



Het effect van bevolkingskrimp op woningbeleggingen

Een empirische studie naar de relatie tussen bevolkingskrimp en de geografische allocatie van institutionele woningbeleggingen.

KAI KRISTIAAN VEERMAN

7 maart 2014

Masterthesis:
Real Estate Studies

Supervisor:
D.A.J. Schoenmaker MSc.

Supervisor DTZ Zadelhoff:
R. Timmermans MSc.

Tweede lezer:
prof. dr. A.J. van der Vlist

Afstudeerperiode:
september 2013 – februari 2014

Abstract

In dit onderzoeksrapport is de relatie onderzocht tussen enerzijds de geografische allocatie van woningbeleggingen en anderzijds de demografische- en economische ontwikkelingen alsook de individuele woningkarakteristieken. Hiervoor is gebruik gemaakt van een dataset van DTZ Zadelhoff welke institutionele woningbeleggingstransacties in de periode tussen 2010 tot en met 2012 omvat (n=193). Aangezien de geografische allocatie geen duidelijke relatie aantoonde met de populatieontwikkeling, is een binaire logistische regressie uitgevoerd. Hieruit volgen een aantal belangrijke uitkomsten. Ten eerste toont de geografische allocatie van woningbeleggingen aan dat wanneer er in gemeenten sprake is van bevolkingskrimp, de kans op dispositie aanzienlijk toeneemt. Ten tweede toont de geografische allocatie van woningbeleggingen aan dat de kans op dispositie afneemt in gemeenten waar een gemiddelde vraagprijs van een woning meer dan 2.300 euro per m² bedraagt. Ten derde wordt met betrekking tot de individuele woningkarakteristieken aangetoond dat wanneer de leeftijd van een woning met één jaar toeneemt, de kans op dispositie toeneemt.

Sleutelwoorden: geografische allocatie, woningbeleggingen, institutionele beleggers, bevolkingskrimp

Inhoudsopgave

1. Inleiding	3
2. Theorie	5
3. Data en methodiek.....	8
4. Resultaten	16
5. Conclusies	23
Referenties.....	25
Bijlage 1: Modelfit	28
Bijlage 2: Syntax	29

1. Introductie

Institutionele beleggers zijn positief gestemd over de woningbeleggingsmarkt in Nederland als gevolg van de toenemende vraag van huishoudens naar deze woningen. Cohen en Wolzak (2013) schrijven deze toenemende vraag toe aan veranderingen in de huizenmarkt, arbeidsmarkt, demografie en de wet- en regelgeving. Zij waarschuwen hierbij voor regionale verschillen in demografische en economische ontwikkelingen. StoneBridge, een Nederlandse belegger in Amerikaans vastgoed, voegt hier aan toe dat in steden waar sprake is van een stijging van de werkgelegenheid en van de koopkracht, de vraag naar huurwoningen door huishoudens zal toenemen (Vastgoedvergelijker, 2013). Eén demografische ontwikkeling die ongelijkmatig in Nederland is verdeeld, is bevolkingskrimp. Bevolkingskrimp treedt vooral op in de perifere regio's langs de randen van Nederland en leidt tot een meer ontspannen woningmarkt met als gevolg een overaanbod aan woningen, verhuurbaarheidsproblemen, prijsdalingen en langere verkooptijden (CBS & PBL, 2013). Bevolkingskrimp leidt als gevolg van een afnemende populatie tot een afnemende vraag naar huurwoningen door huishoudens en heeft daarmee effect op de geografische allocatie van woningbeleggingen. De focus van dit onderzoek richt zich daarom op de geografische allocatie van woningbeleggingen in relatie tot bevolkingskrimp.

De geografische allocatie van woningbeleggingen is in de literatuur eerder onderzocht. Zo hebben Miles & McCue (1984) en Hartzell, Hekman & Miles (1986) voor de Verenigde Staten aangetoond dat er diversificatievoordelen zijn te behalen bij het spreiden van vastgoedbeleggingen over verschillende aaneengesloten regio's¹ in de Verenigde Staten. In navolging van dit onderzoek hebben latere studies aangetoond dat geografische allocatie op basis van regio's met gelijke economische fundamenteën, betere diversificatievoordelen opleveren dan de vier regio's die Miles & McCue (1982) en Hartzell, Hekman & Miles (1986) in hun onderzoek gebruiken. Zo concluderen Malizia & Simons (1991) in hun onderzoek dat het classificeren van regio's op basis van vraagrijde-gerelateerde factoren de beste methode is. Hiervoor maken zij gebruik van data betreffende populatie, inkomen en werkgelegenheid. Onderzoek naar de geografische allocatie van specifiek directe woningbeleggingen is uitgevoerd door Cheng & Black (1998). Zij hebben de geografische allocatie onderzocht van appartementenbeleggingen in de Verenigde Staten. Hiervoor hebben zij de prestaties van appartementenbeleggingen in verschillende geografische gebieden gecontroleerd voor populatie, inkomen, werkgelegenheid en de betaalbaarheid van koopwoningen. Van deze vraag-gerelateerde factoren heeft de populatiegroei binnen de leeftijdscategorie 20 tot 34 jaar, de hypotheekrente en de prijs/inkomen-ratio het grootste effect op de prestaties van appartementenbeleggingen². Ten aanzien van het onderzoek van Cheng & Black (1998) is vastgesteld dat een toenemende populatie een positief effect heeft op de prestaties van appartementenbeleggingen binnen een bepaalde regio. Hoewel is aangetoond

¹ Onderverdeeld in het midwesten, oosten, zuiden en westen.

² Gebaseerd op een *potency index* van respectievelijk 0,364, 0,378 en 0,452.

dat naast populatie, ook het inkomen, werkgelegenheid en de betaalbaarheid van koopwoningen effect hebben op de geografische allocatie, is er weinig bekend over het effect van een afnemende populatie op de geografische allocatie van woningbeleggingen.

Gegeven de aanleiding van dit onderzoek en de bestaande literatuur over geografische allocatie, is de probleemstelling als volgt geformuleerd: *“Er is geen inzicht in de mate waarin bevolkingskrimp effect heeft op de geografische allocatie van institutionele woningbeleggingen”*. Vanuit deze probleemstelling is de volgende doelstelling geformuleerd: *“Het doel van dit onderzoek is om aan te tonen in welke mate bevolkingskrimp effect heeft op de geografische allocatie van institutionele woningbeleggingen”*. Op basis van de probleem- en doelstelling is de volgende vraagstelling geformuleerd: *“In welke mate heeft bevolkingskrimp effect op de geografische allocatie van institutionele woningbeleggingen?”*.

Om deze vraagstelling te kunnen beantwoorden zijn een drietal onderzoeksvragen geformuleerd waarbij is aangegeven welke onderzoeksmethodiek is toegepast. Onderzoeksvraag 1 luidt: *“Wat zegt de literatuur over geografische allocatie van woningbeleggingen?”*. Voor beantwoording van deze vraag is literatuur van Miles & McCue (1984) en Hartzell, Hekman & Miles (1986) gebruikt om aan te geven hoe geografische allocatie als diversificatiemiddel dient. Literatuur van Malizia & Simons (1991), Cheng & Black (1998) en Han (2013) is gebruikt voor het bepalen van de controlerende variabelen en hun effect op de geografische allocatie. Onderzoeksvraag 2 luidt: *“Hoe ziet de geografische allocatie van institutionele woningbeleggingen eruit in relatie tot bevolkingskrimp?”*. Hiervoor is een dataset van DTZ Zadelhoff gebruikt welke woningbeleggingstransacties in de periode 2010, 2011 en 2012 op gemeenteniveau omvat. Hierbij is per transactie aangegeven of de institutionele belegger een kopende of verkopende partij is. Gezien het ontbreken van macrodata in deze dataset, is de databank van het Centraal Bureau voor de Statistiek (CBS) gebruikt voor relevante data op gemeenteniveau waaronder demografische cijfers. Door gebruik te maken van het Geographic Information System (GIS), kan de geografische allocatie van institutionele woningbeleggingen, evenals de populatieontwikkeling, worden gevisualiseerd. Onderzoeksvraag 3 luidt: *“Wat is het effect van bevolkingskrimp op de geografische allocatie van institutionele woningbeleggingen?”*. Door interpretatie van de resultaten die voortvloeien uit het model, wordt inzicht verkregen in het effect van bevolkingskrimp op de geografische allocatie van woningbeleggingen.

Dit onderzoek richt zich op het verklaren van geografische allocatie aan de hand van bevolkingskrimp en een set van controlerende variabelen. Hierbij is de geografische allocatie de afhankelijke variabele en bevolkingskrimp de onafhankelijke variabele. De maatschappelijke relevantie van dit onderzoek is te vinden in de groeiende vraag naar huurwoningen en de toenemende interesse van institutionele beleggers die hierin hun vermogen willen beleggen. Het verklaren van de ontstane geografische allocatie op basis van onderliggende determinanten biedt institutionele beleggers lering voor toekomstige beleggingen. Uit onderzoek is gebleken dat vooral algemene ervaring en intuïtieve diversificatie een beleggingsbeslissing bepalen (Worzala & Bajtelsmit, 1999). Dit onderzoek biedt

institutionele beleggers een nieuw hulpmiddel bij het bepalen van de geografische allocatie van toekomstige investeringsbeslissingen aangaande woningbeleggingen in Nederland. De wetenschappelijke relevantie van dit onderzoek is te vinden in het ontbreken van onderzoek naar het effect van bevolkingskrimp op de geografische allocatie van woningbeleggingen.

Dit onderzoeksrapport is opgebouwd uit een vijftal hoofdstukken. In hoofdstuk 2 wordt de relevante theorie beschreven van waaruit de centrale hypothese is opgesteld. In hoofdstuk 3 wordt de data geanalyseerd, wordt de methodiek beschreven en wordt een model opgesteld die het effect van bevolkingskrimp op de geografische allocatie kan meten. Vervolgens worden in hoofdstuk 4 de onderzoeksresultaten gepresenteerd op basis van het ontwikkelde model. De conclusies die hieruit zijn te trekken en aanbevelingen voor vervolgonderzoek zijn in hoofdstuk 5 aan de orde.

2. Theorie

Om binnen een vastgoedportfolio diversificatievoordelen te behalen kan een belegger gebruik maken van sectorale allocatie of geografische allocatie (Miles & McCue, 1982). Met sectorale allocatie wordt de allocatie tussen verschillende vastgoedtypen bedoeld. Met geografische allocatie wordt de geografische spreiding bedoeld van het geïnvesteerd vermogen in woningen over verschillende gebieden. Het doel van de spreiding van het vermogen over verschillende gebieden is om het portfoliorisico te reduceren (Cheng & Black, 1998). Ten aanzien van geografische allocatie blijkt uit de literatuur dat aan de vraagzijde gerelateerde factoren de prestaties van woningbeleggingen beïnvloeden (Malizia & Simons, 1991, Cheng & Black, 1998). Om de invloed van aan de vraagzijde gerelateerde factoren op het rendement te analyseren, dient eerst de werking van de prijs en het totale rendement te worden besproken.

De prijs die een belegger betaalt voor een woning is volgens Geltner *et al.* (2009) een afspiegeling van zijn verwachte totale rendement (aangezien de toekomstige kasstromen, inclusief die van dispositie, onafhankelijk zijn van de prijs die een belegger vandaag betaalt voor een woning). De toekomstige kasstromen blijven gelijk vanwege de onafhankelijke factoren waardoor deze worden bepaald. Volgens het vierkwadrantenmodel, welke de werking van de vastgoedmarkt modelmatig weergeeft, wordt de prijs van een woning bepaald op basis van de overeengekomen huurprijs en de aangehouden rendementseis (DiPasquale & Wheaton, 1994). Hierbij is een belegger, bij een gegeven huurprijs, meer bereid te betalen voor een woning indien de omstandigheden minder risicovol zijn. Uiteraard geldt ook het omgekeerde dat bij meer risicovolle omstandigheden, een belegger minder bereid is te betalen voor een woning. Daarnaast geldt dat de aangehouden rendementseis toeneemt wanneer het risico daarop toeneemt en vice versa. De evenwichtshuurprijs wordt in dit model bepaald door de vraag naar ruimte bij een gegeven aanbod van ruimte.

