

ERASMUS UNIVERSITEIT ROTTERDAM
Erasmus School of Economics
Bachelorscriptie Algemene Economie

Het Effect van Inkomensafhankelijke Huurverhoging op de
Woningprijzen in Nederland
door Tom van der Plas

Samenvatting

Op 1 juli 2013 heeft de Nederlandse overheid de wet inkomensafhankelijke huurverhoging (IAH) ingevoerd om goedkope scheefhuur tegen te gaan en de doorstroming op de woningmarkt te bevorderen. Ik onderzoek het effect van de IAH op de woningprijzen in Nederland door middel van een Difference-in-Difference analyse op basis van uitgebreide paneldata. De dataset bestaat uit de Prijsindex Bestaande Koopwoningen (PBK) per kwartaal van 1995 tot en met 2018 voor elke provincie in Nederland. Hierbij vormen de Randstadprovincies de treatmentgroep. Het (*Fuzzy*) DiD-model, met de woningvoorraad als controlevariabele, schat een prijsstijging van 5,64 procent ten opzichte van 2010. Dit effect van de IAH op de woningprijzen is sterk significant en wordt tevens groter naarmate het treatmenteffect met een vertragingsperiode van één jaar, respectievelijk twee jaar wordt geschat. Daarnaast toont de placebo test dat de DiD-analyse voldoet aan de parallele trend assumptie, waardoor de resultaten gekwalificeerd kunnen worden als zeer robuust.

Studentnummer: 435053

Begeleider: Dr. S.H. Bijkerk

Tweede Beoordelaar: A.J. Hummel MSc.

Datum definitieve versie: 3 augustus 2018

1. Inleiding

De Nederlandse woningmarkt wordt de laatste jaren gekenmerkt door een hoge mate van krapte. Het Centraal Bureau voor de Statistiek (CBS, 2018) rapporteerde in de afgelopen maand mei dat de woningprijzen van koopwoningen het hoogste niveau ooit hebben bereikt. Naast het feit dat huizen steeds vaker ruim boven de vraagprijs worden verkocht, is de tijd dat een huis gemiddeld te koop staat gehalveerd ten opzichte van de economische crisis. De Nederlandsche Bank (Hekwolter of Hekhuis et al., 2017) spreekt daarom ook van oververhitting op de huizenmarkt. Hierbij vormt de frictie en stagnatie, in het bijzonder op de markt van huurwoningen, een groot maatschappelijk probleem: steeds vaker zijn huishoudens op de huurmarkt niet in staat om door te stromen naar een passende woning op basis van hun levenssituatie en inkomensniveau.

Op 1 juli 2013 heeft de Nederlandse overheid de inkomensafhankelijke huurverhoging (IAH) ingevoerd om het beschreven probleem wat betreft stagnatie op de markt van huurwoningen op te lossen. Deze beleidsmaatregel is gericht op de zogenaamde goedkope scheefwoners, dit zijn huurders in de sociale sector waarvan het inkomen te hoog is en daarmee niet meer passend voor de huurprijs en de kenmerken van een sociale huurwoning (Wetswijziging Stb.89; Stb. 90, 2013). De wet IAH is bedoeld om de doorstroming op woningmarkt te bevorderen middels het stimuleren van scheefhuurders om te verhuizen naar een duurder geliberaliseerde huurwoning of naar een relatief goedkope koopwoning. Hierbij kunnen verhuurders een extra inkomensafhankelijke huurtoeslag vragen bovenop de jaarlijkse basishuurverhoging. Als gevolg van de IAH lagen de huurprijzen vanaf 1 juli 2013 ruim 9 procent hoger dan voor het inkomensafhankelijke huurbeleid (Van Zanten, 2014). Bovendien is het aantal goedkope scheefwoners in de daaropvolgende jaren behoorlijk gedaald. Al met al kan er gesteld worden dat de invoering van de IAH, alias de wet scheefwonen, op de korte termijn een sterke impact heeft gehad op Nederlandse huurmarkt.

