay L (2013). Theory and validity of life satisfaction scales. *Social Indicators Research*, 112, 497-527.
- Ettner SL (1996). New evidence on the relationship between income and health. *Journal of Health Economics*, 15, 67-85.
- Hoekstra J (januari 2016). Wonen en aardbevingen in Groningen: Een onderzoek in negen gemeenten. Delft: Technische Universiteit Delft.
- Jansen SJT, Boelhouwer PJ (2016). Beoordeling woningmarktmodellen aardbevingsgebied: Aanbevelingen voor een optimale compensatieregeling. *Real Estate Research Quarterly*, 15 (2), 30-47.
- Jansen S, Boelhouwer P, Boumeester H, Coolen H, de Haan J, Lamain C (januari 2016). Beoordeling woningmarktmodellen aardbevingsgebied Groningen. Delft: Technische Universiteit Delft.
- Jansen SJT, Hoekstra JSCM, Boumeester HJFM (2017). The Impact of earthquakes on the intention to move: Fight or flight. *Journal of Environmental Psychology*, 54, 38-49.
- Postmes T, Stroebe K, Richardson J, LeKander B, Oldersma F (2016). Veiligheidsbeleving, gezondheid en toekomstperspectief van Groningers. Wetenschappelijk rapport #1. Groningen: Rijksuniversiteit Groningen.
- Wang X, Gao L, Zhang H, Zhao C, Shen Y, Shinfuku N (2000). Post-earthquake quality of life and psychological well-being: Longitudinal evaluation in a rural community sample in northern China. *Psychiatry and Clinical Neurosciences*, 54, 427-433.

APPENDIX ► AARDBEVINGSSTRESS OP BASIS VAN PERSOONLIJKE ERVARINGEN EN KENMERKEN

Variabele	Gemiddelde aardbevingsstress	Standaard deviatie	n	p-waarde
Gegevens op basis van de enquête				
Heeft u in de provincie Groningen wel eens een aardbeving gevoeld?				< 0,01
Nee	2,20	0,93	403	
Ja, één keer	2,42	0,97	680	
Ja, meerdere keren	2,95	1,00	2801	
Heeft uw woning schade als gevolg van de aardbevingen?				< 0,01
Geen schade	2,07	0,91	334	
Lichte schade	2,69	0,96	2499	
Zware schade	3,46	0,96	701	
Weet ik niet/nvt	2,67	1,01	353	
Hoe tevreden bent u over de waardeontwikkeling van uw woning?				< 0,01
Zeer ontevreden	3,37	0,93	1094	
Ontevreden	2,75	0,92	1254	
Neutraal	2,36	0,88	743	
Tevreden	2,15	0,95	219	
Zeer tevreden	2,12	0,99	25	
Weet ik niet	2,34	1,11	119	
Huurt een woning	2,57	1,06	430	
Huur of koopwoning				< 0,01
Koopwoning	2,80	1,02	3457	
Huurwoning	2,57	1,06	430	
Geslacht				0,38
Man	2,76	1,03	1971	
Vrouw	2,79	1,02	1916	
Leeftijd				< 0,01
< 46 jaar	2,89	1,02	708	
46-55 jaar	2,82	0,98	838	
56-65 jaar	2,80	1,03	1163	
> 65 jaar	2,65	1,05	1155	
Opleiding				0,28
Geen, lagere school, LBO, VMBO, MAVO of vergelijkbaar	2,76	1,01	1088	
HAVO, VWO, MBO of vergelijkbaar	2,76	1,03	1273	
HBO, Universiteit of vergelijkbaar	2,79	1,04	1419	
Onbekend	2,96	1,06	99	
Netto huishoudinkomen				< 0,01
Maximaal € 2000	2,78	1,02	878	
Tussen € 2001 en € 3000	2,75	1,01	936	
Meer dan € 3001	2,66	1,01	1017	
Onbekend/wil niet zeggen	2,91	1,05	1056	

Type huishouden				< 0,01
Alleenstaand	2,70	1,06	636	
Koppel zonder kinderen	2,76	1,03	2023	
Koppel met kinderen	2,87	1,00	1094	
Eenouder gezin	2,74	1,02	121	
Aantal personen in het huishouden				< 0,01
1	2,70	1,06	630	
2	2,75	1,03	2108	
3	2,86	0,98	447	
4	2,86	0,98	490	
5 of meer	2,92	1,08	206	
Gegevens op basis van externe bronnen				
Percentage beschadigde woningen in postcodegebied				
< 5%	2,59	0,94	67	< 0,01
5-39%	2,72	1,02	850	
39-60%	2,73	1,01	1950	
> 60%	2,93	1,07	1020	
Krimp				< 0,01
Wel krimpgemeente	2,86	1,04	2288	
Geen krimpgemeente	2,65	1,00	1598	

VERANDERING VAN ECONOMISCHE WAARDERING VAN MONUMENTENSTATUS
TUSSEN 1990 EN 2015¹

Het directe effect van een rijksmonumentenstatus op transactieprizen van woningen

door Maaïke Middendorp en Mark van Duijn

Vanuit de wetenschappelijke literatuur is bekend dat een monumentenstatus een positief direct effect heeft op transactieprizen van woningen. Echter in de literatuur wordt vaak aangenomen dat het directe effect constant is door de tijd heen. Dit artikel onderzoekt voor tien gemeentes hoe het directe effect van een rijksmonumentenstatus op de transactieprijs is veranderd tussen 1990 en 2015. Resultaten tonen aan dat het gemiddelde directe effect positief is. Wanneer naar de ontwikkeling van het directe effect wordt gekeken, is te zien dat de premie vanaf 1990 tot 2003 afneemt, en daarna weer langzaam toeneemt. Een mogelijke reden voor deze trend is een sterke groei van het aantal rijksmonumenten tussen 1997 en 2003 en een lage groei na 2006.

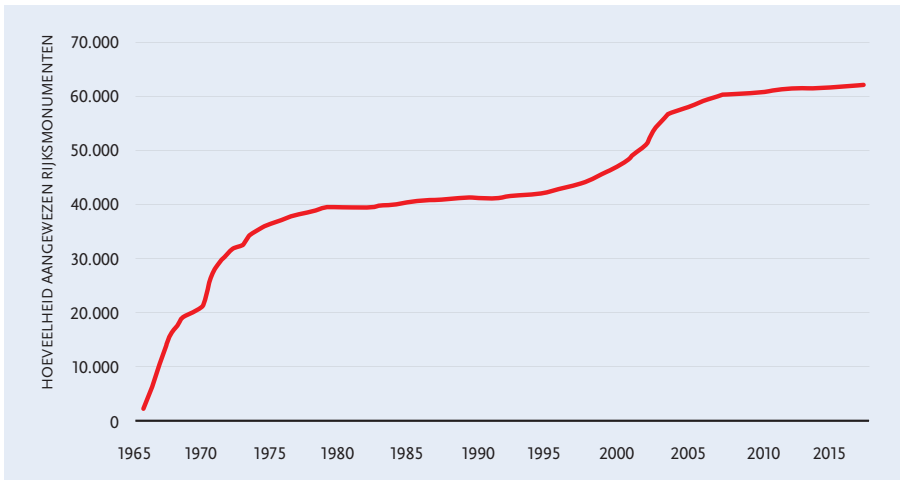
In 1961 is de eerste Monumentenwet in werking getreden (Tillema, 1975). In deze wet is onder andere vastgelegd welk stedenbouwkundig, bouwkundig en archeologisch erfgoed van grote culturele waarde is en beschermd moet worden. Sindsdien zijn veelvuldig unieke cultuurhistorische vastgoedobjecten door de (lokale) overheid in Nederland erkend met een (rijks) monumentenstatus. Deze monumenten zijn belangrijk omdat ze de leefbaarheid en

culturele identiteit van een gebied voor een groot deel bepalen. De monumenten kunnen gezien worden als een publiek goed dat de kwaliteit van leven in een gebied verhoogt. Naast het toekennen van een monumentenstatus regelt de Monumentenwet de aanwijzing van beschermde stads- en dorpsgezichten. Nederland telt in 2016 bijna 62.000 rijksmonumenten en meer dan 450 beschermde stads- en dorpsgezichten. De grootste groep rijksmonumenten – ongeveer 58% – heeft een woonfunctie (RCE, 2017). Figuur 1 toont de hoeveelheid rijksmonumenten per jaar tussen 1965 en 2015. Interessant zijn de periodes van sterke groei met name tussen 1997 en 2003. Deze sterke groei kan toegekend worden aan het Monumenten Inventarisatie Project (MIP) en het daaropvolgende Monumenten Selectie Project (MSP) waarbij ongeveer 13.000 nieuwe rijksmonumenten zijn geselecteerd en aan het monumentenbestand toegevoegd. Dat is een stijging van de hoeveelheid rijksmonumenten van bijna 30% in deze periode.