Aangezien het verwachte totale rendement van een woningbelegging een afspiegeling is van de prijs die een belegger betaalt voor een woning, is het van belang om te weten hoe het totale rendement tot stand komt. Het totale rendement van een woningbelegging bestaat uit twee componenten: het directe rendement en het indirecte rendement (Geltner *et al.*, 2009). Het directe rendement over een bepaalde periode wordt berekend aan de hand van de netto kasstromen over een bepaalde periode en de waarde van een woning aan het begin van die periode. Het indirecte rendement over een bepaalde periode wordt berekend aan de hand van de verwachte waardeverandering tijdens een periode en de waarde van een woning aan het begin van die periode. Het totale rendement is weergegeven in onderstaande vergelijking:

$$R_t = (CF_t + V_t - V_{t-1})/V_{t-1} \quad (1)$$

waarbij R_t het totale rendement over periode t weergeeft, CF_t de netto kasstroom in periode t weergeeft en V_t de waarde van de woning op tijdstip t weergeeft. Aangezien rendement en risico onlosmakelijk met elkaar verbonden zijn, kan het totale rendement ook worden bepaald door deze gelijk te stellen aan het risicovrije rendement plus een risicopremie. Hierbij vormt de risicopremie een vergoeding voor het beleggingsrisico.

De netto kasstroom in periode t in vergelijking (1) vormt een belangrijk component bij de bepaling van het totale rendement. Deze netto kasstroom komt voort uit de normale exploitatie van een woning gedurende de periode dat een belegger deze in zijn bezit heeft en wordt bepaald door de bruto huuropbrengst, de leegstandscorrectie, overige opbrengsten, onderhoudsuitgaven en groot onderhoud (Geltner *et al.*, 2009). De netto kasstroom in periode t is weergegeven in onderstaande vergelijking:

$$CF_t = PGI - v + OI - OE - CI \quad (2)$$

waarbij CF_t de netto kasstroom in periode t weergeeft, PGI de bruto huuropbrengst weergeeft, v een correctie voor de leegstand weergeeft, OI de overige opbrengsten weergeeft, OE de operationele uitgaven weergeeft en CI het grootonderhoud weergeeft. Indien het object wordt verkocht in het laatste jaar van de exploitatiefase, wordt bij de operationele kasstromen uit vergelijking (2) de reversiekasstroom opgeteld welke wordt bepaald door de verkoopopbrengst minus de verkoopkosten. Nu duidelijk is geworden uit welke componenten het totale rendement is opgebouwd, kan in het volgende onderdeel in worden gegaan op de onderliggende determinanten van deze componenten en diens effecten op het rendement.

Zoals blijkt uit het vierkwadrantenmodel van DiPasquale & Wheaton (1994), wordt de huurprijs bepaald op basis van de vraag naar ruimte. Chou & Shih (1995) stellen dat demografische variabelen, inkomensvariabelen en prijzen van woondiensten de vraag naar ruimte bepalen en daarmee de bruto huuropbrengsten in vergelijking (2). Ten aanzien van demografische variabelen is het effect op het

rendement van een woningbelegging onderzocht door Han (2013). Uit dit onderzoek blijkt dat een groeiende populatie een positief effect heeft op het verwachte rendement op een woningbelegging. Hierbij wordt gesteld dat een stijging van de populatiegrootte van één procent, leidt tot een stijging van het rendement met ruim één procent. Aangezien de onafhankelijke variabele in dit onderzoek bevolkingskrimp is, vormt dit -net als populatiegroei- een onderdeel van de demografische variabelen. Naast populatiegroei heeft ook de populatiegrootte een positief effect op het verwachte rendement (Han, 2013). Steden met een grotere populatie hebben een positief effect op het verwachte rendement. Dit is te verklaren doordat een grotere populatie een grotere (potentiele) vraag naar woningen betekent. Ten aanzien van inkomensvariabelen laat Han (2013) zien dat de groei van het inkomen een positief effect heeft op het verwachte rendement. Wanneer het inkomen met 10 procent stijgt, neemt het verwachte rendement toe met 3 procent. Ten aanzien van prijzen van woondiensten stellen Cheng & Black (1998) dat de betaalbaarheid van eigenwoningbezit de prestaties van appartementenbeleggingen beïnvloeden. Ook de werkgelegenheidsontwikkeling blijkt uit onderzoek van Malizia & Simons (1991) en Cheng & Black (1998) effect te hebben op de vraag naar ruimte. Hierbij hebben zij de jaarlijkse groei van het aantal banen per gebied gebruikt om de geografische allocatie te onderzoeken. Hieruit is gebleken dat een gebied met een groeiend aantal banen, een positief effect heeft op het rendement.

Zoals blijkt uit vergelijking (2), hebben de operationele uitgaven een negatief effect op de netto kasstroom in periode t . Onder operationele uitgaven worden uitgaven bedoeld welke voornamelijk worden bepaald door de technische staat van een woning (Geltner *et al*, 2009). De hoogte van deze uitgaven hangt samen met onder andere het bouwjaar van een woning en de bouwkwaliteit ervan (Baum, 1993). Naarmate een woning ouder wordt, verslechtert de kwaliteit en nemen de operationele uitgaven hiervoor toe (Baum, 1993). Het bouwjaar en de bouwkwaliteit hebben dus een negatief effect op de netto kasstroom en daarmee ook een negatief effect op het totale rendement.

Op basis van de theorie is duidelijk geworden door welke componenten het totale rendement wordt beïnvloed. Vervolgens is vanuit de theorie aangetoond welke determinanten deze rendementscomponenten beïnvloeden en daarmee bepalend zijn voor de geografische allocatie van woningbeleggingen. Op basis hiervan kan de volgende vergelijking worden opgesteld:

$$G_i = f(d, i, p, w, k) \quad (3)$$

waarbij G_i de geografische allocatie van het geïnvesteerd vermogen in gebied i weergeeft, welke wordt verklaart door de functie van d (demografische ontwikkeling), i (inkomensontwikkeling), p (prijzen van woondiensten), w (werkgelegenheidsontwikkeling) en k (woningkarakteristieken). Bevolkingskrimp is in vergelijking (3) opgenomen onder de demografische ontwikkeling.

Op basis van de theorie is de volgende hypothese geformuleerd: “Bevolkingskrimp heeft effect op het geïnvesteerd vermogen in een bepaald gebied”.

3. Data en methodiek

De data bevatten woningtransacties (n=283) in Nederland tussen 2010 en 2012 en zijn afkomstig van DTZ Zadelhoff. De dataset bevat informatie over transactiedatum, locatie, transactieprijs, type koper, type verkoper en het bouwjaar. Indien de geografische allocatie op basis van het geïnvesteerd vermogen in een bepaald gebied wordt geoperationaliseerd, zorgt dit voor enkele complicaties. Eén transactie kan het saldo van het geïnvesteerd vermogen in een bepaald gebied sterk beïnvloeden waardoor de geografische allocatie een vertekend beeld kan weergeven. Daarnaast is per transactie niet bekend om hoeveel individuele woningen het gaat, waardoor transacties moeilijk met elkaar zijn te vergelijken. Vanwege deze complicaties is er voor gekozen om de geografische allocatie te operationaliseren als een binaire variabele waarbij “0” acquisitie en “1” dispositie aangeeft.³ Deze operationalisering geeft de keuze van een belegger om te investeren of te desinvesteren in een bepaald gebied weer. Het effect van de onafhankelijke variabelen op het beleggingsbeleid, om te investeren of desinvesteren, bepaalt daarmee de geografische allocatie.

Ten aanzien van bevolkingskrimp is het inwoneraantal per gemeente in 2002 en in 2012 toegevoegd aan de dataset (CBS, 2013a). Vervolgens is een variabele aangemaakt welke de procentuele verandering van het aantal inwoners per gemeente tussen 2002 en 2012 weergeeft. De tijdspanne van 2002 tot en met 2012 geeft een beter beeld over de procentuele populatieontwikkeling dan wanneer gekozen zou zijn voor een korte tijdspanne. Vanwege het binaire karakter van bevolkingskrimp, namelijk wel of geen krimp, is een dummyvariabele aangemaakt welke aangeeft of er wel of geen sprake is van bevolkingskrimp in een bepaalde gemeente waarbij “0” geen bevolkingskrimp en “1” bevolkingskrimp aangeeft.

Data betreffende demografie, inkomen, prijzen van woondiensten en werkgelegenheid zijn afkomstig van het CBS. Met betrekking tot de demografie is de populatiegrootte in termen van absoluut aantal inwoners per gemeente in 2012 toegevoegd aan de dataset (CBS, 2013b). Aangezien deze variabele een hoge standaardafwijking heeft –vanwege het groot aantal inwoners in de steden Amsterdam, Rotterdam, Den-Haag en Utrecht–, is er voor gekozen om, conform de classificatiemethode van het CBS (2014), een dummyvariabele aan te maken waarbij een gemeente met een inwoneraantal <100.000 is aangegeven met “0” en een gemeente met een inwoneraantal ≥ 100.000 is aangegeven met “1”. Met betrekking tot het inkomen is een variabele toegevoegd welke het gemiddeld inkomen per inkomensontvanger per gemeente in 2012 weergeeft (CBS, 2013d). Aangezien bij de verdeling van deze variabele sprake is van een hoge standaarddeviatie, is ervoor gekozen om een dummyvariabele aan te maken, waarbij een gemeente met een gemiddeld inkomen per inkomensontvanger in 2012 $<€30.000$ is aangegeven met “0” en een gemeente met een gemiddeld inkomen per inkomensontvanger in 2012

³ De data (n=193) omvatten transacties tussen een institutionele belegger met een particuliere belegger, ontwikkelaar of corporatie. Er is geen sprake van transacties tussen institutionele beleggers.

$\geq\text{€}30.000$ is aangegeven met “1”. Deze grens is gebaseerd op het landelijk gemiddeld inkomen per inkomensontvanger in 2011 van $\text{€}30.000$ (CBS, 2013e). Ten aanzien van prijzen van woondiensten is de gemiddelde vraagprijs van koopwoningen per m^2 per gemeente van de periode 2010 tot en met 2012 toegevoegd (Huizenzoeker, 2013). Aangezien ook bij de verdeling van deze variabele sprake is van een hoge standaarddeviatie, is ervoor gekozen om een dummyvariabele aan te maken waarbij “0” een vraagprijs van $<\text{€}2.300$ per m^2 en “1” een vraagprijs van $\geq\text{€}2.300$ per m^2 aangeeft. Deze afgeronde grens is gebaseerd op een landelijk gemiddelde vraagprijs per m^2 van $\text{€}2.337$ in december 2012 (Huizenzoeker, 2013). Met betrekking tot de werkgelegenheid is de procentuele verandering van het aantal banen per gemeente in de periode 2008 tot en met 2012 gebruikt om de werkgelegenheidsontwikkeling per gemeente te weergeven (CBS, 2013c). Ten aanzien van relevante woningkarakteristieken beschikt de dataset over het bouwjaar. Met het oog op interpretatie van de resultaten uit een logistische regressie is een nieuwe variabele aangemaakt die de leeftijd van het een woning weergeeft. Tabel 3.1 geeft de omschrijving van alle variabelen weer.