In de economische literatuur bestaat er veel consensus over de belangrijkste determinanten van woningprijzen. Zo concluderen Englund en Ioannides (1997) dat de woningprijzen in een land sterk gedreven worden door bekende macro-economische factoren als het BBP per hoofd en de reële rentestand. Ook Égert en Mihaljek (2007), en McQuinn en O'Reilly (2007) bevestigen het significante positieve effect van het BBP per capita, respectievelijk het significante negatieve effect van de rentevoet. Daarnaast is de aanbodkant van de woningmarkt ook regelmatig bestudeerd,

bijvoorbeeld door Saiz (2010). De relatie tussen de huur- en koopwoningmarkt is in de bestaande literatuur echter redelijk onderbelicht. Een belangrijke reden hiervoor is het feit dat veel westerse landen niet over een dermate grote huurmarkt beschikken als Nederland. Het effect van de doorstroming vanaf de huurmarkt naar de koopwoningmarkt op de woningprijzen is empirisch gezien dus minder onomstotelijk vastgesteld. De unieke Nederlandse woningmarkt, met zijn sociale huursector en bijbehorende overheidsregulering zoals de IAH, stelt mij in staat om te onderzoeken in hoeverre de markt van huurwoningen en koopwoningen zich tot elkaar verhouden.

Theoretisch gezien zou een stijging van de huurprijzen voor goedkope scheefwoners, als gevolg van de IAH, ervoor zorgen dat meer huishoudens op zoek gaan naar een (relatief goedkope) koopwoning. Dit substitutie effect zou er vervolgens toe leiden dat de vraag naar koopwoningen toeneemt. Uiteindelijk zou deze vraagstijging op de koopwoningmarkt volgens de economische wetten van vraag en aanbod resulteren in een stijging van de woningprijzen in de desbetreffende regio. Hieruit volgt de impliciete hypothese dat de woningprijzen in een bepaalde regio toenemen als gevolg van de doorstroming op de woningmarkt door de invoering van de IAH. Naar aanleiding van deze theoretische verwachting kan de volgende onderzoeksvraag worden opgesteld:

“Heeft de inkomensafhankelijke huurverhoging (IAH), ingevoerd op 1 juli 2013 om de doorstroming op de huurmarkt te bevorderen, een positief effect op de verkoopprijzen van koopwoningen in Nederland?”

Op nationaal niveau is de IAH wel uitgebreid onderzocht. Deze evaluaties zijn uitgevoerd door het Ministerie van Binnenlandse Zaken (2016) en het ING Economisch Bureau (2017). Hierbij wordt vooral de focus gelegd op de feitelijke doorvoering van de IAH en de verhuisprikkel op de markt van huurwoningen. Beide rapporten concluderen dat de doorstroming op de huurmarkt nog steeds onder druk staat doordat de IAH eigenlijk weinig effect heeft gehad. Hierbij wordt er echter voorbijgegaan aan het gegeven dat de invoering van de IAH, via de doorstroming op de huurmarkt, vanuit theoretisch oogpunt weldegelijk een indirect effect op de verkoopprijzen van koopwoningen zou kunnen hebben. In dit onderzoek wordt dus de brug geslagen naar de koopwoningmarkt, waardoor het effect van de IAH indirect en daarmee exogeen bestudeerd kan worden. Een dussdanig onderzoek naar de consequenties van inkomensafhankelijk huurbeleid voor de ontwikkeling van de woningprijzen in een land, is nog niet eerder gedaan in de economische wetenschap.

Om het effect van de IAH op de woningprijzen in Nederland te onderzoeken maak ik gebruik van een Difference-in-Difference (DiD) analyse op basis van provinciale gegevens met de gemiddeld gewogen Prijsindex Bestaande Koopwoningen (PBK) als afhankelijke variabele. De bestudeerde paneldata bestaat uit de PBK per provincie per kwartaal vanaf 1995 tot en met 2018. Hierbij benut ik de aanzienlijke verschillen tussen de Randstadprovincies (Utrecht, Noord-Holland en Zuid-Holland) en de landelijke provincies (Groningen, Friesland, Drenthe, Overijssel, Flevoland, Gelderland, Zeeland, Noord-Brabant en Limburg) om een innovatief *Fuzzy* DiD-ontwerp op te stellen. De Randstadprovincies vormen dus mijn treatmentgroep waarbij het treatmenteffect van de IAH geschat wordt vanaf het derde kwartaal van 2013: het moment van invoering van de IAH.