Het dilemma van het beschermen van gebouwd erfgoed

Het beschermen van historische woningen en buurten is een omstrede onderwerp.² Voorstanders beweren dat stedelijke ontwikkeling niet genoeg rekening houdt met

FIGUUR 1 ► GROEI AANTAL RIJKSMONUMENTEN TUSSEN 1965 EN 2015 IN NEDERLAND



Bron: RCE (2017)

de cultuurhistorische kenmerken van de omgeving. Het argument is dat individuele eigenaren niet de volledige sociale baten kunnen internaliseren (Mourato & Mazzanti, 2002). Ook beweren de voorstanders dat de cultuurhistorische kenmerken van de omgeving zorgen voor economische externe effecten met betrekking tot de woningmarkt, bedrijvigheid, en toerisme (Plat-form 31, 2013).

Tegenstanders beweren dat de bescherming van historische woningen en buurten nieuwe ontwikkelingen en veranderingen van de desbetreffende woning of omgeving tegenhoudt. Het belangrijkste argument is dat de rechten van woningeigenaren oneerlijk worden beperkt. Woningeigenaren van rijksmonumenten ondervinden meer restricties met betrekking tot onderhoud en – mogelijk waardeverhogende – veranderingen aan de woning. Ook beweren de tegenstanders dat het verbieden van stedelijke ontwikkelingen binnen beschermde omgevingen het woningaanbod beperkt. Recente demografische ontwikkelingen laten zien dat er een stijgende vraag is naar woningen

in stedelijke gebieden. De combinatie van een beperkt woningaanbod door bescherming en een stijgende woningvraag in deze gebieden heeft stijgende woningkosten als gevolg wat negatief bijdraagt aan de betaalbaarheid van wonen (Glaeser, 2010).

Het is onduidelijk welk beleid maatschappelijk het meest gewenst is. Voornamelijk omdat het lastig is om de baten van het beschermen van historische woningen en buurten vast te stellen.

Het directe effect

Bovenstaande discussie leidt tot vele wetenschappelijke vragen met name over de richting en de grootte van de directe en indirecte effecten van het toekennen van een monumentenstatus en beschermd stads- of dorpsgezicht. Dit artikel richt zich op één van deze aspecten en verdiept zich in de directe effecten van het bezitten van een woning met een monumentenstatus op de verkoopwaarde van deze woning. De discussie in dit artikel richt zich voornamelijk op de richting, de grootte en de ontwikkeling van het directe effect.

In Nederland zijn een aantal onderzoeken uitgevoerd naar het directe effect van een monumentenstatus op de waarde van een woning (Lazrak et al., 2014; Marlet et al., 2015; Ruijgrok, 2006). Ruijgrok (2006) heeft als eerste in Nederland de invloed van een monumentenstatus op de woningprijzen onderzocht in de gemeente Tiel. Met een hedonisch prijsmodel op basis van 17 variabelen wordt een positief direct effect gevonden van gemiddeld ongeveer 15%. Dit waardeverhogend effect is volgens Ruijgrok (2006) toe te rekenen aan de authenticiteit en de façade-elementen van de woning met een monumentenstatus. Lazrak et al. (2014) vinden dat het directe effect van een monumentenstatus gemiddeld ongeveer 20% is in de gemeente Zaanstad. Marlet et al. (2015) hebben voor heel Nederland onderzocht wat de waarde van een monumentenstatus is. Woningen met een monumentenstatus worden gemiddeld voor €64.052 meer verkocht dan woningen zonder monumentenstatus. De gemiddelde verkoopprijs van een woning met een rijksmonumentenstatus is ongeveer €375.000 in het onderzoek van Marlet et al. (2015). Dit betekent dat er gemiddeld een premie wordt betaald van ongeveer 17% voor een woning met een monumentenstatus.

De bovengenoemde resultaten nemen impliciet aan dat de premie van een monumentenstatus constant is door de tijd heen. Er wordt dan ook vaak gezegd dat monumenten 'waardevast' zijn. Een eerste stap om trendeffecten van gebouwd erfgoed te onderzoeken is uitgevoerd door Lazrak et al. (2014), maar in deze beknopte analyse zijn geen significante trendeffecten gevonden voor rijksmonumenten in de gemeente Zaanstad. De grootste contributie van ons artikel is om deze analyse verder uit te breiden om meer duidelijkheid te scheppen omtrent de ontwikkeling van het waardeverhogend effect van een monumentenstatus. Het schatten van de trend van het directe effect is geen gemakkelijke opgave. Ten

eerste, een monumentenstatus is een karakteristiek van een woning en heeft daardoor geen geobserveerde marktprijs. Ten tweede, de hoeveelheid rijksmonumenten wordt niet door de vraag vanuit de markt bepaald, maar aangewezen door de overheid. Ten derde, elk rijksmonument heeft haar eigen unieke cultuurhistorische aspecten die verschillend gewaardeerd kunnen worden door mogelijke kopers. Deze unieke aspecten worden vaak niet door de onderzoeker geobserveerd en zijn veelal niet te kwantificeren. Om tot degelijke resultaten en conclusies te komen, zijn daarom veel transacties van woningen met en zonder een monumentenstatus nodig.

Data en methodologie

In deze studie is gekozen voor een selectie van Nederlandse gemeentes die de meeste monumenten en een degelijke hoeveelheid observaties van verkochte woningen met en zonder monumentenstatus, en binnen en buiten een stads- of dorpsgezicht bevatten. De volgende gemeentes zijn geselecteerd: Alkmaar, Amsterdam, Leiden, Maastricht, Middelburg, Staphorst, Stichtse Vecht, Utrecht, Waterland en Wassenaar. De transactiedata voor deze gemeentes zijn afkomstig van de Nederlandse Vereniging van Makelaars o.g. en Vastgoeddeskundigen (NVM) en worden gecombineerd met de informatie over rijksmonumenten en beschermde stads- en dorpsgezichten van de Rijksdienst voor Cultureel Erfgoed (RCE).³ De studieperiode betreft 26 jaar, van 1990 tot en met 2015. De uiteindelijke dataset bestaat uit 210.754 observaties waarvan 6.850 transacties van rijksmonumenten.

De NVM-data bevat (structurele) woningkarakteristieken: transactieprijs, type woning, bouwjaar, vloeroppervlakte, hoeveelheid kamers, monumentenstatus, et cetera. Met de RCE-data is gecheckt of de verkochte woning een rijksmonument is op het moment van verkoop. De variabele rijksmonument is een simpele (ja/nee) indicator die

TABEL 1 ► UITKOMSTEN UIT DE REGRESSIEANALYSES

	Model 1		Model 2		Model 3	
	Coeff.	(Std. fout)	Coeff.	(Std. fout)	Coeff.	(Std. fout)
Rijksmonument	0,146***	-0,0033	0,122***	-0,0068	0,236***	-0,0105
Rijksmonument * trend			0,0017***	-0,00041	-0,0219***	-0,0017
Rijksmonument * trend ²					0,00087***	-0,000061
Stads- of dorpsgezicht	0,190***	-0,0016	0,189***	-0,0016	0,191***	-0,0016
Structurele woningkenmerken	JA		JA		JA	
Bouwjaarperiodes	JA		JA		JA	
Transactiejaar trend	JA		JA		JA	
Transactiejaar fixed effects	NEE		NEE		NEE	
Gemeente fixed effects	JA		JA		JA	
Constante	6,847***	-0,0115	6,848***	-0,0115	6,844***	-0,0115
Observaties	210 754		210 754		210 754	
Adjusted R ²	0,842		0,842		0,842	

De afhankelijke variabele is $\ln(\text{transactieprijs})$. Standaardfouten staan tussen haakjes.

*** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$.

afgeleid is van specifieke – moeilijk door de onderzoeker te observeren – woningkenmerken die het erfgoedkarakter bepalen. Ook worden de data gecombineerd zodat inzichtelijk wordt welke verkochte woningen binnen of buiten een beschermd stads- of dorpsgezicht liggen. Deze indicatoren moeten ervoor zorgen dat de directe en indirecte effecten van monumenten van elkaar gescheiden worden in de analyse.