Tabel 3.1: Variabelen

Variabele	Omschrijving	Bron
y <i>beleg</i>	Beleggingsbeleid (0=acquisitie, 1=dispositie)	DTZ (2013)
x <i>bevkrmp</i>	Populatieontwikkeling per gemeente tussen 2002 en 2012 (0=geen krimp, 1=krimp)	CBS (2013a)
z_1 <i>inw</i>	Inwoneraantal per gemeente in 2012 (0= <100.000 , 1= ≥ 100.000)	CBS (2013b)
z_2 <i>ink</i>	Gemiddeld inkomen per inkomensontvanger per gemeente in 2012 (0= <30.000 , 1= ≥ 30.000)	CBS (2013d)
z_3 <i>prijs</i>	Gemiddeld vraagprijs per m^2 per gemeente tussen 2010 en 2012 (0= <2.300 , 1= ≥ 2.300)	Huizenzoeker (2013)
z_4 <i>banen</i>	Verandering (%) van het aantal banen per gemeente tussen 2008 en 2012	CBS (2013c)
z_5 <i>lftd</i>	Leeftijd woningcomplex in jaren	DTZ (2013)

De data is gecontroleerd op uitschieters en missende waarden, waarbij de ratiovariabelen *banen* en *lftd* gecontroleerd zijn op normaliteit. Met betrekking tot missende waarden zijn vijf observaties verwijderd wegens het ontbreken van een gemeentecode, zijn vier observaties verwijderd wegens het ontbreken van een gemiddelde vraagprijs en zijn 77 observaties verwijderd wegens het ontbreken van een bouwjaar. Vier observaties zijn verwijderd vanwege een negatief bouwjaar welke worden veroorzaakt door een in de toekomst gelegen opleverdatum. Na aftrek van de hiervoor genoemde observaties blijven er 193 observaties over ($n=193$) die bruikbaar zijn voor een verdere analyse.

De beschrijvende statistieken zijn weergegeven in tabel 3.2. Het gemiddelde van *beleg* (0,788) geeft aan dat er in de data aanzienlijk meer disposities (78,8%) dan acquisities (21,2%) voorkomen. Bij

bevkrmp valt op dat er in de meeste gemeenten binnen deze dataset geen sprake is van bevolkingskrimp, te zien aan het lage gemiddelde (0,150). Het negatieve gemiddelde bij *banen* (-0,302) geeft aan dat er gemiddeld gezien sprake is van een negatieve procentuele verandering van het aantal banen. De bijbehorende hoge standaardafwijking van *banen* (8,002) wordt veroorzaakt doordat de verschillen tussen de gemeenten in deze dataset groot zijn, ook te zien aan het verschil tussen de minimum en maximum waarden. Verder valt op dat de gemiddelde leeftijd van een woning in deze dataset ongeveer 30 jaar (29,627) bedraagt. Ook hierbij is sprake van een hoge standaardafwijking (20,745), veroorzaakt door grote leeftijdsverschillen tussen woningen, waarbij de oudste woning 130 jaar is en de jongste woning 0 jaar oud is.

Tabel 3.2: Beschrijvende statistieken

Variabele	Gem.	Std. Dev.	Minimum	Maximum
beleg	0,788	0,410	0	1
bevkrmp	0,150	0,358	0	1
inw	0,497	0,501	0	1
ink	0,409	0,493	0	1
prijs	0,497	0,501	0	1
banen	-0,302	8,002	-20,168	48,925
lftd	29,627	20,745	0	130

n=193

De relaties tussen de variabelen zijn weergegeven in tabel 3.3. Van de 21 correlaties zijn er 6 significant, wat neer komt op 28,57% van de correlaties. Tussen *beleg* en *bevkrmp* bestaat een licht positieve relatie wat duidt op dispositie in gemeenten waar sprake is van bevolkingskrimp. Er bestaat een licht negatieve correlatie tussen *beleg* met *inw*, *ink*, *prijs* en *banen*. Deze correlaties duiden op disposities in gemeenten met minder dan 100.000 inwoners, in gemeenten met een negatieve procentuele verandering van het aantal banen, in gemeenten waarbij het gemiddeld inkomen per inkomensontvanger lager is dan 30.000 euro en in gemeenten waarbij de gemiddelde vraagprijs per m² lager is dan 2.300 euro. De sterkste positieve correlatie tussen *beleg* en *lftd* duidt op disposities van vooral oudere woningen. De licht tot matige correlatie tussen *bevkrmp* met *inw* en *banen* duidt op bevolkingskrimp in gemeenten met minder dan 100.000 inwoners en in gemeenten waar sprake is van een negatieve procentuele verandering van het aantal banen. De licht positieve correlatie van *banen* met *ink* en *prijs* geeft aan dat in gemeenten met een positieve procentuele verandering van het aantal banen, een hoger gemiddeld inkomen per inkomensontvanger en een hoger gemiddelde vraagprijs per m² is te verwachten. Ook valt op dat *ink* een sterke positieve correlatie heeft met *prijs*. Deze relatie duidt op hogere gemiddelde inkomens met een hogere gemiddelde vraagprijs per m².

Tabel 3.3: Correlaties

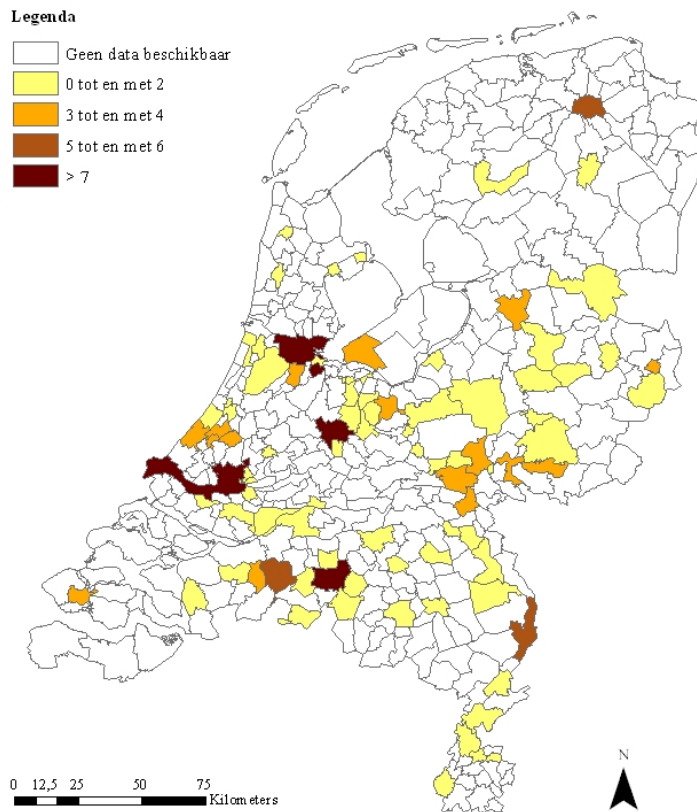
Variabele	beleg	bevkrmp	inw	ink	prijs	banen	lftd
beleg	1						
bevkrmp	0,147 *	1					
inw	-0,117	-0,302 **	1				
ink	-0,134	0,033	0,078	1			
prijs	-0,142 *	0,075	-0,078	0,584 **	1		
banen	-0,029	-0,135	0,053	0,122	0,215 **	1	
lftd	0,688 **	-0,062	0,006	0,043	0,001	0,069	1

n=193

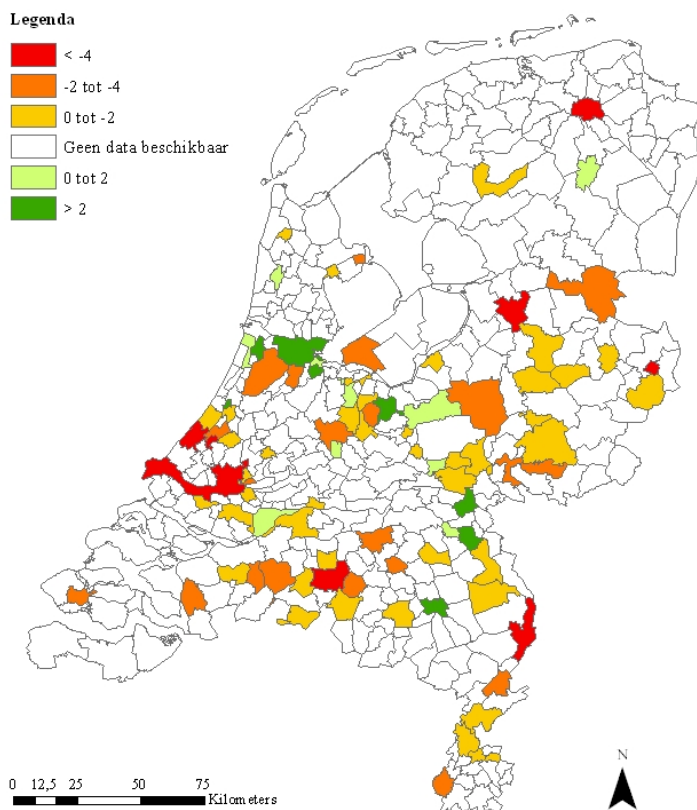
* Significant op 5%

** Significant op 1%

De geografische allocatie van het aantal transacties per gemeente tussen 2010 en 2012, is in figuur 3.1 weergegeven. Deze figuur laat zien in welke gemeenten institutionele beleggers transacties hebben verricht tussen 2010 en 2012. Er is hierin geen onderscheid gemaakt tussen acquisities en disposities. In totaal zijn er, van de 415 gemeenten per 1 januari 2012 (CBS, 2012), in 90 verschillende gemeenten transacties verricht. De meeste transacties zijn verricht in de gemeente Rotterdam (16), Utrecht (9), Amsterdam (8) en Tilburg (7). Verder laat figuur 3.1 zien dat er weinig transacties voorkomen in het noordelijk deel van Nederland. Aangezien op basis van het aantal transacties geen duidelijke allocatiestrategie is waar te nemen, is in figuur 3.2 de geografische allocatie op basis van het saldo van het aantal transacties (acquisities minus disposities) per gemeente tussen 2010 en 2012 weergegeven. Uit deze figuur blijkt dat er meer disposities hebben plaats gevonden dan acquisities. In totaal is er in 17 gemeenten sprake van een positief saldo (>0). Gemeenten met een positief saldo (≥ 2), zijn Amsterdam, Amersfoort, Cuijk, Haarlem, Helmond, Nijmegen en Oegstgeest. Gemeenten met een sterk negatief saldo (≤ -4) zijn de gemeente Tilburg (-7), Rotterdam (-6), Groningen (-6), Venlo (-5), Oldenzaal (-4), 's-Gravenhage (-4) en de gemeente Zwolle (-4). Opvallend zijn de grote verschillen in de Randstad. Zo heeft de gemeente Amsterdam een positief saldo (+2) en hebben de gemeente Rotterdam en 's-Gravenhage een sterk negatief saldo (respectievelijk -6 en -4). Dit verschil is opmerkelijk aangezien op basis van de literatuur een positief saldo verwacht had mogen worden in de gemeente Rotterdam en 's-Gravenhage vanwege het grote aantal inwoners (Han, 2013). Het is mogelijk dat de populatieontwikkeling in deze gemeenten hier een oorzaak van is.