De DiD-analyse heeft als grote voordeel dat er rekening gehouden kan worden met niet-waargenomen en tevens over tijd variërende factoren, mits deze niet-waargenomen variabelen de woningprijzen van de treatment- en controlegroep in gelijke mate beïnvloeden. Daarnaast controleer ik voor veranderingen aan de aanbodkant van de woningmarkt door de variabele *Woningvoorraad* toe te voegen aan het DiD-ontwerp. Uiteindelijk blijkt deze toevoeging van het totaal aantal woningen als controlevariabele essentieel voor de parallelle trend assumptie van de DiD en daarmee de robuustheid van de bevindingen. De DiD-regressieresultaten worden gepresenteerd aan de hand van vier modellen, waarbij het treatmenteffect van de IAH op de woningprijzen in het derde en het vierde model wordt geschat met een vertraging van één, respectievelijk twee jaar. De DiD-analyse toont een sterke en significante prijsstijging die groter wordt naarmate het treatmenteffect van de IAH met een langere vertragingperiode wordt geschat.

Het vervolg van dit onderzoek is als volgt opgebouwd. Als eerste bespreek ik het theoretische raamwerk door in Hoofdstuk 2 achtergrondinformatie te geven over de Nederlandse woningmarkt met in het bijzonder de wet IAH, om vervolgens in H3 de bestaande literatuur te bespreken wat betreft de determinanten van woningprijzen en de doorstroming op de woningmarkt. Hierna wordt in H4 een beschrijving en verklaring gegeven van de gehanteerde empirische aanpak. In de daaropvolgende sectie bespreek ik de samengestelde dataset. Vervolgens geeft H6 een gedetailleerde uiteenzetting en interpretatie van de onderzoeksresultaten, waarna deze bevindingen worden getoetst op hun robuustheid in H7. Ten slotte beantwoord ik centrale vraagstelling in de conclusie van H8, gevolgd door een discussie van eventuele onderzoeksbeperkingen en aanbevelingen voor vervolgonderzoek.

2. Achtergrond van de Nederlandse Woningmarkt & de IAH

In deze sectie geef ik eerst een beknopte beschrijving van de Nederlandse huur- en koopwoningmarkt om vervolgens de inkomensafhankelijke huurverhoging (IAH) te bespreken. Hierbij maak ik onderscheid tussen de achtergrond van de wetswijziging waarbij ik duidelijk het beoogde doel van de IAH uiteenzet, en de werkelijke uitvoering van de beleidsmaatregel op de korte termijn. In het Theoretisch Kader van H3 zal ik de aansluitende economische literatuur uiteenzetten wat betreft doorstroming op de huizenmarkt¹.

De Nederlandse woningmarkt wordt gekenmerkt door een hoge mate van overheidsingrijpen. Zo staat er in de artikel 22 van de Grondwet dat de Nederlandse overheid een inspanningsverplichting heeft om voor voldoende woongelegenheden te zorgen, waarbij de uitwerking van deze publieke taak mede is vastgelegd in de Woningwet. De overheidsinterventie en regelgeving op de Nederlandse woningmarkt kan volgens de Sociaal-Economische Raad verklaard worden aan de hand van drie belangrijke motieven (SER, 2009). Als eerste wordt het allocatiemotief genoemd, wat stelt dat de overheid goed moet overwegen voor welke effectieve vraag nieuw wordt gebouwd, en waarbij er rekening gehouden moet worden met de ruimtelijke ordening. De woningmarkt kent daarom bijvoorbeeld maatregelen ter beperking van leegstand en speculatie

Als tweede probeert de overheid de woningmarkt waar mogelijk te stabiliseren. Dit is zeer lastig doordat de huizenmarkt getypeerd wordt als een voorraadmarkt waarop het aanbod zich niet direct kan aanpassen aan de vraag. Zo duurt de bouw van een woning in Nederland al snel een à twee jaar waardoor er vraagoverschotten kunnen ontstaan (SER, 2009). Op korte termijn kan dit leiden tot prijsschommelingen en tevens frictie of zelfs stagnatie wat betreft de doorstroming op de woningmarkt. De overheid gebruikt bijvoorbeeld de regulering van bouwvergunningen en het inzetten van alternatieve woonmogelijkheden om dergelijke problemen te voorkomen.