De methodologie volgt een standaard hedonische prijsmethode die in de buurt komt van Lazrak et al. (2014). De transactiepreizen (in natuurlijk logaritme) van verkochte woningen dienen als de te verklaren variabele. Als verklarende variabelen worden woning- en locatiekarakteristieken opgenomen inclusief gemeente fixed effects. Op deze manier kunnen de impliciete prijzen van deze karakteristieken – voor ons belangrijk: de impliciete prijs (of premie) van een monumentenstatus – geschat worden (Model 1). Om te achterhalen of de geschatte premie constant is door de tijd heen, wordt allereerst de variabele monumentenstatus geïnteracteed met een trendvariabele

(Model 2). De coëfficiënt van deze interactieterm vertelt ons of er een significante, positieve of negatieve, lineaire trend van het directe effect van een monumentenstatus aanwezig is. Vervolgens is ervoor gekozen om de trendvariabele in het kwadraat toe te voegen en deze ook te interacteren met de variabele monumentenstatus (Model 3). Op deze manier is het mogelijk om te onderzoeken of de trend lineair, concaaf of convex is. Om deze trend nog flexibeler te schatten, hebben we de variabele monumentenstatus geïnteracteed met transactiejaardummies (Model 4). Gegeven dat de data gemiddeld 263 verkochte woningen met een monumentenstatus per jaar bevatten – en dat we er rekening mee moeten houden dat we tien gemeentes onderzoeken – zou het mogelijk moeten zijn om betrouwbare resultaten te vinden.

Resultaten

Tabel 1 toont de regressieresultaten op basis van de verschillende modellen die hierboven besproken zijn. De resultaten zijn gebaseerd op een selectie van tien gemeentes

TABEL 2 ► REGRESSIERESULTATEN MODEL 4

Model 4					
	Coeff.	(Std. fout)		Coeff.	(Std. fout)
Rijksmonument	0,304***	(0,0224)	Rijksmonument * 2010	-0,192***	(0,0270)
Rijksmonument * 1991	-0,072**	(0,0307)	Rijksmonument * 2011	-0,124***	(0,0263)
Rijksmonument * 1992	-0,128***	(0,0291)	Rijksmonument * 2012	-0,149***	(0,0272)
Rijksmonument * 1993	-0,196***	(0,0290)	Rijksmonument * 2013	-0,139***	(0,0261)
Rijksmonument * 1994	-0,168***	(0,0290)	Rijksmonument * 2014	-0,115***	(0,0254)
Rijksmonument * 1995	-0,171***	(0,0266)	Rijksmonument * 2015	-0,040	(0,0250)
Rijksmonument * 1996	-0,148***	(0,0262)			
Rijksmonument * 1997	-0,181***	(0,0262)	Stads- en dorpsgezicht	0,190***	(0,00155)
Rijksmonument * 1998	-0,128***	(0,0271)			
Rijksmonument * 1999	-0,155***	(0,0287)	Structurele woningkenmerken	JA	
Rijksmonument * 2000	-0,080***	(0,0292)	Bouwjaarperiodes	JA	
Rijksmonument * 2001	-0,153***	(0,0277)	Transactiejaar trend	NEE	
Rijksmonument * 2002	-0,199***	(0,0271)	Transactiejaar fixed effects	JA	
Rijksmonument * 2003	-0,268***	(0,0272)	Gemeente fixed effects	JA	
Rijksmonument * 2004	-0,261***	(0,0265)			
Rijksmonument * 2005	-0,228***	(0,0267)			
Rijksmonument * 2006	-0,212***	(0,0252)			
Rijksmonument * 2007	-0,147***	(0,0251)	Constante	6,989***	(0,0120)
Rijksmonument * 2008	-0,157***	(0,0259)	Observaties		210 754
Rijksmonument * 2009	-0,175***	(0,0254)	Adjusted R ²		0,849

De afhankelijke variabele is ln(transactieprijs). Standaardfouten staan tussen haakjes.

*** p<0,01; ** p<0,05; * p<0,1.

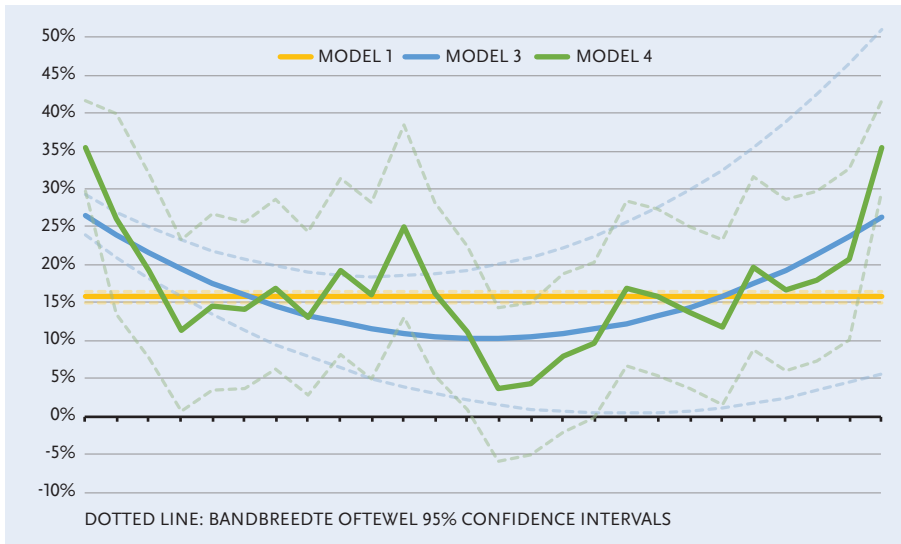
in Nederland en in deze steekproef worden meer dan 200.000 verkochte woningen geobserveerd tussen 1990 en 2015. De modellen verklaren ongeveer 84% van de variatie in transactieprijsen. Dit is overeenkomstig de meest recente onderzoeken die gebruik maken van de NVM-data en gemeente fixed effects.⁴

De eerste kolom van Tabel 1 bevat de regressieresultaten voor Model 1. Door de log-lineaire structuur van het model is het simpel om de coëfficiënten om te rekenen en deze te interpreteren als procentuele veranderingen van de transactieprijs. Conform de (Nederlandse) literatuur wordt er een significant positieve premie gevonden van bijna 16% $(= (e^{0,146} - 1) * 100)$ voor een woning die is aangewezen als monument. Dat betekent dat een woning bijna 16% meer waard is als deze een monumentenstatus heeft

in vergelijking met een vergelijkbare woning zonder monumentenstatus. In Model 1 wordt verondersteld dat het directe effect constant is tussen 1990 en 2015. Naast de structurele karakteristieken van de woning, de gemeente fixed effects en tijdseffecten, wordt er ook gecontroleerd of de woning binnen of buiten een beschermd stads- of dorpsgezicht ligt. De coëfficiënt voor deze variabele is significant en positief. Een woning, die zich binnen een beschermd stads- of dorpsgezicht bevindt, is gemiddeld 21% meer waard ten opzichte van vergelijkbare woningen buiten een beschermd stads- of dorpsgezicht. Dit is vergelijkbaar met Lazrak et al. (2014) die een premie van 23% vinden.

De tweede en derde kolom van Tabel 1 tonen de resultaten van Model 2 en 3 waarbij onderzocht wordt of het directe effect van een

FIGUUR 2 ► ONTWIKKELING VAN DE PREMIE VOOR EEN MONUMENTENSTATUS



Bron: NVM (2016) en RCE (2017); Eigen bewerkingen.

monumentenstatus op de transactieprijs is veranderd tussen 1990 en 2015. De interactietermen van zowel Model 2 als Model 3 zijn significant verschillend van nul. Dit betekent dat de hypothese dat de premie voor een monumentenstatus constant is door de tijd heen verworpen kan worden. Model 2 toont dat de gemiddelde premie voor een monumentenstatus is toegenomen tussen 1990 en 2015. Model 3 toont dat de gemiddelde premie niet lineair is toegenomen tussen 1990 en 2015, maar dat de premie eerst is gedaald en vervolgens weer is gestegen. Door de hoeveelheid observaties van woningen met een monumentenstatus per jaar – gemiddeld 263 – is het mogelijk om nog specifiek in te gaan op de ontwikkeling van het directe effect. Tabel 2 toont de resultaten van Model 4 waar de variabele monumentenstatus is geïnteracteed met de transactiejaardummies. Model 4 laat zien dat de premie voor een monumentenstatus in 1990 en 2015 het hoogst zijn en rond 2003 het laagst is.

Om de verschillende resultaten van de modellen makkelijker met elkaar te kunnen vergelijken, is de ontwikkeling van de premie voor een monumentenstatus geplot in Figuur 2. De felgekleurde lijnen geven het verloop van de trend weer van de verschillende modellen. De lichte stippellijnen geven de bandbreedtes aan. In dit geval geven de bandbreedtes de 95% waarschijnlijkheidsintervallen weer.