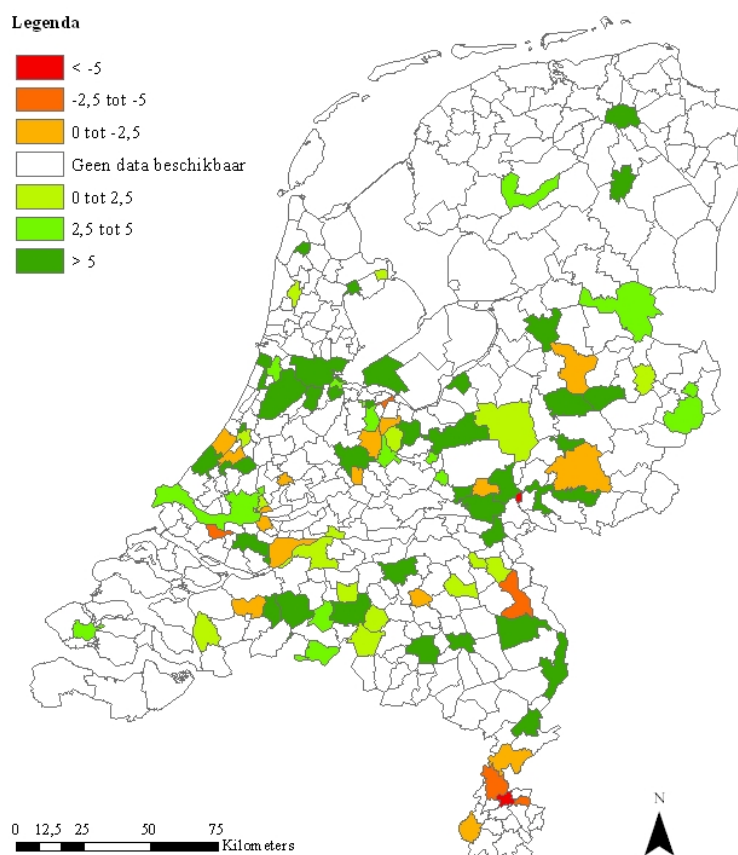


Figuur 3.1: Totaal aantal transacties (acquisitie plus dispositie) per gemeente tussen 2010 en 2012



Figuur 3.2: Transactiesaldo (acquisitie minus dispositie) per gemeente tussen 2010 en 2012

Ten aanzien van bevolkingskrimp geeft figuur 3.3 de procentuele populatieontwikkeling per gemeente tussen 2002 en 2012 weer. Uit deze figuur valt op te maken dat in 67 gemeenten sprake is van bevolkingsgroei, ook te zien aan het overgrote deel aan groen gearceerde gemeenten. In de overige 23 gemeenten is er sprake van bevolkingskrimp. Er is geen duidelijk geografisch patroon te zien van gemeenten waarin sprake is van bevolkingskrimp. Wel is de correlatie tussen bevolkingskrimp en het inwoneraantal, zoals uit tabel 3.3 is op te maken, af te lezen. Uit de data blijkt dat van de 23 gemeenten waarin sprake is van bevolkingskrimp, 21 gemeenten minder dan 100.000 inwoners hebben. De overige twee gemeenten, Dordrecht en Maastricht, vormen hier met een inwoneraantal groter dan 100.000 een uitzondering op.



Figuur 3.3: Populatieontwikkeling per gemeente tussen 2002 en 2012 (in %)

Ten aanzien van de relatie tussen de geografische allocatie en bevolkingskrimp, blijkt dat in slechts één gemeente, waarin sprake is van bevolkingskrimp, een positief saldo van het aantal transacties is. Het gaat hier om de gemeente Nieuwegein waar één acquisitie heeft plaats gevonden, ondanks een bevolkingskrimp van 2,29%. Het betreft hier de acquisitie van een woningcomplex met het bouwjaar 2012 en stemt met de correlatie tussen *beleg* en *lftd* uit tabel 3.3 overeen. De relatie tussen de geografische allocatie op basis van het saldo van het aantal transacties en bevolkingskrimp laat zien dat er in 52 gemeenten sprake is van een negatief saldo, terwijl in deze gemeenten juist sprake is van

bevolkingsgroei. Hierdoor is op basis van de figuren de relatie tussen de geografische allocatie en bevolkingskrimp niet duidelijk op te maken en is verdere analyse noodzakelijk.

Voor een verdere analyse is een regressievergelijking opgesteld. Bij een meervoudige lineaire regressie is het noodzakelijk dat de afhankelijke variabele metrisch is (Hair *et al*, 2010). Aangezien de afhankelijke variabele *beleg* binair is, is een binaire logistische regressie hiervoor de aangewezen techniek en is als volgt geformuleerd:

$$Y_i^* = \beta_0 + X_1\beta_1 + X_2\beta_2 + \varepsilon_i \quad (4)$$

waarbij Y_i^* de latente variabele weergeeft, X_1 de onafhankelijke variabele *bevkrmp* weergeeft, X_2 de set controlerende variabelen *inw*, *ink*, *prijs*, *banen* en *lftd* weergeeft, β_0 de interceptparameter weergeeft, β_1 en β_2 de hellingsparameters weergeven en ε_i de error term met specifieke eigenschappen weergeeft. De latente variabele Y_i^* is niet rechtstreeks waargenomen, maar is afgeleid uit rechtstreeks waargenomen onafhankelijke variabelen. In tegenstelling tot een lineaire regressie, is hierbij sprake van een gelimiteerd bereik van Y_i zoals weergegeven in vergelijking (5).

$$Y_i = \begin{cases} 1, & \text{dispositie} \\ 0, & \text{acquisitie} \end{cases} \quad (5)$$

De verwachte waarde van de dichotome afhankelijke variabele kan worden uitgedrukt als een waarschijnlijkheid (Pickery, 2008). Waarschijnlijkheid is de kans dat de afhankelijke variabele gelijk is aan “1”. De kans dat de afhankelijke variabele gelijk is aan “0” is dan $1 - p$.

$$\begin{aligned} \Pr(Y_i = 1) &= p \\ \Pr(Y_i = 0) &= 1 - p \end{aligned} \quad (6)$$

Aangezien p niet als een afhankelijke variabele kan worden geplaatst in een logistische regressie, wordt deze getransformeerd naar een logit (Pickery, 2008). Hierbij wordt de kans omgezet in een kansverhouding (odds), waarbij de geschatte kans (\hat{p}) gedeeld wordt door het complement ervan ($1 - \hat{p}$) (Pickery, 2008). Daarna wordt van deze kansverhouding het natuurlijk logaritme genomen. Vervolgens ziet de logistische regressie er als volgt uit:

$$\ln\left(\frac{\hat{p}}{1-\hat{p}}\right) = \text{logit}(\hat{p}) = \beta_0 + X_1\beta_1 + X_2\beta_2 \quad (7)$$

Aangezien het effect op de logit weinig informatief is, wordt het effect op de kansverhouding gebruikt. Dit effect wordt verkregen door het effect op de logit in te geven in een exponentiele functie.

Dit is de omgekeerde bewerking van het natuurlijk logaritme en verheft het getal e tot de macht β : e^β (Pickery, 2008).

$$\begin{aligned}\frac{\hat{p}}{1-\hat{p}} &= e^{\beta_0 + X_1\beta_1 + X_2\beta_2} \\ &= e^{\beta_0} * e^{X_1\beta_1} * e^{X_2\beta_2}\end{aligned}\tag{8}$$

Hierbij geeft e^{β_0} de voorspelde kansverhouding van $\left(\frac{\hat{p}}{1-\hat{p}}\right)$ voor observaties met waarde 0 in de vergelijking weer. Interpretatie van e^{β_1} is het effect op de kansverhouding bij één eenheid wijziging in X_1 , waarbij gecontroleerd is voor de effecten van X_2 .

Voor het uitvoeren van een binaire logistische regressie, dient er voldaan te worden aan één veronderstelling: onafhankelijkheid van de error terms (Hair *et al*, 2010). Dit wil zeggen dat er dus geen sprake mag zijn van correlatie tussen de error terms. Aangezien de observaties in de dataset op willekeurige wijze zijn geselecteerd, hebben de verschillende beleggers elkaar niet kunnen beïnvloeden en is er dus sprake van onafhankelijkheid van de error terms. Ten aanzien van normaliteit volgt de distributie van de afhankelijke variabele Y_i een binomiale distributie en wijkt hiermee dus af van normaliteit. Vanwege de dichotome afhankelijke variabele Y_i , is lineariteit tussen deze afhankelijke variabele en de onafhankelijke variabelen niet noodzakelijk. Met betrekking tot homoscedasticiteit, is de variantie van een dichotome variabele niet constant waardoor heteroscedasticiteit ontstaat. Ten aanzien van de error terms geldt de assumptie dat een normale distributie van de error terms resulteert in een “probit” model en een logistische distributie in een “logit” model. Aangezien de error terms een logistische distributie kent, is er sprake van een “logit” model. Voor een logistische regressie is een grotere steekproef nodig dan bij een lineaire regressie, aangezien maximum likelihood coëfficiënten grote steekproefschattingen zijn. Aangeraden wordt om daarom minimaal 30 observaties per onafhankelijke variabele te hebben (StatisticalSolutions, 2014). Aangezien er sprake is van 6 onafhankelijke variabelen en 193 observaties, voldoen de data hieraan.

Op basis van de theorie, de beschikbare data en de gekozen methodiek, kan de nulhypothese en de alternatieve hypothese worden geformuleerd. Deze hypothese wordt in het volgende hoofdstuk getoetst en luidt als volgt:

H_0 : ‘Bevolkingskrimp heeft geen effect op het geïnvesteerd vermogen in een bepaalde gemeente’.

H_1 : ‘Bevolkingskrimp heeft effect op het geïnvesteerd vermogen in een bepaalde gemeente’.

4. Resultaten

De resultaten van een viertal modellen zijn weergegeven in tabel 4.1. Hierin geeft $Exp(B)$ het effect op de kansverhouding bij één eenheid wijziging in X weer, waarbij gecontroleerd is voor de effecten van de overige onafhankelijke X -variabelen. De S.E. weergeeft hierbij de standaardfout van elke parameter.

Model 1 geeft de resultaten weer waarbij alleen de set van onafhankelijke variabelen is meegenomen in de vergelijking en $bevkrmp$ (X_1) buiten beschouwing is gelaten. De resultaten laten zien dat één van de vijf onafhankelijke variabelen significant is. De variabele lfd heeft een positief effect op de afhankelijke variabele. Dit betekent dat wanneer de leeftijd van een woning met één jaar toeneemt, de kans op dispositie ($Y_i = 1$) toeneemt met ruim 60% (0,642). Een mogelijke verklaring hiervoor is dat naarmate een woning ouder wordt, de operationele uitgaven voor behoud van de woningkwaliteit toenemen. Een toename van de operationele uitgaven leidt via vergelijking (2) tot een afname van de operationele kasstromen en daarmee tot een afname van het totale rendement. Institutionele beleggers verkiezen daarom jongere woningen boven oudere woningen. De variabelen inw , ink , $prijs$ en $banen$ zijn op geen enkel gebruikelijk niveau significant. Dit betekent dat hiermee de nulhypothese, welke stelt dat de B -coëfficiënten van deze variabelen gelijk zijn aan "0", niet is verworpen. Hierdoor kan van deze variabelen geen aandacht worden gegeven aan de effecten op de afhankelijke variabele. Wel is de richting van het effect, positief of negatief, van deze variabelen op de afhankelijke variabele interessant om te benoemen. Ten eerste heeft inw een negatief effect op de afhankelijke variabele wat aangeeft dat wanneer in een gemeente het aantal inwoners groter of gelijk is aan 100.000, de kans op dispositie afneemt. Dit effect is logisch te verklaren doordat een grotere populatie impliciet een grotere potentiële vraag van huishoudens naar huurwoningen betekent. Ten tweede heeft ink een positief effect op de afhankelijke variabele wat aangeeft dat wanneer het gemiddeld inkomen per inkomensontvanger in een gemeente groter of gelijk is aan 30.000 euro, de kans op dispositie toeneemt. Dit positieve effect is opmerkelijk aangezien ink en $prijs$ een sterke positieve correlatie hebben (zie tabel 3.3). Op basis van de veronderstelling van Conijn & Schilder (2012) dat juist de vraag van huishoudens met een hoger inkomen toeneemt, zou juist een negatief effect verwacht mogen worden. Mogelijk heeft het geringe aantal observaties geleid tot een discrepantie tussen de literatuur en de richting van deze twee effecten op de afhankelijke variabele. Ten derde heeft $prijs$ een negatief effect op de afhankelijke variabele, wat aangeeft dat wanneer in een gemeente de gemiddelde vraagprijs 2.300 euro per m² of meer bedraagt, de kans op dispositie afneemt. Een mogelijke verklaring hiervoor is dat de vraag naar woningen door institutionele beleggers groter is in gemeenten met een hogere vraagprijs per m². Ten vierde heeft $banen$ een positief effect op de afhankelijke variabele. Dit effect is opmerkelijk, aangezien uit de literatuur blijkt dat gunstige economische omstandigheden, waaronder werkgelegenheids groei, een positief effect hebben op het rendement (Han, 2013).