De derde reden van overheidsingrijpen op de woningmarkt is zeer relevant voor de bestudeerde beleidsmaatregel in dit onderzoek. De Nederlandse overheid probeert huishoudens met een lager inkomen te ondersteunen en te beschermen. Dit zogenaamde herverdelingsmotief houdt in dat er

¹ In de terminologie van dit onderzoek maak ik onderscheid tussen de markt van huurwoningen en de markt van koopwoningen. Echter wanneer ik spreek over de *woningmarkt* of de *huizenmarkt* doel ik op de totale markt van verblijfsobjecten met een woonfunctie, dus zowel huurwoningen als koopwoningen.

voldoende betaalbare en tevens kwalitatief goede woningen beschikbaar zijn voor lagere inkomensgroepen. Om dit te bewerkstelligen bestaan er een legio aan maatregelen vooral gericht op de markt van huurwoningen. Zo worden huurders bijvoorbeeld wettelijk beschermd tegen een abrupte beëindiging van het huurcontract, en bestaan er op de huurmarkt specifieke onderhoudsregels. Ook zet de Nederlandse regering aan tot het creëren van sociale woningcorporaties die woningen bezitten en verhuren aan lagere inkomens.

De belangrijkste overheidsinterventie op de Nederlandse huurmarkt, en gerelateerd aan het herverdelingsprincipe, is echter het onderscheid tussen geliberaliseerde of vrije huursector en de sociale huursector. Als de huurprijs boven een bepaalde grens ligt maakt de huurwoning onderdeel uit van de vrije sector, hierin is de verhuurder niet gebonden is aan regels wat betreft maximale huurprijzen. De liberalisatiegrens is vanaf 2015 bevroren op een huur van € 710,68 per maand (Rijksoverheid, 2018). De huurprijzen van sociale huurwoningen bevinden zich onder deze liberalisatiegrens. In de gereguleerde sociale huursector geldt wel een maximale jaarlijkse huurverhoging, waarbij de huurprijzen gekoppeld zijn aan de kwaliteit van de woning op basis van het *woningswaarderingstelsel*. Zoals beschreven door Boelhouwer (2002), is deze karakteristieke tweedeling van de Nederlandse huurmarkt internationaal gezien zeer uniek. Hoewel het relatieve aantal geliberaliseerde huurwoningen de afgelopen jaren toeneemt, bestaat de Nederlandse huurmarkt nog voor ruim 80 procent uit sociale huurwoningen (Ministerie van BZK, 2016).

Naast de besproken regulering wordt de Nederlandse woningmarkt ook beïnvloedt door belastingtechnische maatregelen en subsidies. Aan de ene kant wordt het eigen woningbezit op de markt van koopwoningen bijvoorbeeld gestimuleerd door de hypotheekrenteaftrek. Aan de andere kant kunnen huurders in de sociale sector met een relatief laag inkomen een tegemoetkoming krijgen voor de huurkosten in de vorm van een huurtoeslag afhankelijk van het inkomen, waarbij de liberalisatiegrens tevens de limiet is voor het ontvangen van huurtoeslag. Het is dus duidelijk dat politieke overtuigingen een essentiële rol spelen op huizenmarkt in Nederland.

Nu de achtergrond van de Nederlandse woningmarkt geschetst is, kan de focus gelegd worden op het specifieke inkomensafhankelijke huurbeleid. Hierbij maak ik gebruik van overheidsstukken die voorafgingen aan de invoering van de IAH, om de endogeniteit van mijn empirische aanpak te beoordelen. Het is van belang dat de beleidsmaatregel niet ingevoerd is met als doel het beïnvloeden van de woningprijzen van koopwoningen. In een rapport van het Ministerie van

Binnenlandse Zaken en Koninkrijksrelaties (BZK), genaamd ‘Een essay over passend wonen’ (2007), worden als eerste verschillende instrumenten besproken om de doorstroming op de huurmarkt te bevorderen. Het onderliggende probleem van de stagnatie op de woningmarkt is volgens de politiek het zogenaamde scheefwonen. Zoals later beschreven door Philipsen en Blijie (2013) in het Rapport ‘Analyse Scheefwonen’ is er sprake van goedkope scheefhuur als het inkomen van een huurder te hoog is en daarmee niet meer passend voor de huurprijs en de kenmerken van de sociale huurwoning. In 2012 telde Nederland ongeveer 685 duizend goedkope scheefhuurders (Rijksoverheid, 2018). Het gevolg van deze grote mate van goedkope scheefhuur is dat er niet genoeg sociale huurhuizen beschikbaar zijn voor mensen met een laag inkomen.