Gevoeligheidsanalyses zijn uitgevoerd om de resultaten te testen. De belangrijkste twee bevindingen zijn: 1) dat de premie voor een monumentenstatus niet alleen door de tijd heen verandert, maar ook verschillend is tussen gebieden, en 2) dat monumenten die aangewezen zijn na 1988 een hogere waardering krijgen dan monumenten die zijn aangewezen voor 1988. Meer informatie over deze bevindingen kunnen worden gevonden in de masterscriptie van Midden-dorp (2017).

Opvallend in Figuur 2 is de ontwikkeling van de premie. Allereerst daalt de premie

voor een monumentenstatus sterk vanaf 1990 tot 1993. Vanaf 2000 daalt de premie nogmaals sterk tot een dieptepunt in 2003. De premie blijft overigens voor alle jaren positief. Vervolgens stijgt de premie tot het einde van de studieperiode. Tussen 1997 en 2003 zijn er veel nieuwe monumenten aangewezen. Dit suggereert dat de stijging van het aanbod van monumenten tussen 1997 en 2003 een eerste aanwijzing is om de lage premie in deze periode te verklaren. De correlatie tussen de hoeveelheid monumenten en de geschatte premie voor een monumentenstatus tussen 1997 en 2003 is $-0,59$ (correlatie is $-0,22$ tussen 1990 en 2015). De volgende stap is om te onderzoeken of de premie voor een monumentenstatus daadwerkelijk lager is in gebieden – op een lager ruimtelijk schaalniveau – waar naar verhouding een grotere groei van monumenten heeft plaatsgevonden – en vice versa. Er wordt op dit moment onderzocht of deze mogelijke verklaring statistisch te bewijzen is.

Conclusie en discussie

Uit de hedonische prijsmodellen is gebleken dat het directe effect van rijksmonumenten op transactieprizen nog niet zo eenduidig is. Overeenkomstig de (Nederlandse) literatuur concludeert dit artikel dat een rijksmonumentenstatus – een indicator voor specifieke woningkenmerken die het erfgoedkarakter bepalen – een belangrijk waardeverhogend effect heeft op de aangewezen woning. Onze contributie is dat dit waardeverhogende effect niet constant door de tijd heen is. Monumenten zijn wellicht niet zo ‘waardevast’ als sommigen denken. De bandbreedte van de premie die in dit artikel wordt gevonden ligt tussen de 4% en 36%. In de studieperiode van 1990 tot en met 2015 is een duidelijke trend van de premie voor een monumentenstatus gevonden. De premie neemt vanaf 1990 tot 2003 af, maar blijft altijd positief. Na 2003 neemt de premie weer langzaam toe. Deze ontwik-

keling is mogelijk te verklaren door de sterke groei – bijna 30% – van de hoeveelheid rijksmonumenten tussen 1997 en 2003 en de lage groei na 2006. Het statistisch bewijzen van deze mogelijke verklaring wordt op dit moment verder onderzocht.

De hoge percentages en grote verschillen tussen de jaren die in dit en voorgaand onderzoek worden gevonden, worden vaak als verrassend beschouwd. Het is welbekend dat standaard hedonische prijsmethodes gevoelig zijn voor niet-geobserveerde variabelen (*omitted variable bias*) en het is goed mogelijk dat veel van deze onderzoeken daar last van hebben. De consequentie is dat het waardeverhogende effect van een monumentenstatus wordt overschat. Recente ontwikkelingen in wetenschappelijke onderzoeksmethodes maken het wellicht mogelijk om naar het moment van aanwijzing te kijken om het ‘omitted variables’-probleem te minimaliseren. Het zou namelijk mogelijk moeten zijn om woningen voor en na de aanwijzing van een monumentenstatus te onderzoeken. Dit is niet eenvoudig omdat de laatste jaren weinig rijksmonumenten worden aangewezen en omdat transacties van woningen, die recent zijn aangewezen, moeten worden geobserveerd.

De volgende stap is om de resultaten van de verschillende onderzoeken te gebruiken om de totale baten van het beschermen van historische woningen en buurten te bepalen. Deze kunnen vervolgens gebruikt worden, bijvoorbeeld in een kosten-batenanalyse, om meer inzicht te krijgen of het maatschappelijk gewenst is om historische woningen en buurten te beschermen of om stedelijke (her)ontwikkeling te stimuleren.

De auteurs bedanken NVM en RCE voor het beschikbaar stellen van de data. De auteurs bedanken de anonieme beoordelaars voor hun waardevolle suggesties die zijn verwerkt in de huidige versie van het artikel.

OVER DE AUTEURS

Maaïke Middendorp MSc. is in februari 2017 op bovengenoemd onderwerp afgestudeerd aan de Rijksuniversiteit Groningen en werkt tegenwoordig als junior asset manager bij ValueMetrics.

Dr. Mark van Duijn is verbonden als assistent professor aan de faculteit Ruimtelijke Wetenschappen van de Rijksuniversiteit Groningen.

VOETNOTEN

- 1 Dit artikel is gebaseerd op bevindingen uit de masterscriptie van Middendorp (2017).
- 2 Zie Been et al. (2016) voor een recente discussie met betrekking tot het beschermen van historische woningen en buurten.
- 3 Zie ook: <https://erfgoedmonitor.nl/en>
- 4 De verklarende variatie komt hoger te liggen als we gebruik zouden maken van fixed effects op een lager schaalniveau (bv. buurtniveau of pc4/5). Het nadeel hiervan is dat de variabele stads- en dorpsgezicht (onze proxy voor het indirecte effect van beschermd gebouwd erfgoed) uit de modellen valt en niet geschat wordt. Het indirecte effect wordt dan als het ware opgeslokt door de fixed effects. We hebben ervoor gekozen om deze relevante variabele te houden.

LITERATUUR

- Angjellari-Dajci, F. & Cebula, R. (2016). The impact of historic district designation on the prices of single-family homes in the oldest city in the United States, St. Augustine, Florida. *Journal of Property Research*, 33(1), 1-33.
- Been, V., Ellen, I.G., Gedal, M., Glaeser, E. & McCabe, B.J. (2016). Preserving history or restricting development? The heterogeneous effects of historic districts on local housing markets in New York City. *Journal of Urban Economics*, 92(1), 16-30.
- Glaeser, E. (2010). Preservation follies. *Cities*, 20(2), 62-67.
- Lazrak, F., Nijkamp, P., Rietveld, P. & Rouwendal J. (2014). The market value of cultural heritage in urban areas: an application of spatial hedonic pricing. *Journal of Geographical Systems*, 16(1), 89-114.
- Marlet, G., Ponds, R., Poort, J. & Woerkens, C. van (2015). De triomf van de monumentale stad. *Real Estate Research Quarterly*, 14(3), 33-43.
- Middendorp, M. (2017). Is een monumentenstatus meer waard geworden? Masterscriptie Real Estate Studies, Rijksuniversiteit Groningen.
- Mourato, S. & Mazzanti, M. (2002). Economic Valuation of Cultural Heritage: Evidence and Prospects. In M. de la Torre (ed.), *Assessing the Values of Cultural Heritage* (51-76). The Getty Conservation Institute, Los Angeles.
- Platform 31 (2013). *Cultureel erfgoed op waarde geschat: Economische waardering, verevening en erfgoedbeleid*. Platform 31, Den Haag.
- Ruijgrok, E. (2006). The three economic values of cultural heritage: a case study in the Netherlands. *Journal of Cultural Heritage*, 7, 206-213.
- RCE (2017). The Heritage Monitor: Geraadpleegd op 10 oktober 2017 via: <https://erfgoedmonitor.nl/en/>
- Tillema, J.A.C. (1975). *Schetsen uit de geschiedenis van de monumentenzorg in Nederland*. Staatsuitgeverij, Den Haag.