Tabel 4.1: Resultaten binaire logistische regressie

Variabelen	Model 1		Model 2		Model 3		Model 4	
	Exp(B)	S.E.	Exp(B)	S.E.	Exp(B)	S.E.	Exp(B)	S.E.
constante	0,067 ***	1,009	0,025 ***	1,434	0,019 **	1,621	0,037 ***	1,237
inw	0,206	1,440	0,265	1,635	0,853	1,836	0,153	1,693
ink	1,689	1,296	1,590	1,514	1,693	1,676	2,471	1,346
prijs	0,122	1,464	0,028 *	2,140	0,013 *	2,459	0,090	1,694
banen	1,005	0,077	1,096	0,106	1,069	0,122	0,990	0,094
lftd	1,642 ***	0,139	1,807 ***	0,199	1,772 ***	0,178	1,709 ***	0,163
bevkrmp	-	-	54,769 **	1,903	575,219 **	3,002	-	-
bevkrmp*inw	-	-	-	-	0,002	5,229	-	-
bevkrmp_prog	-	-	-	-	-	-	20,079	1,935
Nagelkerke R Square	0,919		0,938		0,938		0,930	

n=193

* Significant op 10%

** Significant op 5%

*** Significant op 1%

4

⁴ Een Exp(B)>1 geeft een positief effect op de afhankelijke variabele weer, een Exp(B)<1 geeft een negatief effect op de afhankelijke variabele weer.

Eerder in dit onderzoek bleek er een hoge positieve correlatie te bestaan tussen de gemiddelde vraagprijs per m² en het gemiddeld inkomen per inkomensontvanger. Hieruit kan worden opgemaakt dat in gemeenten met een hogere vraagprijs per m² verwacht mag worden dat het gemiddeld inkomen per inkomensontvanger ook toeneemt. Uit de literatuur blijkt dat een toename in de huurprijs (CPB, 2012) of in de woningwaarde (Jaén-García & Piedra-Muñoz, 2012) leidt tot een grotere vraag van huishoudens in de huursector, waarbij Conijn & Schilder (2012) aangeven dat deze vraag alleen zal toenemen door de hogere inkomensgroepen. Hiermee is het negatieve effect van *prijs* op de afhankelijke variabele verklaard.

Model 2 geeft de resultaten weer waarbij alle onafhankelijke variabelen, inclusief *bevkrmp*, zijn meegenomen in de vergelijking. De resultaten laten zien dat drie van de zes onafhankelijke variabelen significant zijn. Ten eerste heeft *bevkrmp* een positief effect op de afhankelijke variabele. Dit betekent dat wanneer binnen een gemeente sprake is van bevolgingskrimp, de kans op dispositie 54 keer groter is dan op acquisitie. Dit effect is te verklaren doordat een afname van de populatie in een bepaalde gemeente, de potentiële vraag naar huurwoningen door huishoudens doet afnemen en daarmee het rendement negatief beïnvloedt. Deze verklaring komt overeen met eerder onderzoek waarin wordt gesteld dat juist een toenemende populatie een positief effect heeft op het rendement (Han, 2013). Ten tweede heeft *prijs* een negatief effect op de beleggersrol. Dit betekent dat wanneer in een gemeente de gemiddelde vraagprijs 2.300 euro per m² of meer bedraagt, de kans op dispositie afneemt met 97% (-0,972). Ten derde heeft *lftd* een positief effect op de afhankelijke variabele. Dit betekent dat wanneer de leeftijd van een woning met één jaar toeneemt, de kans op dispositie toeneemt met 80% (0,807). De variabelen *inw*, *ink* en *banen* zijn net als in model 1 op geen enkel gebruikelijk niveau significant. De richting van het effect van deze variabelen op de afhankelijke variabelen zijn gelijk aan die in model 1 zijn aangegeven.

Model 3 geeft de resultaten weer na toevoeging van een interactie-effect tussen *bevkrmp* en *inw*. De verwachting is dat bevolgingskrimp minder voorkomt in steden met een inwoneraantal <100.000 dan steden met een inwoneraantal ≥100.000 (CBS & PBL, 2013). Toevoeging van dit interactie-effect geeft een niet significant effect op de afhankelijke variabele. De hoge waarde van de standaardfout van het interactie-effect *bevkrmp*inw* en van *bevkrmp*, beide ≥2, laat de aanwezigheid van multicollineariteit zien als gevolg van de toevoeging van het interactie-effect. Op basis van het niet-significante interactie-effect en de hoge standaardfouten, kan gesteld worden dat dit model niet is verbeterd ten opzichte van model 2.

Model 4 bevat de resultaten waarbij bevolgingskrimp is weergegeven voor een langere termijn. Hiervoor is een nieuwe variabele toegevoegd aan de dataset welke het geprognosticeerde inwoneraantal per gemeente in 2040 weergeeft (PBL, 2013). Vervolgens is een variabele aangemaakt welke de procentuele verandering van het aantal inwoners per gemeente tussen 2012 en 2040 weergeeft. Vanwege het binaire karakter van bevolgingskrimp, namelijk wel of geen krimp, is een dummyvariabele aangemaakt, *bevkrmp_prog*, welke aangeeft of er wel of geen sprake is van bevolgingskrimp in een

bepaalde gemeente waarbij “0” geen bevolkingskrimp en “1” bevolkingskrimp aangeeft. De variabele *bevkrmp_prog* is op geen enkel gebruikelijk niveau significant. Het model lijkt hiermee niet robuust te zijn voor een langere termijn. Uit de data blijkt dat in totaal 27 gemeenten ($n=44$), ten aanzien van bevolkingskrimp, anders zijn gekwalificeerd in de periode 2012-2040, dan in de periode 2002-2012. Het gaat hier om 23 gemeenten met een inwoneraantal <100.000 ($n=32$) en 4 gemeenten met een inwoneraantal ≥ 100.000 ($n=12$). Een mogelijke verklaring hiervoor is dat de veronderstellingen waarop de populatieprognose voor gemeenten met een inwoneraantal <100.000 is gebaseerd, door toevalfluctuaties en (onder andere) minder uitgebreide kwaliteitscontroles, meer aan onzekerheid onderhevig zijn dan bij grotere gemeenten (CBS & PBL, 2014). Ten aanzien van gemeenten met een inwoneraantal ≥ 100.000 is volgens het CBS & PBL (2014) de prognose voor 2040 dat Dordrecht en Maastricht geen bevolkingskrimp zullen hebben en dat Venlo en Zoetermeer dat wel zullen hebben. De periode 2002-2012 laat voor deze vier gemeenten juist een tegenovergestelde trend zien. Voor deze discrepantie bestaat geen logische verklaring, behalve het gegeven dat een prognose te allen tijde gepaard gaat met onzekerheid en daarom minder betrouwbaar is dan een ontwikkeling uit het verleden. Net als in de vorige drie modellen heeft de variabele *lftd* een positief effect op de afhankelijke variabele. Dit betekent dat wanneer de leeftijd van een woning met één jaar toeneemt, de kans op dispositie toeneemt met 70% (0,709). De variabelen *inw*, *ink*, *prijs* en *banen* zijn op geen enkel gebruikelijk niveau significant. De richting van het effect van deze variabelen op de afhankelijke variabele, is overeenkomstig met wat in model 1 en model 2 is aangegeven. De variabele *banen* heeft, in tegenstelling tot wat uit model 1 en 2 blijkt, een negatief effect op de afhankelijke variabele. Dit negatieve effect (0,010) is zo klein, dat dit verder buiten beschouwing wordt gelaten.

De resultaten uit de eerste twee modellen zijn consistent met de bevindingen van DTZ Zadelhoff. Met betrekking tot bevolkingskrimp ziet E. Halter (persoonlijke communicatie, 19 februari, 2014), associate director capital markets bij DTZ Zadelhoff, een geografische allocatie van woningbeleggingen waarin relatief weinig disposities plaats vinden in groeigebieden zoals de Randstad. Het zijn juist de krimpgebieden, zoals Noord- en Oost-Nederland, waar institutionele beleggers over gaan tot dispositie. Dit is in overeenstemming met de geografische allocatie zoals weergegeven in figuur 3.1 en 3.2 en het negatieve effect van *bevkrmp* op de afhankelijke variabele in model 2, 3 en 4. Verder laat de geografische allocatie van woningbeleggingen volgens R. Timmermans (persoonlijke communicatie, 19 februari, 2014), real estate valuer bij DTZ Zadelhoff, zien dat institutionele beleggers een grote voorkeur hebben voor de Randstad vanwege de aanwezigheid van veel gemeenten met een groot inwoneraantal waarin het gemiddeld inkomen per inkomensontvanger relatief hoog. Het inkomen vormt namelijk, gezien de hoge inkomenseisen die institutionele beleggers aanhouden, een belangrijke factor voor de geografische allocatie. Om deze reden zijn vooral gemeenten interessant waarin potentiële huurders een hoog inkomen hebben. Met betrekking tot de prijzen van woondiensten ziet E. Halter dat duurdere, meer stedelijke gemeenten, vaak gewilder zijn bij beleggers dan goedkopere, vaak landelijkere gemeenten. Aangezien hogere prijzen van woondiensten hogere inkomens vereisen, zijn juist deze

gemeenten interessant vanwege de aanwezigheid van potentiële huurders. Dit is ook in overeenstemming met de resultaten uit de vier modellen, te zien aan de negatieve effecten van *prijs* op de afhankelijke variabele. Met betrekking tot werkgelegenheid zijn de resultaten van bovenstaande modellen in overeenstemming met de bevinding van R. Timmermans. Aangezien werkgelegenheid samenhangt met het gemiddeld inkomen per inkomensontvanger en dus samenhangt met de mate waarin de doelgroep voor deze woningbeleggingen aanwezig is, zijn gemeenten met een positieve werkgelegenheidsontwikkeling interessanter om in te beleggen dan gemeenten met een negatieve werkgelegenheidsontwikkeling. Met betrekking tot woningkarakteristieken ziet E. Halter dat institutionele beleggers overgaan tot dispositie op het moment dat de exploitatiekosten toenemen. Ervaring leert dat dit meestal gebeurt na 20 tot 30 jaar. Dit verklaart het sterke negatieve effect van de leeftijd van een woning op de afhankelijke variabele in alle vier modellen.