Uiteindelijk komt het overheidsrapport (Ministerie van BZK, 2007) tot de conclusie dat, van de verschillende geëvalueerde instrumenten, een inkomensafhankelijke huurtoeslag het meest effectief is om scheefwonen tegen te gaan, en daarbij het beste scoort op basis van draagvlak, juridische procedures en de transitieperiode. De intentie van de IAH is dus niet gericht op de markt van koopwoningen, maar uitsluitend bedoeld om sociale huurwoningen beschikbaar te houden voor individuen aan de onderkant van de huurmarkt, en om de doorstroming van huishoudens in de sociale huursector te stimuleren naar een duurdere geliberaliseerde huurwoning of een relatief goedkope koopwoning. Hierdoor komt de endogeniteit van dit onderzoek dus niet in gevaar.

Op 1 juli 2013 is de inkomensafhankelijke huurverhoging officieel ingevoerd als wetwijziging in Boek 7 van het Burgerlijk Wetboek onder de naam ‘huurverhoging op grond van inkomen’ (Stb. 89) en ‘huurverhoging op grond van een tweede categorie huishoudinkomens’ (Stb. 90). De wet IAH, ook bekend als de scheefhuurders toeslag, geldt voor alle zelfstandige huurders in de sociale huursector met uitzondering van AOW-er en huishoudens die uit vier of meer personen bestaan. Tabel A1 in de Appendix toont het inkomensafhankelijk huurbeleid vanaf de invoering in 2013 tot en met 2017 (CBS, 2017). De maximale huurtoeslag bestaat uit een percentage basishuurverhoging aan de hand van de jaarmutatatie van de consumentenprijsindex (de inflatie van het voorgaande jaar) plus de inkomensafhankelijke huurverhoging. Deze extra inkomensafhankelijke huurtoeslag is in Tabel A1 steeds onderstreept, waarbij er vanaf 2017 nog maar één inkomensgrens geldt in plaats van het initiële duale stelsel. Uiteindelijk kan de verhuurder in de sociale sector zelf bepalen in hoeverre de maximale huurverhoging jaarlijks wordt doorgevoerd, waarbij doorgaans de huren op 1 juli van het betreffende jaar worden verhoogd.

De invoering van de IAH heeft ervoor gezorgd dat de huurprijzen op de korte termijn flink zijn gestegen. Op 1 juli 2013 steeg de gemiddelde huurprijs met 4,7 procent en een jaar later met 4,4 procent (Van Zanten, 2014). Hiermee ligt de gemiddelde huurverhoging ruim 9 procent hoger dan voor het inkomensafhankelijke huurbeleid. In lijn der verwachting was de huurstijging het grootst voor huurders met een relatief hoog inkomen in een sociale huurwoning, oftewel de kandidaten voor goedkope scheefhuur. Opvallend is dat de huurwoningen in de vrije sector, waarvoor de IAH dus niet geldt, slechts met 2,9 procent omhoog gingen in 2014. Verder geeft het grootschalige Nederlandse Woon Onderzoek (Ministerie van BZK, 2016) aan dat de goedkope scheefhuur de laatste jaren sterk is afgenomen. Zo is het aantal goedkope scheefhuurders vanaf 2012 met ruim 166 duizend gedaald tot bijna 530 duizend huurders in 2015. Al met al heeft de IAH op de korte termijn zeker invloed gehad op de huurmarkt, waarbij ik in dit onderzoek dus bestudeer of de IAH ook effect heeft gehad op de verkoopprijzen van koopwoningen.