VASTSTELLEN WOZ-WAARDE IS EEN OPGAVE VOOR GEMEENTEN

De WOZ-waarde als marktwaarde-indicator

In dit artikel zal getoetst worden of de WOZ-waarde valide en betrouwbaar is als marktwaarde-indicator van de vastgoedportefeuilles van het Rijksvastgoedbedrijf (RVB). De belangrijkste bijdrage van onderhavig onderzoek is dat uit de uitkomsten van het empirische onderzoek blijkt dat er in het kader van de Wet WOZ sprake is van een significante overwaardering ten opzichte van de marktwaarde (transactieprijs). Gemeenten hebben moeite om de WOZ-waarden van de objecten zoals die in de vastgoedportefeuilles van het Rijk voorkomen, correct vast te stellen. Zeker gezien de bredere toepassing van de WOZ-waarde kan dit onderzoek aanleiding zijn tot een hernieuwde afweging van het gebruik, met name waar het minder courant vastgoed betreft.

door Arjan Scholte Lubberink, Wim van der Post, Jan Veuger

Reeds in 2011 is door de Algemene Rekenkamer geconstateerd dat de departementen van de Rijksoverheid matig zicht hebben op de marktwaarde van het vastgoed dat bij hen in beheer is. Concreet punt van kritiek is dat er diverse waarderingsgrondslagen worden toegepast en een eenduidig beeld ontbreekt (Algemene Rekenkamer, 2011). Verscheidene auteurs (Ministerie van Defensie in: Algemene Rekenkamer 2011; Tjeerdsma et al., 2015) veronderstellen dat de WOZ-waarde indicatief kan zijn voor de marktwaarde. Toch ontbreekt het aan eensluidend *evidence based* onderzoek. Positieve bevindingen gelden met name voor courante woningen en kantoren (De Vries et al., 2006; Hooijmaijers, 2012; De Roo, 2014). Bekkers (2012) en Tjeerdsma et al. (2015) bevestigen dat vastgoed ten behoeve van nutsvoorzieningen, cultuur en bijzondere woonfuncties

een negatieve uitzondering vormen. Met name dit laatste onderzoek geeft gezien de portefeuille richting aan de te verwachten uitkomsten van onderhavig onderzoek met dien verstande dat een gemeentelijke vastgoedportefeuille anders van samenstelling is dan die van de Rijksoverheid.

Waardebegrippen

Het waardebegrip marktwaarde is in 2011 door de Waarderingskamer overgenomen uit de marktwaardestandaard van de *International Valuation Standards* (IVS) en vertaald uit het *Red Book* van de RICS (RICS, 2013; blz. 59):

‘Het geschatte bedrag waartegen een object tussen een bereidwillige koper en een bereidwillige verkoper na behoorlijke marketing in een zakelijke transactie zou worden overgedragen op de taxatiedatum, waarbij

de partijen met kennis van zaken, prudent en niet onder dwang zouden hebben gehandeld'.

De hierin gegeven omschrijving van het waardebegrip marktwaarde geldt eveneens als leidraad voor de WOZ-waardering (Berkhout, 2011). De hoofdregel is dat de marktwaarde (WOZ Waarde Economisch Verkeer) wordt bepaald tenzij de gecorrigeerde vervangingswaarde (GVW) leidt tot een hogere waarde. Woningen en rijksmonumenten dienen altijd naar de marktwaarde te worden gewaardeerd. Hiervoor mag geen gecorrigeerde vervangingswaarde-methode worden toegepast.

De relatie tussen de beide hierboven beschreven elementen wordt als volgt beschouwd: indien er sprake is van een hoge mate van juistheid van de schatting van de WOZ-waarde, kan deze variabele als meer optimale schatting van de marktwaarde dienen:

Samenhang gerealiseerde transactieprijs & WOZ waarde = (voor de waardeontwikkeling gecorrigeerde) transactieprijs / WOZ waarde (1).

Op grond van de geldende inzichten uit de theorie mag worden verwacht dat in een meerderheid van de gevallen de WOZ-waarde van onroerende zaken overeenkomt met de reële marktwaarde en/of transactieprijs. De samenhang is dan gelijk aan 1.

Alvorens tot toetsing over te gaan zal eerst ingegaan worden op de verantwoording van de dataset.

Data

De database omvat 115 marktconforme transacties (=marktwaarde) met de bijbehorende WOZ-waarden in het jaar van de transactie van de door het Rijksvastgoedbedrijf verkochte onroerende zaken in de periode 1-1-

2010 tot en met 31-12-2015. Deze periode is gekozen omdat vanaf dit moment de data volledig en controleerbaar digitaal beschikbaar is. Gezien de uitkomsten van bestaand onderzoek is er geselecteerd op de meest gangbare vastgoedklassen, te weten de in de Rijksvastgoedportefeuille aanwezige kantoren, gerechtsgebouwen, monumentale gebouwen, woningen, defensiecomplexen, gevangenissen en overig aanverwant vastgoed. De data bestrijken panden door heel Nederland. Voor een uitgebreidere analyse wordt verwezen naar het onderliggende onderzoek van Scholte Lubberink (2016).

De WOZ-waarde waarvoor een vaste prijspeildatum van toepassing is, is middels een indexatie op grond van de prijsindex bestaande koopwoningen (PBK) van het CBS en het Kadaster, gecorrigeerd voor de invloed van de waardeontwikkeling op de woningmarkt in de periode tussen de prijspeildatum en de transactiedatum. Voor de niet-woningen is hiertoe gebruikgemaakt van de landelijke koopsomontwikkeling voor kantoren en bedrijfsruimten (Midas, NVM). Aangezien er voor commercieel vastgoed geen valide prijsindex beschikbaar is geweest voor dit onderzoek, worden zowel voor de woningen als de niet-woningen ook de niet geïndexeerde transactiecijfers betrokken in de analyse.

In het onderzoek is ervoor gekozen om de betrouwbaarheid van de WOZ-waarden op twee verschillende momenten te toetsen. Zowel op de datum dat een object/complex overtollig wordt gesteld en op de verlijdensdatum, de datum dat deze daadwerkelijk wordt getransporteerd bij de notaris. Hoewel op deze datum geen daadwerkelijke prijsvorming ontstaat biedt deze aanpak de mogelijkheid de volatiliteit te meten in het verlengde van Bekkers' (2012) constatering dat er een jojo-effect is aan te tonen in de waarderingen per jaar voor niet-woningen. De transacties van de objecten van het

RVB hebben veelal te maken met een relatief lange doorlooptijd. Toevoeging van dit termijnelement in de validiteit van WOZ-waarderingen biedt een potentieel robuustere uitslag.

Aangezien taxaties altijd geschieden onder onzekerheid dient de toegestane gemiddelde absolute afwijkingsmarge van de getaxeerde waarde versus de gerealiseerde transactieprijs vastgesteld te worden. Onderzoeken naar de afwijkingsmarge (taxatieafwijking = transactieprijs minus taxatie) zijn onder andere uitgevoerd door Schekkerman (2004) en de RICS/IPD (Vlak, 2012). Schekkerman (2004) stelt dat bij het toetsen van taxaties rekening dient te worden gehouden met afwijkingen in een bandbreedte van plus en min 5 tot 20 %, afhankelijk van het soort pand. Voor zeer incurante objecten kan deze bandbreedte nog groter zijn.

De uitkomsten van de RICS/IPD (Vlak, 2012) zijn eensluidend. Beperkingen aan deze berekeningen zijn drieledig. Allereerst is er a) een mogelijkheid dat de taxatie de transactieprijs kan beïnvloeden vanwege het feit dat het gaat om beleggingsobjecten en om daadwerkelijke gerealiseerde transacties. In het verlengde hiervan worden b) te hoog getaxeerde objecten niet meegewogen – de transactie is niet tot stand gekomen (Van Gool, Jager, Theebe en Weisz, 2013). Daarnaast is er de methodologische beperking c) dat een bandbreedte van 10-20% geen mathematische basis heeft, omdat de bandbreedte in afwijkingen niet als een gemiddelde van de taxaties kan worden gezien (Schekkerman, 2004). Onderzoek van Francke (2010) naar transactieruis middels een repeated sales-model lost een deel van deze beperkingen op door de impact van courantheid aan te tonen. De spreiding van transactiecijfers rondom de marktwaarde wordt vastgesteld op een bandbreedte van 7% tot 9% voor woningen. Daarbij wordt

de afwijking van courante rijwoningen op 6,8% gesteld.

De voor dit onderzoek vastgestelde bandbreedtes als zijnde de normale onzekerheid bij een correct uitgevoerde taxatie, zijn binnen de voorgaande constatering van de literatuur desondanks feitelijk pragmatisch. Gelet op de relatief lagere moeilijkheidsgraad bij de waardebepaling van woningen en de markteigen afwijkingsmarge, wordt voor de woningen in het onderzoek gekozen voor een toegestane absolute afwijkingsmarge van 12,5%. Als bij de woningen de (gecorrigeerde) transactieprijs absoluut gezien, meer dan 12,5% verschilt van de vastgestelde WOZ-waarde dan wordt de taxatie beschouwd als niet-representatief voor de marktwaarde. Voor niet-woningen wordt de bandbreedte gezien de relatief hogere moeilijkheidsgraad op 20% gezet.