Naast DTZ Zadelhoff is ook een grote Nederlandse institutionele woningbelegger⁵ gevraagd naar hun bevindingen op de resultaten uit dit onderzoek. Deze belegger, vooral actief in de Randstad, Midden-Nederland en de Brabantse stedenrij⁶ is gevraagd welke variabelen gebruikt zijn bij bepaling van de geografische allocatie en of de resultaten van dit onderzoek hiermee overeenstemmen. Ten eerste onderkennen zij dat bevolgingskrimp leidt tot een toename van de kans op dispositie. Zij geven daarbij aan dat de verandering van het aantal huishoudens een belangrijkere variabele is dan de verandering van het aantal inwoners aangezien elk huishouden voor een woning staat en daarom interessanter is om te gebruiken bij bepaling van de geografische allocatie. Ten tweede onderkennen zij dat gemeenten met hogere prijzen van woondiensten interessanter zijn om in te beleggen. Hierin zien zij een positieve correlatie tussen de woonaantrekkelijkheid van een gemeente en de prijzen voor woondiensten. Deze relatie verklaren zij doordat een aantrekkelijke woongemeente leidt tot een grotere (potentiële) woonbehoefte, waardoor de prijzen van woondiensten toenemen. Ten derde onderkennen zij dat de kans op dispositie toeneemt naarmate woningen verouderen. Niet alleen vanwege de toename van de onderhoudskosten, maar ook omdat deze woningen tijdens de exploitatieperiode een bepaalde waardegroei hebben ondervonden waardoor uitponden na deze periode interessant is. Hierbij geven zij aan dat woningen tegenwoordig langer dan gebruikelijk worden aangehouden vanwege het stabiele directe rendement en de potentiële huurgroei. Ook de negatieve waardeontwikkeling van de afgelopen jaren heeft er toe geleid dat woningen nu langer worden geëxploiteerd. Aan deze belegger is ook gevraagd of zij hun geografische allocatie bepalen aan de hand van het aantal inwoners, het inkomen en de werkgelegenheid. Met betrekking tot het aantal inwoners geven zij aan dat gemeenten met een groot aantal inwoners interessant zijn om in te beleggen, omdat deze gemeenten een grotere potentiële geliberaliseerde woningmarkt hebben. Dit heeft niet alleen een gunstig effect op de verhuurbaarheid, maar ook de verkoopbaarheid na een bepaalde exploitatieperiode. Met betrekking tot het inkomen geven

⁵ Vanwege de gevoeligheid van sommige uitspraken wil deze belegger op nadrukkelijk verzoek anoniem blijven.

⁶ De stedenrij van Bergen op Zoom, Roosendaal, Breda, Tilburg, Eindhoven, Helmond, 's-Hertogenbosch en Oss.

zij aan dat dit een belangrijke factor is voor bepaling van de geografische allocatie vanwege de geliberaliseerde huurgrens van € 699,48 per maand (Rijksoverheid, 2014). Door deze huurgrens hanteren zij strenge inkomenseisen en zijn vooral gemeenten met een hoger gemiddeld inkomen per inkomensontvanger interessant om in te beleggen. Met betrekking tot werkgelegenheid geven zij aan dat dit een minder belangrijke factor is voor bepaling van de geografische allocatie. Niet iedereen woont en werkt in dezelfde gemeenten, waardoor forensenstromen ontstaan. Bij gemeenten waarin sprake is van een positieve verandering van het aantal banen hoeft dit dus niet te betekenen dat hierdoor een grote potentiële doelgroep woonachtig is in deze gemeenten. Mogelijk verklaart dit ook het niet-significante effect op de afhankelijke variabele in de vier modellen.

Om te controleren of de gebruikte data goed bij bovenstaande modellen passen, is gecontroleerd op de zogeheten modelfit. De uitgebreide resultaten van deze modelfit zijn weergegeven in bijlage 1. Het eerste blok, ook wel het *nul-model* genoemd, evalueert de modellen met alleen de constante in de vergelijking. Omdat dit voor elk model hetzelfde is, volgt hieruit een *initial -2 LL* (initial 2 Log likelihood) van 199,626 welke de onverklaarde variantie vertegenwoordigt. Op basis van de observatieclassificaties van het *nul-model*, wordt een classificatieaccuraatheid verkregen van 78,8% bij de assumptie dat elke belegger desinvesteert. Het *nul-model* voorspelt dat bij alle observaties sprake is van dispositie. Hierbij zijn 41 van de 193 observaties foutief door het model geclassificeerd, aangezien het in werkelijkheid gaat om acquisities. De bijbehorende *Wald*-statistiek (55,439) is significant wat betekent dat het aantal observaties van kopers en verkopers juist significant van elkaar verschillen. Om de classificatieaccuraatheid te vergroten en het aantal foutief geclassificeerde observaties te reduceren, zijn in het tweede blok de voorspellende variabelen aan beide modellen toegevoegd volgens de *Enter*-methode (Hair *et al.*, 2010). De *Chi-square* toets is gebruikt welke de aannemelijkheidsratio vergelijkt tussen het voorspelde model en het model met enkel een constante. Het verschil hiertussen is een *-2 LL* van 26,499 (model 1), 20,648 (model 2) en 23,210 (model 3) welke significant is met de bijbehorende vrijheidsgraden. Aangezien de *-2 LL* bij alle modellen is afgenomen, kan gesteld worden dat deze zijn verbeterd door toevoeging van de variabelen. De toevoeging van *bevkrmp* in model 2 leidt zelfs tot een nog lagere *-2 LL* dan bij model 1, waardoor de voorspellende kracht van model 2 verder is toegenomen. Om de voorspellende kracht van de modellen aan te tonen, worden de *Cox & Snell R Square* en de *Nagelkerke R Square* gebruikt. Aangezien de afhankelijke variabele een dichotome variabele is, kan niet gesproken worden van een variantie zoals bij een *Ordinary Least Square*-regressie waardoor deze “pseudo-R Squares” niet op dezelfde wijze mogen worden geïnterpreteerd. Het verschil tussen beide pseudo-R Squares is de weergaveschaal waarbij de *Nagelkerke R Square* een maximale waarde kent van 1,0 terwijl de *Cox & Snell R Square* een maximale waarde kent van 0,75 (Cohen *et al.*, 2003). De *Nagelkerke R Square* geeft te allen tijde een hogere waarde aangezien deze een aanpassing is op de *Cox & Snell R Square*. Voor beide pseudo-R Squares geldt dat hoe hoger de waarde, des te beter de modelfit (Hair *et al.*, 2010). De hoge waardes van beide pseudo-R Squares tonen een geschikte modelfit voor alle

modellen aan.⁷ Ook hierbij lijkt model 2, door toevoeging van de variabele *bevkrmp*, een betere modelfitheid aan te duiden dan bij model 1. De *Hosmer en Lemeshow Test* toont aan of er significante verschillen zijn tussen de geobserveerde en voorspelde frequentiewaardes van de afhankelijke variabele. Hierbij geven beide waardes een niet-significante *Chi-square* aan wat betekent dat er tussen deze frequentiewaardes geen significante verschillen zijn. Op basis hiervan kan gesteld worden dat beide modellen goed bij de data passen. De laatste stap om de modelfit van beide modellen aan te tonen is het beoordelen van de classificatietabellen van de volledige modellen. Een perfect geclassificeerd model laat alleen frequentiewaardes zien in de diagonaal, welke de correcte classificaties van alle observaties laat zien. Model 1 behaalt een classificatieaccuraatheid van 97,9% na toevoeging van alle voorspellende variabelen exclusief *bevkrmp*. Hierbij zijn slechts vier van de 193 observaties foutief geclassificeerd. Model 2 behaalt, na toevoeging van alle voorspellende variabelen inclusief *bevkrmp*, een classificatieaccuraatheid van 98,4%. Hierbij zijn slechts drie van de 193 observaties foutief geclassificeerd. Model 3 behaalt, net als in model 2 een classificatieaccuraatheid van 98,4%. Wanneer van alle modellen de classificatieaccuraatheidspercentages worden vergeleken met het nul-model, is de voorspellende kracht van model 1 toegenomen met 19,1% en van model 2 en 3 met 19,6%. Hiermee is aangetoond dat alle modellen de afhankelijke variabele beter kunnen voorspellen door toevoeging van de onafhankelijke variabelen. Daarnaast blijkt dat door toevoeging van de variabele *bevkrmp* in model 2 en *bevkrmp_prog* in model 3, de modelfit nog verder wordt verbeterd en daarmee de afhankelijke variabele nog beter wordt voorspeld.

Om de validiteit van de modellen te toetsen, is een binaire logistische regressie uitgevoerd zonder missende waarden en invloedrijke observaties. Hierbij zijn alleen de observaties meegenomen met een *standardized residual* waarde <3.0 en een *Cook's* waarde <1.0 . Hierdoor zijn vijf observaties verwijderd uit de dataset. Vervolgens is een binaire logistische regressie uitgevoerd (model 2), waarna een classificatieaccuraatheid van 100% wordt behaald. Aangezien de verbetering van de classificatieaccuraatheid minder dan 2% bedraagt ten opzichte van de classificatieaccuraatheid bij het volledig aantal observaties, wordt het binaire logistische model geïnterpreteerd met alle observaties. Vervolgens is een split sample (80-20) validatie uitgevoerd, waarbij een willekeurig decimaal nummer wordt gegenereerd tussen 0 en 1. Dit nummer is vervolgens vergeleken met de grenswaarde van 0,80. Indien het willekeurige nummer $\leq 0,80$, wordt de observatie gecodeerd met "1" en indien $>0,80$ met een "0". Uit de resultaten van deze split sample, blijkt dat de classificatieaccuraatheid van de holdout sample niet meer dan 10% lager is dan de classificatieaccuraatheid van de training sample. Daarnaast hebben de onafhankelijke variabelen *bevkrmp*, *prijs* en *lftd* nog steeds een significant effect op de afhankelijke variabele in overeenstemming met het significantieniveau in model 2 uit tabel 4.1. De overige onafhankelijke variabelen hebben geen significant effect op de afhankelijke variabele. Op basis van deze resultaten kan gesteld worden dat model 2 valide is bij een split sample van 80-20.

⁷ Een *Cox & Snell R Square* van 0,592 (model 1), 0,604 (model 2), 0,609 (model 3) en 0,599 (model 4) en een *Nagelkerke R Square* van 0,919 (model 1), 0,938 (model 2), 0,930 (model 3) en 0,930 (model 4).

5. Conclusies

In dit onderzoeksrapport is het effect van bevolkingskrimp op de geografische allocatie onderzocht. Met de resultaten uit dit onderzoek zijn nieuwe inzichten verkregen over de relatie tussen de geografische allocatie van woningbeleggingen en bevolkingskrimp. De centrale vraagstelling die in dit onderzoek is beantwoord luidt als volgt:

“In welke mate heeft bevolkingskrimp effect op de geografische allocatie van institutionele woningbeleggingen?”.

Om de centrale vraag te kunnen beantwoorden, is op basis van de literatuur gezocht naar variabelen die effect hebben op de geografische allocatie. Hieruit is gebleken dat de geografische allocatie wordt bepaald door de functie van variabelen betreffende demografie, werkgelegenheid, inkomen, prijzen van woondiensten en woningkarakteristieken. De geografische allocatie laat zien dat er in de periode 2010 tot en met 2012 vooral is geïnvesteerd in gemeenten met een groeiend inwoneraantal. Gemeenten met een groeiend inwoneraantal zijn hierbij vooral gemeenten met een inwoneraantal ≥ 100.000 . Aangezien de relatie tussen de geografische allocatie en bevolkingskrimp niet aangetoond kon worden, is een binaire logistische regressie uitgevoerd om de geografische allocatie te voorspellen aan de hand van zes onafhankelijke variabelen, waaronder bevolkingskrimp. Hiervoor is de *Enter*-methode gebruikt waardoor alle, volgens de theorie belangrijke variabelen, zijn gebruikt. Uit de resultaten van deze regressie is gebleken dat, indien het inwoneraantal in een gemeente afneemt, de kans op dispositie van institutionele woningbeleggingen toeneemt. Hiermee kan antwoord worden gegeven op onderstaande geformuleerde hypothese:

H_0 : ‘Bevolkingskrimp heeft geen effect op het geïnvesteerd vermogen in een bepaalde gemeente’.