3. Theoretisch Kader

Een groot aantal economen hebben onderzoek gedaan naar de fundamentele determinanten van woningprijzen. Als eerste bespreek ik deze factoren met de nadruk op de vraag- en aanbodkant van de woningmarkt. Vervolgens behandel ik de relevante wetenschappelijke literatuur op het gebied van doorstroming op de woningmarkt. Hierbij bestudeer ik de relatie tussen de huurmarkt en koopwoningmarkt door zowel de economische- als de sociale beweegredenen om te verhuizen uiteen te zetten. In het laatste gedeelte van het theoretisch raamwerk ligt de focus op literatuur gericht op de Nederlandse woningmarkt en de specifieke evaluaties van de wet IAH.

Aan de vraagkant van de woningmarkt zijn er belangrijke macro-economische factoren die de woningprijzen beïnvloeden. Zo stellen Égert en Mihaljek (2007) dat het Bruto Binnenlands Product (BBP) per hoofd van de bevolking een sterk positief en tevens significant effect heeft op de woningprijzen. Dit onderzoek is uitgevoerd op basis van de vastgoedprijzen van 27 landen, inclusief Nederland. Ook McQuinn en O'Reilly (2007) doen onderzoek naar de essentiële determinanten van woningprijzen. Hierbij analyseren ze het effect van veranderingen in de rentestand door een theoretisch model te testen gebaseerd op het maximale bedrag dat een individu of huishouden bij financiële instellingen kan lenen. McQuinn en O'Reilly maken gebruik van data van de Ierse woningmarkt en vinden de verwachte negatieve relatie tussen de rentevoet en de werkelijke huizenprijzen. Het gevonden negatieve effect van de rentestand op de woningprijzen in Ierland is bovendien statistisch significant op de lange termijn.

In het empirische onderzoek van Englund en Ioannides (1997) werden al eerder het BBP per capita en de rentestand als belangrijke determinanten van woningprijzen vastgesteld. Dit invloedrijke artikel, gepubliceerd in de 'Journal of Housing Economics', vergelijkt de dynamiek van macro-economische gegevens van 15 OESO-landen waaronder Nederland. Englund en Ioannides concluderen dat, in overeenstemming met de economische theorie, de groei van het BBP per hoofd van de bevolking een sterk significant positief effect heeft, en een stijging van de reële rentevoet (zoals op hypothecaire leningen) een sterk significant negatief effect heeft op de woningprijzen. Al met al bestaat er in de economische literatuur dus redelijk veel consensus over de bepalende factoren voor prijsveranderingen aan de vraagkant van de woningmarkt.

Volgens de standaard economische theorie van vraag en aanbod zou een stijging van de woningvoorraad *ceteris paribus* resulteren in een daling van de woningprijzen. In werkelijkheid gaat de aanname dat alle overige zaken gelijk blijven aan de aanbodkant van de woningmarkt echter bijna nooit op. Een belangrijke reden hiervoor zijn de regionale verschillen in de mogelijkheid om extra woningen te bouwen. In het invloedrijke onderzoek ‘The Geographic Determinants of Housing Supply’ (Saiz, 2010) wordt dit concept van de elasticiteit van het lokale woningaanbod uitgebreid geanalyseerd. Waar de woningvoorraad volgens eerdere economische literatuur vooral wordt beïnvloed door overheidsregulering, onderzoekt Saiz of geografische kenmerken zoals wateren en bergen ook als determinant van het woningaanbod beschouwd kunnen worden. Hij bestudeert hierbij de geografische verschillen wat betreft de beschikbaarheid van geschikte bouwgrond voor nieuwbouw, tussen stedelijke gebieden in de Verenigde Staten. Gebruikmakend van precieze satellietdata van de beschikbare bouwgrond per metropool, stelt Saiz een model op waarmee de impact van de elasticiteit van het lokale woningaanbod op de stedelijke ontwikkeling en de verandering van woningprijzen getoetst kan worden.