Beschrijvende statistiek

In tabel 1 is te zien dat in de periode 1-1-2010 tot en met 31-12-2015 in verhouding relatief veel monumentale gebouwen en complexen zijn verkocht door de Rijksoverheid. Het bestand is opgedeeld in acht objectgroepen, per objectgroep gaat het om de volgende aantallen zoals weergegeven in tabel 1.

Om een beter beeld te krijgen van de invloed van de gekozen taxatiemethodiek op de vast te stellen WOZ-waarde is per object de door de gemeente gekozen taxatiemethodiek aangegeven. In een enkel geval waarin een WOZ-object bestaat uit meerdere WOZ-objecten zijn meerdere taxatiemethodieken van toepassing. Uit de gehanteerde taxatiemethodiek kan de door de gemeente ingeschatte courantheid worden afgeleid. De met de gecorrigeerde vervangingswaarde getaxeerde objecten worden als niet-courant ingeschat door de gemeente. Verwacht wordt dat de WOZ-waarden die zijn bepaald met behulp van

TABEL 1 ► DOOR DE RIJKSOVERHEID VERKOCHTE VASTGOEDOBJECTEN TUSSEN 1-1-2010 EN 31-12-2015. AANTAL OBJECTEN IN DATABESTAND PER OBJECTGROEP

Objectgroep	aantal	%
woning	31	27%
bedrijfshal opslag distributie	14	12%
defensie	7	6%
gerechtsgebouw	3	3%
gevangenis	6	5%
kantoor	21	18%
monumentaal gebouw / complex	30	26%
overig	3	3%
totaal	115	100%

TABEL 2 ► TOEGEPASTE TAXATIEMETHODIEKEN PER OBJECTGROEP OP DE VERLIJDENSdatum

Toegepaste taxatiemethodiek	aantal	%	woning	bedrijfshal opslag distributie	defensie	gerechtsgebouw	gevangenis	kantoor	monumentaal gebouw / complex	overig
VM (modelmatige vergelijkingsmethodiek)	32	28%	31	0	0	0	0	0	0	1
HWK (huurwaarde kapitalisatie)	49	43%	0	8	1	1	0	16	22	1
GVW (gecorrigeerde vervangingswaarde)	26	23%	0	3	6	2	5	3	6	1
NNB (niet nader bekend)	6	5%	0	3	0	0	0	1	2	0
HWK / GVW	2	2%	0	0	0	0	1	1	0	0
Totaal	115	100%	31	14	7	3	6	21	30	3

de gecorrigeerde vervangingswaarde dus een grotere afwijking hebben ten opzicht van de marktwaarde dan de WOZ-waarden die zijn bepaald met behulp van andere taxatiemethodieken. Uit tabel 2 valt af te leiden dat voor 28 (26 GVW + 2 HWK/GVW) objecten/complexen gebruik is gemaakt van de GVW-methodiek.

Statistiek

In eerste instantie wordt met ratio's de sa-

menhang tussen WOZ-waarden en transactieprijzen inzichtelijk gemaakt. Het gaat hier om het volledige databestand waarbij een onderscheid is gemaakt tussen gecorrigeerde en niet-gecorrigeerde transactieprijzen op de twee geselecteerde momenten. De uitkomsten van deze vergelijking zijn weergegeven in tabel 3. Er wordt in de analyse in lijn met de gekozen onzekerheidsbandbreedtes in het bijzonder gefocust op de verschillen tussen woningen en niet-woningen.

TABEL 3 ► RATIO'S OP DATUM OVERTOLLIJGSTELLING EN DE VERLIJDENSDATUM VOOR DE GEHELE DATASET (ZOWEL WONINGEN ALS NIET-WONINGEN)

Ratio's op datum overtolligstelling	
Ratio (som transactiewaarde / som WOZ-waarde)	0,58
Ratio transactiewaarde / WOZ-waarde	
Gemiddelde	0,85
Min	0,00
Max	3,91

Ratio's op verlijdensdatum	
Ratio (som transactiewaarde / som WOZ-waarde)	0,64
Ratio transactiewaarde / WOZ-waarde	
Gemiddelde	0,93
Min	0,00
Max	4,11

Ratio's op datum overtolligstelling (gecorrigeerde transactieprijs)	
Ratio (som gecorrigeerde transactiewaarde / som WOZ-waarde)	0,82
Ratio transactiewaarde / WOZ-waarde	
Gemiddelde	1,07
Min	0,00
Max	5,45

Ratio's op verlijdensdatum (gecorrigeerde transactieprijs)	
Ratio (som gecorrigeerde transactiewaarde / som WOZ-waarde)	0,71
Ratio transactiewaarde / WOZ-waarde	
Gemiddelde	1,01
Min	0,00
Max	5,06

De gemiddelde ratio voor de totale dataset (woningen en niet-woningen) op de verlijdensdatum (n=115) is 0,93. Deze ligt ruim binnen de gestelde bandbreedte. De scheefheid van de verdeling van alle ratio's maakt het echter prematuur te veronderstellen dat de WOZ-waarde een reële afspiegeling is van de marktwaarde.

De ratio's op de overtolligstelling zijn respectievelijk 0,58 en 0,82. Hieruit kan worden afgeleid dat de som van de beschikte WOZ-waarden in alle gevallen hoger ligt dan de som van de transactieprijsen. Op basis van de gemiddelde ratio's transactiewaarde/WOZ-waarde van alle objecten lijkt er sprake van een relatief robuuste samenhang. Echter maakt de relatief grote spreiding van de ratio's tussen 0,00-5,45 deze conclusie voorbarig.

Op basis van de door de gemeenten gekozen taxatiemethodieken is een uitsplitsing gemaakt naar – de daaruit volgens de gemeenten afgeleide – courantheid. Dit leidt tot

courante (n=87) en incurante (n=28) objecten waaraan de vastgestelde bandbreedtes van normale taxatieonzekerheid worden gekoppeld. In het geval van de woningen in de dataset gelden de (gecorrigeerde) transactieprijsen die vallen in een bandbreedte 0,875-1,125 (+ / - 12,5%) van de WOZ-waarden als normaal en bij niet-woningen in een bandbreedte 0,80-1,20 (+ / - 20%). Van de totale dataset (woningen en niet-woningen) valt voor de twee categorieën opgeteld slechts 33% van de transactiecijfers in de gestelde bandbreedten van respectievelijk 12,5% en 20% op de verlijdensdatum. De stelling wordt bevestigd dat de als courant aangemerkte objecten in alle gevallen vaker binnen de bandbreedte vallen dan de als incurant aangemerkte objecten. Dit geldt ook voor de niet-gecorrigeerde transactiecijfers, deze vallen opvallend genoeg vaker binnen de bandbreedte dan de transactiecijfers die met behulp van prijsindexen zijn gecorrigeerd voor het tijdsverloop tussen de prijspeildatum en de transactiedatum.

TABEL 4 ► SAMENVATTING UITKOMSTEN GEPAARDE T-TOETSEN (GECORRIGEEERDE) TRANSACTIEPRIJZEN EN WOZ-WAARDEN (VOOR RATIO'S GELEGEN IN DE BAND-BREEDTE 0-2)

variabelen (ratio tussen 0 en 2)	t-waarde gehele bestand	n	sig. (2-tailed)	t-waarde niet woningen	n
transactieprij - actuele woz-waarde in het jaar van de verlijdensdatum	-2,8077	110	0,0059	-2,8064	80
gecorr. transactieprij p.p.d. actuele woz-waarde in het jaar van de verlijdensdatum - actuele woz waarde in het jaar van de verlijdensdatum	-2,6416	109	0,0095	-2,6385	79
transactieprij - actuele woz-waarde in het jaar van overtolligstelling	-3,2762	103	0,0014	-3,2941	75
gecorr. transactieprij p.p.d. actuele woz-waarde in het jaar van overtolligstelling - actuele woz waarde in het jaar van overtolligstelling	-2,8344	100	0,0056	-2,8393	72

Verder valt uit de analyses af te leiden dat niet de objectgroep woning, maar de objectgroepen, overig, kantoor, monumentaal gebouw/complex en gerechtsgebouw relatief vaker binnen de gestelde bandbreedten vallen.