H_1 : ‘Bevolkingskrimp heeft effect op het geïnvesteerd vermogen in een bepaalde gemeente’.

Ten eerste kan geconcludeerd worden dat de nulhypothese, waarbij is gesteld dat bevolkingskrimp geen effect heeft op het geïnvesteerd vermogen in een bepaalde gemeente, is verworpen. Bevolkingskrimp heeft een positief effect op de afhankelijke variabele, waarbij de geografische allocatie laat zien dat de kans op dispositie 54 keer groter is in gemeenten waar sprake is van bevolkingskrimp, dan in gemeenten waar geen sprake is van bevolkingskrimp. Ten tweede kan geconcludeerd worden dat de prijzen van woondiensten een negatief effect hebben op de afhankelijke variabele. De geografische allocatie laat hierbij zien dat in gemeenten waarin de gemiddelde vraagprijs van een woning meer dan 2.300 euro per m² bedraagt, de kans op dispositie afneemt met 97%. Ten derde kan geconcludeerd worden dat de leeftijd van een woning een positief effect heeft op de afhankelijke

variabele. Dit betekent dat wanneer de leeftijd van een woning met één jaar toeneemt, de kans op dispositie toeneemt met 80%.

Op basis van de resultaten van dit onderzoek, zijn er een aantal aanbevelingen te doen voor eventueel vervolgonderzoek. Ten eerste wordt aanbevolen om gebruik te maken van een dataset met meer observaties. Gebleken is dat, als gevolg van een gering aantal observaties, er niet te verklaren discrepanties zijn ontstaan van de geografische allocatie in bijvoorbeeld de grotere gemeenten binnen de Randstad. De geografische allocatie in de gemeente Rotterdam verschilt bijvoorbeeld aanzienlijk van die van de gemeente Amsterdam, terwijl dit op basis van de literatuur niet verwacht zou worden. Door een dataset te gebruiken met meer observaties of door een dataset te gebruiken met meer observaties als gevolg van een langere periode dan de 3 jaar die voor dit onderzoek is gebruikt, is de geografische allocatie nog beter inzichtelijk te maken. Ten tweede wordt aanbevolen om te onderzoeken of een tijdfactor invloed heeft op de geografische allocatie. Hierbij zou bijvoorbeeld onderzoek gedaan kunnen worden naar de verschillende conjunctuurperiodes. Aangezien na een periode van laagconjunctuur altijd een periode van hoogconjunctuur volgt, is de geografische allocatie van woningbeleggingen in deze periode mogelijk verschillend. In tijden van laagconjunctuur is sprake van een hogere werkeloosheid dan in tijden van hoogconjunctuur. Aangezien uit de literatuur is gebleken dat werkgelegenheid effect heeft op de geografische allocatie, is het interessant om te weten hoe de geografische allocatie van woningbeleggingen verschilt tussen tijden van hoogconjunctuur en laagconjunctuur.

Het proces achter de vervaardiging van dit onderzoeksrapport is enorm leerzaam geweest. Er is in de literatuur weinig bekend over de geografische allocatie van woningbeleggingen in Nederland. Mijn motivatie was om aan deze tekortkoming bij te kunnen dragen in de vorm van dit onderzoeksrapport. Tijdens het proces ter vervaardiging van dit onderzoeksrapport, heb ik ondervonden dat het opstellen van een onderzoeksvoorstel meer tijd heeft gekost dan ik aanvankelijk dacht nodig te hebben. Hierin heb ik vooral moeite ondervonden in het selecteren van relevante artikelen uit gerenommeerde journals die ingaan op de geografische allocatie van woningbeleggingen. Pas veel later merkte ik dat het gebruik van meer logische zoektermen, sneller relevantere artikelen opleverden. Het theoretisch kader kon vervolgens binnen afzienbare tijd worden opgesteld. Hierin heb ik ondervonden dat een goed onderzoeksvoorstel cruciaal is voor een tweetal zaken. Ten eerste voor mijzelf om te begrijpen wat ik wil gaan onderzoeken en hoe ik dit ten uitvoer ga brengen. Ten tweede om te fungeren als een fundament waarop wordt voortgeborduurd in de daaropvolgende hoofdstukken. Na het theoretisch kader heb ik bij het analyseren van de data een aantal afwegingen moeten maken. Als gevolg van het geringe aantal observaties, merkte ik dat ik te maken kreeg met hoge standaarddeviaties van sommige onafhankelijke variabelen. Het transformeren van variabelen was dan ook een behoorlijke uitdaging, mede doordat transformatie van variabelen wel ergens op gebaseerd moet zijn. Daarnaast heeft het verwijderen van observaties, waarin sprake is van een missende waarde voor één of meerdere onafhankelijke variabelen, er toe geleid dat veel observaties zijn verwijderd. Het betrof hier voornamelijk missende waarden over het bouwjaar. Nadat de data geanalyseerd waren kon ik de geografische allocatie visualiseren in GIS.

Dit proces is erg leerzaam geweest, mede omdat ik nog nooit had gewerkt met dit programma. Naast de visualisatie is het vooral de analyse hierop geweest die mij heeft geholpen de geografische allocatie beter te begrijpen. Hierdoor kwam ik tot de conclusie dat een diepgaandere analyse noodzakelijk was. Hiervoor heb ik een binaire logistische regressie toegepast. Deze onderzoekstechniek was, evenals GIS, nieuw voor mij en het heeft mij enige tijd gekost om de werking van deze techniek te begrijpen en toe te kunnen passen. De resultaten uit de binaire logistische regressie, zijn grotendeels in overeenstemming met de literatuur. Zo laten de resultaten onder andere zien dat in een gemeente met een inwoneraantal ≥ 100.000 de kans op dispositie afneemt. Dit resultaat is in overeenstemming met het onderzoek van Han (2013) waarin hij een positief effect van een grotere populatie op het rendement aantoont. Maar als gevolg van het transformeren van ratiovariabelen naar dummy variabelen, is veel informatie verloren gegaan. Mogelijk zou ik dit met een grotere dataset anders hebben gedaan, waarbij ik meer categorieën per onafhankelijke variabele had aangemaakt. Zo had misschien nog beter inzichtelijk kunnen worden gemaakt wat het effect van bijvoorbeeld verschillende inkomensklassen is op de geografische allocatie.

Referenties

- Baum A.E. (1993). Quality, Depreciation, and Property Performance. *The Journal of Real Estate Research*, 8(4) 541-566.
- CBS & PBL (2013). *Regionale prognose 2013-2040: vier grote gemeenten blijven sterke bevolkingstrekkers*. Den Haag: Centraal Bureau voor de Statistiek & Planbureau voor de leefomgeving.
- CBS & PBL (2013). *Regionale Bevolkings- en Huishoudensprognose 2013-2040 - Bevolking per gemeente*. Den Haag: Centraal Bureau voor de Statistiek & Planbureau voor de leefomgeving.
- CBS (2012). *Gemeentelijke indeling op 1 januari 2012*. Geraadpleegd op 20 januari 2014 via <http://www.cbs.nl/nl-NL/menu/methoden/classificaties/overzicht/gemeentelijke-indeling/2012/default.htm>.
- CBS (2013a). *Bevolking*. Geraadpleegd op 14-12-2013 via <http://statline.cbs.nl/StatWeb/publication/?DM=SLNL&PA=03759ned&D1=0-14&D2=129-132&D3=0-4&D4=24-25&VW=T>.
- CBS (2013b). *Kerncijfers wijken en buurten*. Geraadpleegd op 15-12-2013 via <http://statline.cbs.nl/StatWeb/publication/?DM=SLNL&PA=70904ned&D1=1,58-67&D2=0,7778&D3=a&VW=T>.
- CBS (2013c). *Kerncijfers wijken en buurten*. Geraadpleegd op 14-12-2013 via <http://statline.cbs.nl/StatWeb/publication/?DM=SLNL&PA=70904ned&D1=1,58-67&D2=0,7778&D3=a&VW=T>.

- CBS (2013d). *Banen van werknemers in december*. Geraadpleegd op 15-12-2013 via <http://statline.cbs.nl/StatWeb/publication/?DM=SLNL&PA=81402NED&D1=0&D2=0&D3=0-4&D4=1,1&HDR=T,G3&STB=G1,G2&VW=T>.
- CBS (2013e). *Kerncijfers wijken en buurten*. Geraadpleegd op 29-12-2013 via <http://statline.cbs.nl/StatWeb/publication/?DM=SLNL&PA=70904ned&D1=59&D2=0,12673&D3=2-3&HDR=T&STB=G1,G2&VW=T>.
- CBS (2014). *Classificaties*. Geraadpleegd op 16-01-2014 via <http://www.cbs.nl/nl-NL/menu/informatie/decentrale-overheden/informatie-voor-provincies/provincies-en-regionale-indelingen/regionale-indelingen/classificaties/default.htm>.
- Conijn J. en Schilder F. (2012). *De vraag naar woondiensten en de betaalbaarheid in de huursector*. Amsterdam: Amsterdam School of Real Estate.
- CPB (2012). *Keuzes in kaart 2013 – 2017. Een analyse van tien verkiezingsprogramma's*. Den Haag: Centraal Planbureau.
- Cheng, P. en Black, R. (1998). Geographic Diversification and Economic Fundamentals in Apartment Markets: A Demand Perspective, *Journal of Real Estate Portfolio Management*, 4(2), 93-105.
- Chou, W. en Shih, Y. (1995). Hong Kong Housing Markets: Overview, Tenure Choice, and Housing Demand. *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 10(1), 7-21.
- Cohen, J., Cohen, P., West, S.G., en Aiken, L.S. (2003). *Applied multiple regression/correlation analysis for the behavioral sciences*. New Jersey: Lawrence Erlbaum Associates.
- Cohen, R. en Wolzak, M. (2013). Ondanks crisis op de woningmarkt flirt belegger met de huurwoning. *Financieel Dagblad*, 08-02-2013.
- DiPasquale, D. en Wheaton, W. (1994). Housing Market Dynamics and the Future of Housing Prices. *Journal of Urban Economics*, 35(1), 1-27.
- Geltner, D., Miller, N., Clayton, J. en Eichholtz, P. (2006). *Commercial Real Estate Analysis and Investments*. Thomson: Southern Western Publishing.
- Hair, J.F., Black, W.C., Babin, B.J., en Anderson, R.E. (2010). *Multivariate Data Analysis: A Global Perspective*. New Jersey: Pearson.
- Han, L. (2013). Understanding the Puzzling Risk-Return Relationship for Housing. *The Review of Financial Studies*, 26(4), 877-928.
- Hartzell, D., Hekman, J. en Miles, M. (1986). Diversification Categories In Investment Real Estate, *AREUEA Journal*, 14(2), 230-254.
- Jaén-García, M. en Piedra-Muñoz, L. (2012). An empirical model for housing tenure choice and demand in the Spanish market. *Journal of Post Keynesian Economics*, 34(4), 653-683.
- HuizenZoeker (2013). *Woningmarkt cijfers*. Geraadpleegd op 17-12-2013 via <http://www.huizenzoeker.nl/woningmarkt/#>.