Saiz (2010) komt tot de conclusie dat geografische verschillen één van de belangrijkste determinanten zijn van de in-elasticiteit van de woningvoorraad. Hieruit volgt dat geografie een cruciale factor is in de stedelijke ontwikkeling in de Verenigde Staten, en bovendien verklaart waarom residentiële groei in de ene metropool vooral leidt tot een sterke groei van de bevolking (Atlanta en Houston), en in de andere metropool vooral resulteert in een sterke stijging van de woningprijzen (New York en Los Angeles). Ook in Nederland zouden geografische verschillen tussen stedelijke regio’s zeer goed kunnen leiden tot prijsveranderingen van koopwoningen; terwijl de vraag naar woningen in gelijke mate toeneemt. Op basis van de bevindingen van Saiz zouden de woningprijzen bij een residentiële toename dus sterker stijgen in de metropoolregio Amsterdam (begrensd aan het IJmeer en het Markermeer) en de metropoolregio Rotterdam-Den Haag (begrensd aan de Noordzee), dan in minder gelimiteerde steden zoals Groningen en Arnhem.

Het is dus van belang dat ik in dit onderzoek naar de ontwikkeling van woningprijzen controleer voor veranderingen aan de aanbodkant van de woningmarkt², omdat de ene provincie eenvoudiger woningen kan toevoegen aan de voorraad dan de andere provincie. Dit kan uiteindelijk leiden tot grotere vraagoverschotten en prijsstijgingen in de regio’s met een meer in-elastische woningmarkt.

² In H4: Methodiek en H5: Data, wordt de controlevariabele *Woningvoorraad* toegevoegd en uitgebreid toegelicht.

Om het effect van de IAH (ingevoerd op de huurmarkt) op de verkoopprijzen in de markt van koopwoningen te bestuderen, is het ook belangrijk om de relevante literatuur op het gebied van doorstroming op de woningmarkt te bespreken. Volgens Goodman (1988) hebben economische factoren zoals de woningprijs en het permanente inkomen de overhand in de beslissing om te verhuizen. Aan de hand van een theoretisch model gericht op de keuze hoelang een individu ergens blijft wonen, concludeert Goodman dat sociale- en demografische kenmerken zoals leeftijd en opleidingsniveau een minder afgetekende en meer complexe invloed hebben.

Ook Mills (1990) heeft onderzoek gedaan naar de (micro) economische beweegredenen om ergens te blijven wonen. Hij brengt verschillende vooraanstaande eerdere onderzoeken samen om een model op te stellen waarin het bezitten van een huis zowel een consumptie- als een investeringsbeslissing is. Op basis van Amerikaanse data uit de jaren 80 concludeert Mills dat een rationele consument redelijk lang in het toekomstige huis zal moeten blijven wonen om de keuze voor het verhuizen naar de eigen koopwoning te rechtvaardigen. Verder wordt de belangrijke rol van economische factoren ook gesteund in het onderzoek van Ioannides (1987). Dit artikel bestudeert de tijdsduur waarin een huishouden in hetzelfde huis blijft wonen in de Verenigde Staten van 1970 tot 1980. Uiteindelijk bevestigt Ioannides het belang van het vermogen van een huishouden en de geldende woningprijzen bij de keuze om door te stromen op de woningmarkt.

Toch voeren financiële redenen voor residentiële mobiliteit niet alleen de boventoon. In een onderzoek van Walker et al. (2002) worden de verhuisbeslissingen van sociale huurders in het Verenigd Koninkrijk geanalyseerd. Hieruit blijkt dat huurders aanzienlijk meer waarde hechten aan de kwaliteit en veiligheid van hun woning dan de feitelijke huurprijzen. Ook Morrow-Jones (1988) bestudeert de sociale en demografische factoren die ten grondslag liggen aan de doorstroming op de woningmarkt. Zij gebruikt de nationale “American Housing Survey” van 1974 tot 1983 en focust zich op de beweegredenen van jongeren om de transitie te maken van een huurhuis naar een koopwoning. De bevindingen van Morrow-Jones tonen een zeer sterk effect van de levenscyclus waarin een jongvolwassene zit, op de overstap naar een eigen koopwoning. Hierbij is de betaalbaarheid van de koopwoning als variabele van residentiële mobiliteit zelfs statistisch insignificant. Andere economische omstandigheden zijn wel significant van belang voor de keuze om te verhuizen. In een soortgelijk onderzoek uitgevoerd op basis van Nederlandse data (Dieleman & Everaers, 1994) worden wederom levenscyclus factoren als leeftijd, gezinssamenstelling en

ditmaal ook het permanente huishoudensinkomen, als belangrijkste determinanten van residentiële mobiliteit genoemd. Hieraan voegen Dieleman en Everaers toe dat overheidsinterventie op de woningmarkt, zoals de hypotheekrenteaftrek in Nederland, op de lange termijn een sterke invloed heeft op de afweging tussen huren of kopen. Uiteindelijk kan een overheidsmaatregel als de IAH dus zeer goed de gehele woningmarkt in een hoge mate beïnvloeden.