De uitkomsten in tabel 4 tonen de uitkomsten van de gepaarde t-toetsen. Hieruit komt naar voren dat er bij de analyses met de gepaarde t-toets op beide toetsingsmomenten een significant verschil aanwezig is tussen de (gecorrigeerde) transactieprijzen en de WOZ-waarden. Indien de extreme scores – de gerealiseerde (gecorrigeerde) transactieprijzen wijkt meer dan 100% af van de WOZ-waarde – met een ratio (gecorrigeerde) transactieprijzen/WOZ-waarde > 2,00 uit de dataset worden verwijderd, is er in alle gevallen sprake van een significant verschil tussen de (gecorrigeerde) transactieprijzen en de WOZ-waarden op de verlijdensdatum en de datum van overtolligstelling. De kans op toeval voor het vinden van verschillen (gemiddelde verschil) tussen de (gecorrigeerde) transactieprijzen en de WOZ-waarden is in alle gevallen minder dan 5%. Het gaat voor de totale dataset op de verlijdensdatum bij niet-gecorrigeerde transactiecijfers om 5 extreme scores met een ratio > 2,00. Op de datum van overtol-

ligstelling eveneens om 5 scores met een ratio > 2,00. Als de gepaarde t-toets wordt uitgevoerd voor de totale dataset zonder verwijdering van de extreme scores, kan behalve bij woningen geen significant verschil worden gevonden.

Tenslotte wordt de totale dataset getoetst door middel van regressieanalyse. Dit om na te gaan wat de samenhang is van de variabelen regionale directie (Noord & Oost, West, Zuid) als zijnde eventuele regionale verschillen, de taxatiemethodiek (vergelijkingsmethodiek (VM), huurwaardekapitalisatie (HWK), gecorrigeerde vervangingswaarde (GVW)) en de objectgroep (woning, kantoor, overige) op de absolute verschillen tussen de transactieprijzen en de WOZ waarden ((gecorrigeerde) transactieprijzen/WOZ-waarde (-1)).

De uitkomsten van de regressieanalyses zijn weergegeven in tabel 5.

Uit het vergelijk tussen de taxatiemethodieken, VM, HWK met de GVW (weggelaten categorie), is af te leiden dat de (absolute) verschillen tussen de (gecorrigeerde) transactieprijzen op de verlijdensdatum en de datum van overtolligstelling en de WOZ-

sig. (2-tailed)	t-waarde woningen	n	sig. (2-tailed)
0,0063	-4,8219	30	0,0000
0,0100	-4,2681	30	0,0002
0,0015	-5,6262	28	0,0000
0,0059	-4,6869	28	0,0001

waarden, verhoudingsgewijs kleiner zijn wanneer de VM- of de HWK-methodiek is gebruikt. In alle gevallen zijn deze significant verschillend van 0, met een betrouwbaarheid van 95% en onder zeer lage p-waarden. Dit is conform de verwachting dat meer courant vastgoed en in het verlengde daarvan meer courante methoden, meer valide voorspellen.

Uit het vergelijk van de objectgroepen kantoor en overig met de objectgroep woning (weggelaten categorie), is af te leiden dat zowel voor de objectgroep kantoor als de objectgroep overig de (absolute) verschillen tussen de (gecorrigeerde) transactie-prijzen op de verlijdensdatum en de datum van overtolligstelling en de WOZ-waarden verhoudingsgewijs groter zijn dan voor de objectgroep woningen. Voor de objectgroep kantoor zijn deze verschillen met de objectgroep woning in het merendeel van de gevallen niet significant, alleen op de datum van overtolligstelling wanneer sprake is van gecorrigeerde transactie-prijzen zijn deze voor de objectgroep kantoor significant. In alle andere gevallen is de kans op toeval te groot. Voor de objectgroep overig daarentegen geldt dat het verschil met de objectgroep woning in het merendeel van de ge-

vallen wel significant is. Alleen op de datum van overtolligstelling en wanneer sprake is van niet-gecorrigeerde transactie-prijzen geldt dit niet (t-waarde = 1,52).

Conclusie

Geconcludeerd moet worden dat de WOZ-waarde geen valide en betrouwbare markt-waarde-indicator is voor de vastgoedportefeuilles in beheer bij de Rijksoverheid. Dit geldt ondanks de relatief ruime beschikbaarheid van referentiewaarden dus ook voor de objectgroep woning. Het lijkt erop dat er bij het modelmatig waarderen te weinig specifieke objectkenmerken worden meegenomen.

Daarnaast is empirisch aangetoond dat WOZ-waarden die tot stand komen met behulp van de GVV-methodiek over het algemeen meer afwijken van de reële markt-waarde. Dat lijkt plausibel gezien de beperktere beschikbare marktinformatie. Daarbij komt dat de vervangingswaarde veelal niet correleert met de marktwaarde. Uit onderhavig onderzoek is echter ook gebleken dat de methodiek in een beperkt aantal gevallen is ingezet waar dit op grond van de WOZ en aanhorige regelgeving meer dan niet voor de hand liggend wordt geacht. Het gaat in dit geval om kantoren waarvoor landelijk gezien voldoende transactiecijfers beschikbaar zijn, dan wel de HWK-methodiek meer valide zou zijn.

De transactiecijfers die niet zijn gecorrigeerd voor het tijdsverloop tussen de prijpspeildatum en de transportdatum, zowel op het moment van overtolligstelling als op het moment van verlijden, vertonen meer samenhang met de WOZ-waarden dan de gecorrigeerde transactiecijfers. Dit betekent dat de te verkopen objecten van het Rijk op de kortere termijn waarschijnlijk minder gevoelig zijn voor marktschommelingen dan wel dat de index niet valide is. Hoe het ook zij, er dient geconcludeerd te worden dat zeer prudent moet worden omgegaan

TABEL 5 ► SAMENVATTING UITKOMSTEN REGRESSIEANALYSES VOOR DE INVLOED VAN DE KENMERKEN REGIONALE DIRECTIE, TAXATIEMETHODIEK EN OBJECTGROEP OP HET ABSOLUUT VERSCHIL TUSSEN DE TRANSACTIEPRIJZEN EN DE WOZ-WAARDEN (VOOR RATIO'S GELEGEN IN DE BANDBREEDTE 0-2)

Variabelen gehele bestand ratio's tussen 0 en 2 absoluut verschil transactieprijs - actuele WOZ waarde in het jaar van de verlijdensdatum (n = 110)	Zuid	West	VM
coeff.	0,2266322	0,1223669	-0,2946334
t-waarde	3,45	2,09	-4,38
sig. (2 tailed)	0,001	0,039	0
Variabelen gehele bestand ratio's tussen 0 en 2 absoluut verschil gecorr. transactieprijs p.p.d. - actuele WOZ-waarde in het jaar van de verlijdensdatum - actuele WOZ waarde in het jaar van de verlijdensdatum (n = 109)	Zuid	West	VM
coeff.	0,2534257	0,1568537	-0,3090154
t-waarde	4,02	2,77	-4,62
sig. (2 tailed)	0	0,007	0
Variabelen gehele bestand ratio's tussen 0 en 2 absoluut verschil transactieprijs - actuele WOZ-waarde in het jaar van overtolligstelling (n = 103)	Zuid	West	VM
coeff.	0,1569995	0,0306006	-0,3001893
t-waarde	2,22	0,5	-4,47
sig. (2 tailed)	0,029	0,615	0
Variabelen gehele bestand ratio's tussen 0 en 2 absoluut verschil gecorr. transactieprijs p.p.d. - actuele WOZ-waarde in het jaar van de overtolligstelling - actuele WOZ-waarde in het jaar van de overtolligstelling (n = 109)	Zuid	West	VM
coeff.	0,1731589	0,1082905	-0,2927537
t-waarde	2,53	1,84	-4,31
sig. (2 tailed)	0,013	0,069	0

met het indexeren van transactiecijfers bij objecten zoals die van het Rijksvastgoedbedrijf.

Het beeld is in zekere zin overeenkomstig de bestaande onderzoeksresultaten naar commercieel vastgoed en woningen. Es-

sentieel verschil met Tjeerdsma et al. (2015) is dat in tegenstelling tot maatschappelijk vastgoed op gemeentelijk niveau, de markt juist *minder* waarde toekent aan het (maatschappelijk) vastgoed van het Rijk dan is vastgesteld in de WOZ-waarde. Meer nog dan Tjeerdsma et al. is er in onderhavig

HWK	Kantoor	Overig
-0,2517595	0,0737479	0,1369003
-4,16	0,94	2,22
0	0,348	0,029
HWK	Kantoor	Overig
-0,0202527	0,1153687	0,1838705
-3,35	1,53	3,09
0,001	0,128	0,003
HWK	Kantoor	Overig
-2,720834	0,1562462	0,0962994
-4,5	1,96	1,52
0	0,053	0,131
HWK	Kantoor	Overig
-0,1439637	0,1843114	0,194944
-2,33	2,48	3,27
0,022	0,015	0,001

onderzoek sprake van een periode waarin prijzen over de breedte genomen relatief sterk daalden, alsmede betreft dit een periode waarin relatief weinig *market evidence* in de markt plaatsvonden. Het gevolg is dat er weinig referenties waren en taxaties mogelijk minder accuraat. De bestaande data

zouden mede beïnvloed kunnen zijn door *lagging*. Het verdient aandacht om te toetsen of de constateringeneveneens stand houden in een opgaande markt waarin veel transacties plaatsvinden. Daarbij is de kanttekening echter wel relevant dat los van een opgaande dan wel neergaande markt gemeenten simpelweg een zo optimaal mogelijke WOZ-taxatie dienen uit te voeren.