- Pickery, J. (2008). *De interpretatie van interactive-effecten in regressiemodellen*. Brussel: Studiedienst van de Vlaamse Regering.
- Malizia, E. en Simons, R. (1991). Comparing Regional Classifications for Real Estate Portfolio Diversification, *The Journal of Real Estate Research*, 6(1) 53-78.
- Miles, M. en McCue, T. (1984). Diversification in the Real Estate Portfolio, *The Journal of Financial Research*, 7(1), 57-68.
- Rijksoverheid (2014). *Geliberaliseerde huurwoning*. Geraadpleegd op 22 februari 2014 via <http://www.rijksoverheid.nl/onderwerpen/huurwoning/vrije-sector-huurwoning>.
- Scholten, M. (2003). Rendement en risico op een woningbeleggingsportefeuille. Amsterdam: Amsterdam School of Real Estate.
- StatisticalSolutions (2014). Assumptions of Logistic Regression. Geraadpleegd op 09-02-2014 via <https://www.statisticssolutions.com/academic-solutions/resources/directory-of-statistical-analyses/assumptions-of-logistic-regression/>.
- Vastgoedvergelijker (2013). StoneBridge: Economische groei stuwt vraag naar huurwoningen in Atlanta. Geraadpleegd op 29-09-2013 via: <http://www.vastgoedvergelijker.nl/nieuws/stonebridge-economische-groei-stuwt-vraag-huurwoningen-atlanta>.
- Worzala, M. en Bajtelsmit, L. (1999). How Do Pension Fund Managers Really Make Asset Allocation Decisions?, *Benefits Quarterly*, 15(1), 42-51.

Bijlage 1: Modelfit

Tabel 4.2: Modelfit nul-model: classificaties

Geobserveerd		Voorspeld		
		Beleggingsbeleid		Correct percentage
		Acquisitie	Dispositie	
Beleggingsbeleid	Acquisitie	0	41	0,0
	Dispositie	0	152	100,0
Totaal percentage				78,8

n=193

Tabel 4.3: Modelfit volledig model

Methode	Model 1			Model 2			Model 3			Model 4		
-2 Log likelihood	26,499			20,648			18,404			23,210		
Cox & Snell R Square	,592			,604			,609			,599		
Nagelkerke R Square	,919			,938			,945			,930		
Hosmer en Lemeshow Test	<i>Chi-square</i>	<i>df</i>	<i>Sig.</i>	<i>Chi-square</i>	<i>df</i>	<i>Sig.</i>	<i>Chi-square</i>	<i>df</i>	<i>Sig.</i>	<i>Chi-square</i>	<i>df</i>	<i>Sig.</i>
	2,439	8	,965	,986	8	,998	,901	8	,999	1,776	8	,987

n=193

Tabel 4.4: Modelfit volledig model: classificaties

Geobserveerd		Voorspeld			
		Beleggingsbeleid		Correct percentage	
		Acquisitie	Dispositie		
Model 1	Beleggingsbeleid	Acquisitie	39	2	95,1
		Dispositie	2	150	98,7
Totaal percentage				97,9	
Model 2	Beleggingsbeleid	Acquisitie	39	2	95,1
		Dispositie	1	151	99,3
Totaal percentage				98,4	
Model 3	Beleggingsbeleid	Acquisitie	39	2	95,1
		Dispositie	1	151	99,3
Totaal percentage				98,4	
Model 4	Beleggingsbeleid	Acquisitie	39	2	95,1
		Dispositie	1	151	99,3
Totaal percentage				98,4	

n=193

Bijlage 2: Syntax

```
FREQUENCIES VARIABLES=beleg
  /STATISTICS=STDDEV MINIMUM MAXIMUM MEAN
  /ORDER=ANALYSIS.
```

```
COMPUTE inwver=((inw2012 - inw2002) / inw2002) * 100.
VARIABLE LABELS inwver 'Procentuele verandering van het aantal inwoners per gemeente tussen
2002 en 2012'.
EXECUTE.
```

```
RECODE inwver (Lowest thru 0=1) (0 thru Highest=0) INTO bevrmp.
VARIABLE LABELS bevrmp 'Bevolkingskrimp'.
EXECUTE.
```

```
FREQUENCIES VARIABLES=bevrmp
  /ORDER=ANALYSIS.
```

```
FREQUENCIES VARIABLES=inw2012
  /HISTOGRAM NORMAL
  /ORDER=ANALYSIS.
```

```
RECODE inw2012 (Lowest thru 100000=0) (100000 thru Highest=1) INTO inw.
VARIABLE LABELS inw 'Categoriaal inwonerniveau per gemeente in 2012'.
EXECUTE.
```

```
FREQUENCIES VARIABLES=inw
  /ORDER=ANALYSIS.
```

```
COMPUTE banen=((banen2012 - banen2008) / banen2008) * 100.
VARIABLE LABELS banen 'Procentuele verandering van het aantal banen per gemeente tussen 2008
en 2012'.
EXECUTE.
```

```
FREQUENCIES VARIABLES=banen
  /HISTOGRAM NORMAL
  /ORDER=ANALYSIS.
```

```
FREQUENCIES VARIABLES=ink2012
  /HISTOGRAM NORMAL
  /ORDER=ANALYSIS.
```

```
RECODE ink2012 (Lowest thru 30000=0) (30000 thru Highest=1) INTO ink.
VARIABLE LABELS ink 'Categoriaal inkomensniveau per gemeente in 2012'.
EXECUTE.
```

```
FREQUENCIES VARIABLES=ink
  /ORDER=ANALYSIS.
```

```
FREQUENCIES VARIABLES=vrgprijs2012
  /HISTOGRAM NORMAL
  /ORDER=ANALYSIS.
```

```
RECODE vrgprijs2012 (Lowest thru 2300=0) (2300 thru Highest=1) INTO prijs.  
VARIABLE LABELS prijs 'Categoriaal vraagrijnsniveau per gemeente in 2012'.  
EXECUTE.
```

```
FREQUENCIES VARIABLES=prijs  
/ORDER=ANALYSIS.
```

```
COMPUTE lftd=2013 - bouwjr.  
VARIABLE LABELS lftd 'Leeftijd in jaren per woningcomplex'.  
EXECUTE.
```

```
FREQUENCIES VARIABLES=lftd  
/HISTOGRAM NORMAL  
/ORDER=ANALYSIS.
```

```
FREQUENCIES VARIABLES=gem_cod  
/ORDER=ANALYSIS.
```

```
FILTER OFF.  
USE ALL.  
SELECT IF (gem_cod > 0).  
EXECUTE.
```

```
FREQUENCIES VARIABLES=gem_cod  
/ORDER=ANALYSIS.
```

```
FREQUENCIES VARIABLES=prijs  
/ORDER=ANALYSIS.
```

```
FILTER OFF.  
USE ALL.  
SELECT IF (prijs >= 0).  
EXECUTE.
```

```
FREQUENCIES VARIABLES=prijs  
/ORDER=ANALYSIS.
```

```
FREQUENCIES VARIABLES=lftd  
/ORDER=ANALYSIS.
```

```
FILTER OFF.  
USE ALL.  
SELECT IF (lftd >= 0).  
EXECUTE.
```

```
FREQUENCIES VARIABLES=lftd  
/ORDER=ANALYSIS.
```

```
FREQUENCIES VARIABLES=beleg bevkrmp inw ink prijs banen lftd  
/STATISTICS=STDDEV MINIMUM MAXIMUM MEAN  
/ORDER=ANALYSIS.
```

```
DESCRIPTIVES VARIABLES=beleg bevkrmp inw ink prijs banen lftd  
/STATISTICS=MEAN STDDEV MIN MAX.
```

CORRELATIONS

```

/VARIABLES=beleg bevrmp inw ink prijs banen lftd
/PRINT=TWOTAIL NOSIG
/MISSING=PAIRWISE.

```

LOGISTIC REGRESSION VARIABLES beleg

```

/METHOD=ENTER inw ink prijs banen lftd
/SAVE=PRED PGROUP
/PRINT=GOODFIT CORR ITER(1) CI(95)
/CRITERIA=PIN(0.05) POUT(0.10) ITERATE(20) CUT(0.5).

```

LOGISTIC REGRESSION VARIABLES beleg

```

/METHOD=ENTER bevrmp inw ink prijs banen lftd
/SAVE=PRED PGROUP
/PRINT=GOODFIT CORR ITER(1) CI(95)
/CRITERIA=PIN(0.05) POUT(0.10) ITERATE(20) CUT(0.5).

```

LOGISTIC REGRESSION VARIABLES beleg

```

/METHOD=ENTER bevrmp ink prijs banen lftd
/METHOD=ENTER bevrmp inw ink prijs banen lftd
/METHOD=ENTER bevrmp*inw bevrmp inw ink prijs banen lftd
/SAVE=PRED PGROUP
/PRINT=GOODFIT CORR ITER(1) CI(95)
/CRITERIA=PIN(0.05) POUT(0.10) ITERATE(20) CUT(0.5).

```

LOGISTIC REGRESSION VARIABLES beleg

```

/METHOD=ENTER bevrmp inw ink prijs lftd
/METHOD=ENTER inw ink prijs banen lftd
/METHOD=ENTER bevrmp*banen bevrmp inw ink prijs banen lftd
/SAVE=PRED PGROUP
/PRINT=GOODFIT CORR ITER(1) CI(95)
/CRITERIA=PIN(0.05) POUT(0.10) ITERATE(20) CUT(0.5).

```

```

COMPUTE inwver_prog=((inw2040 - inw2012) / inw2012) * 100.

```

```

VARIABLE LABELS inwver_prog 'Procentuele verandering van het aantal inwoners per gemeente
tussen 2012 en 2040'.

```

```

EXECUTE.

```

```

RECODE inwver_prog (Lowest thru 0=1) (0 thru Highest=0) INTO bevrmp_prog.

```

```

VARIABLE LABELS bevrmp_prog 'Prognose bevolgingskrimp 2040'.

```

```

EXECUTE.

```

LOGISTIC REGRESSION VARIABLES beleg

```

/METHOD=ENTER bevrmp_prog inw ink prijs banen lftd
/SAVE=PRED PGROUP
/PRINT=GOODFIT CORR ITER(1) CI(95)
/CRITERIA=PIN(0.05) POUT(0.10) ITERATE(20) CUT(0.5).

```

LOGISTIC REGRESSION VARIABLES beleg

```

/METHOD=ENTER bevrmp inw ink prijs banen lftd
/SAVE=COOK ZRESID
/CRITERIA=PIN(.05) POUT(.10) ITERATE(20) CUT(.5).

```

```
USE ALL.  
COMPUTE filter_$=(abs(ZRE_1) < 3.0 and COO_1 < 1.0).  
VARIABLE LABELS filter_$ 'abs(ZRE_1) < 3.0 and COO_1 < 1.0 (FILTER)'.  
VALUE LABELS filter_$ 0 'Not Selected' 1 'Selected'.  
FORMATS filter_$ (f1.0).  
FILTER BY filter_$.  
EXECUTE.
```

```
LOGISTIC REGRESSION VARIABLES beleg  
/METHOD=ENTER bevrmp inw ink prijs banen lftd  
/CRITERIA=PIN(.05) POUT(.10) ITERATE(20) CUT(.5).
```

```
FILTER OFF.  
USE ALL.  
EXECUTE.
```

```
COMPUTE split=uniform(1) <= 0.8.  
EXECUTE.
```

```
LOGISTIC REGRESSION VARIABLES beleg  
/SELECT=split EQ 1  
/METHOD=ENTER bevrmp inw ink prijs banen lftd  
/CRITERIA=PIN(.05) POUT(.10) ITERATE(20) CUT(.5).
```

```
FILTER OFF.  
USE ALL.  
EXECUTE.
```