Wanneer we kijken naar het jojo-effect van Bekkers (2012) moet geconstateerd worden dat dat – misschien zelfs ondanks de specifieke periode – in dit onderzoek niet wordt gevonden. Voor vervolgonderzoek zou een meer diepgaande analyse op jaareffecten gekoppeld aan de markttrend (opgaand dan wel neergaand) relevant zijn.

Aanbevelingen

Er blijkt in de Wet WOZ nog te veel ruimte voor interpretatieverschillen. Met name op het moment van overtolligstelling blijkt het relevant om te beoordelen of de gecorrigeerde vervangingswaarde wel de meest valide waarderingsmethodiek is. De door de eigenaar bij overtolligstelling vastgestelde economische afschrijving rechtvaardigt meestal een hoge functionele afschrijving. In sommige gevallen lijkt er bij gemeenten ook sprake van onkunde. De vraag ontstaat waarom voor niet-woningen niet of nauwelijks gebruikgemaakt wordt van de directe vergelijkingsmethodiek ofwel wordt ten onrechte de GVW-methodiek toegepast? Wetende dat er meerdere initiatieven zijn om de WOZ-waarde in te zetten maakt de conclusies maatschappelijk zeer relevant. In dit kader moet bijvoorbeeld gedacht worden aan inzet ten behoeve van het woningwaarderingstelsel.

De auteurs schrijven dit artikel op persoonlijke titel.

OVER DE AUTEURS

Arjan Scholte Lubberink MSc MSRE RM/RTsv is werkzaam bij het Rijksvastgoedbedrijf en heeft het onderliggende onderzoek in het kader van zijn MSRE opleiding met specialisatie Real Estate Valuation uitgevoerd.

Drs. Wim van der Post is program manager van de MRE opleiding aan de Amsterdam School of Real Estate.

Jan Veuger PhD FRICS is lector (Maatschappelijk) Vastgoed bij het Kenniscentrum NoorderRuimte van de Hanzehogeschool Groningen.

LITERATUUR

- Algemene Rekenkamer. (2011). *Vastgoed van het Rijk: volume en waarde*. Opgehaald op 3 oktober 2015, van http://www.rekenkamer.nl/Publicaties/Onderzoeksrapporten/Introducties/2011/12/Vastgoed_van_het_Rijk_volume_en_waarde
- Bekkers, H. (2011, 28 januari). Taxatie niet-woningen is net jojo. *Binnenlands Bestuur*, 2011 (4), 14-15.
- Berkhout, T.M. (2011, december). Marktwaardestandaard nu ook basis voor WOZ-waardering. *Vastgoedmarkt*, 2011(38), 68-69.
- Hooijmaijers, J.M. (2012). *Ficties drijven een wig tussen transactieprijs en WOZ-waarde*. Amsterdam: Amsterdam School of Real Estate.
- Roo, J. de. (2014). *De WOZ waarde is conservatief*. Amsterdam: Amsterdam School of Real Estate.
- Royal Institution of Chartered Surveyors. (2013). *RICS-taxatiestandaarden*. London: Royal Institution of Chartered Surveyors.
- Scholte Lubberink, A.B.M. (2016). *De WOZ-waarde als marktwaarde indicator*. Amsterdam: Amsterdam School of Real Estate.
- Scholte Lubberink, A.B.M. (2015). *Actieve gemeentelijke grondpolitiek niet meer gewenst!* Amsterdam, Nederland: Amsterdam School of Real Estate.
- Tjeerdsma, A., Ettekoen, J. van, & Veuger, J. (2015, 15 oktober). Woz-waarde maatschappelijk vastgoed benadert transactieprijs. *Vastgoedmarkt*, 22-23.
- Vereniging van Nederlandse Gemeenten. (2014). *Taxatiewijzer en kengetallen algemeen deel: waardepeildatum 1 januari 2014*. Den Haag, Nederland: Vereniging van Nederlandse Gemeenten.
- Vereniging van Nederlandse Gemeenten. (2014). *Taxatiewijzer en kengetallen deel 24: huurwaardekapitalisatie waardepeildatum 1 januari 2014*. Den Haag, Nederland: Vereniging van Nederlandse Gemeenten.
- Waarderingskamer. (2011). *Waarderingsinstructie jaarlijkse waardebepaling*. Den Haag: Waarderingskamer.

Call for papers

Real Estate Research Quarterly signaleert nieuwe ontwikkelingen in de wetenschapsgebieden die relevant zijn voor de vastgoedsector: economie, sociale geografie, bouwkunde en planologie, maar ook bijvoorbeeld bij bestuurskunde. De uitgave biedt een podium voor onderzoek, analyses en discussies, die bij kunnen dragen aan de verdere ontwikkeling van de vastgoedsector.

Voor een van de komende editie roept de redactie auteurs op een bijdrage te leveren rond een van de volgende thema's:

Smart buildings en smart cities

Een gebouw kan worden gezien als een statisch ding; een gebruiksobject, kapitaalproduct, bedrijfsasset of onroerende zaak. De steeds verder gaande technologische ontwikkelingen zorgen er echter voor dat gebouwen dynamisch en adaptief kunnen zijn. Het internet-of-things laat gebouwen communiceren: met de omgeving, met de gebruikers en met elkaar. De zelfrijdende auto stuurt automatisch naar de dichtstbijzijnde beschikbare parkeerplaats. Displays en apps laten zien hoeveel ruimte of parkeerplaatsen beschikbaar zijn en welke intensief gebruikt worden. Diensten (denk aan schoonmaak, catering, onderhoud) kunnen zich in verregaande mate aanpassen aan daadwerkelijk gebruik en kunnen wellicht zelfs een netwerk vormen voor communicatie en nieuwe verdienmodellen.

Al deze smart technologie zou efficiënter gebruik van gebouwen, gebieden en infrastructuur moeten bevorderen en gebruikers moeten ontlasten. Het meten van gebruiksdata is hiervoor nodig, maar het gebruik ervan roept ook vragen op over de borging van voldoende privacy. De redactie daagt academici en professionals uit artikelen in te sturen over de toekomst van gebouwen en steden en de invloed van digitalisering en smart technologie. Wat voor invloed heeft de smart city op (overheids)beleid, huisvestingsvraagstukken of verdienmodellen? Wat zijn de voor- en nadelen van datagebruik en welke waarborgen zouden moeten gelden? De redactie wil het thema graag in de breedte verkennen.

Energietransitie

Een van de grootste thema's van deze tijd is de transitie van fossiele brandstoffen naar alternatieve, hernieuwbare energiebronnen. Dat klinkt simpel, maar de praktijk is weerbarstig. Er zijn vele technische opties. Die moeten met elkaar worden verbonden tot een nieuw efficiënt en koolstofarm geheel. Het houdt onder andere in dat voertuigen meer en meer elektrisch zullen worden en het vastgoed grotendeels gasloos. Maar ook dat we extra ruim-

tevragers zullen krijgen, bijvoorbeeld in de vorm van laadpalen, windmolen- en zonneparken en biovergisters. Wat is er voor de transitie allemaal nodig? Wat zijn de gevolgen? Hoe lang duurt het om de gehele bestaande woningvoorraad (maar liefst 7,3 miljoen) van het gasnet af te koppelen? En wat zijn de kosten daarvan? Is er voldoende geschoold personeel om alle ambities op tijd te realiseren? Zijn er wellicht best practices bekend die we op grote schaal kunnen toepassen? Hoe kunnen we decentrale energieopwekking stimuleren en/of optimaliseren? De vragenlijst aangaande dit thema lijkt bijna oneindig. Graag ontvangt de redactie artikelen die ingaan op dit belangrijke, technische en maatschappelijke vraagstuk.

Behalve artikelen over deze thema's is het ook altijd mogelijk om artikelen met een ander onderwerp in te sturen voor publicatie in Real Estate Research Quarterly. De bijdrage moet zijn gebaseerd op eigen wetenschappelijk of toegepast onderzoek, of becommentarieerd onderzoek van derden. De redactie ontvangt graag eerst een opzet.