In de afweging om te huren of te kopen wordt de laatstgenoemde over het algemeen beschouwd als de meest risicovolle keuze. Echter weten Sinai en Souleles (2005) deze gedachtegang in een toonaangevend onderzoek, gepubliceerd in de 'Quarterly Journal of Economics', sterk te weerleggen. Het bezitten van een huis fungeert als bescherming tegen onzekerheid op het gebied van woonkosten. Volgens dit artikel is de doorstroming naar de koopwoningmarkt daarom afhankelijk van een afweging van twee risico's: het risico op fluctuaties in de huurprijs en het risico op schommelingen in de woningwaarde. De positieve relatie tussen de volatiliteit van de huurprijs en de vraag naar koopwoningen wordt ook empirisch gevonden. Op basis van de bevindingen van Sinai en Souleles kan er gesteld worden dat de doorstroming van een (sociale) huurwoning naar een eigen koopwoning niet per se een risicovolle stap is. Hierdoor speelt de mate van risico-aversie van een huishouden dus een minder relevante rol bij de transitie van huren naar kopen, waardoor dit geen probleem vormt bij het analyseren van het effect van de IAH op de woningprijzen.

Aan de hand van de besproken literatuur over de determinanten van woningprijzen en de financiële beweegredenen om te verhuizen, in combinatie met de algemene economische theorie over vraag en aanbod, kan de hypothese van dit onderzoek opgesteld worden. Een stijging van de huurprijzen voor goedkope scheefwoners, als gevolg van de wet IAH ingevoerd op 1 juli 2013, geeft meer huishoudens op de sociale huurmarkt de stimulans om op zoek te gaan naar een koopwoning. Hierdoor zal de vraag op de markt van koopwoningen toenemen, waardoor de woningprijzen (in een bepaalde regio) zullen stijgen. Hieruit volgt de veronderstelling dat de inkomensafhankelijke huurverhoging een positief effect heeft op verkoopprijzen van koopwoningen in Nederland.

Tot slot zijn er twee interessante Nederlandse onderzoeken die specifiek gericht zijn op het evalueren van de wet IAH. Als eerste publiceerde het Ministerie van BZK het rapport 'Huurprijs als verhuisprikkel' (Kromhout et al., 2016) om te bestuderen in hoeverre de beleidsmaatregel IAH erin geslaagd is om goedkope scheefhuur tegen te gaan en doorstroming op de sociale huurmarkt te bevorderen. In dit overheidsrapport zijn de resultaten gebruikt uit het grootschalige Woon

Onderzoek Nederland (2015). De evaluatie begint met een aantal doeltreffende effecten van de IAH. Zo wordt de huurprijs verhoging daadwerkelijk ervaren als een stimulans om te verhuizen, draagt de IAH bij aan een huurprijs die meer in overeenstemming is met de kwaliteit van de woning en is het aandeel sociale huurders met een midden- of hoger inkomen sinds 2012 met bijna een kwart gedaald. Echter concludeert het Ministerie van BZK dat de laatstgenoemde daling niet aangeduid kan worden als causaal verband. Daarnaast ligt de maximaal toegestane huurverhoging nog steeds te laag voor de hogere inkomens om deze huishoudens tot verhuizen te bewegen. In de enquête geven bijvoorbeeld de meeste huurders met een midden- of hoger inkomen aan niet van plan te zijn om het sociale huurhuis werkelijk te verlaten. Ondanks de tekortkomingen, spreekt minister Blok de verwachting uit dat de IAH in de komende jaren de doorstroming op de woningmarkt zal vergroten, doordat de prikkel om te verhuizen steeds groter wordt na meerdere opeenvolgende huurverhogingen³. Ter afsluiting wordt de opmerking gemaakt dat de drie jaar waarin de IAH van kracht is (2013-2015), te beperkt is om statistische uitspraken te doen.

De tweede evaluatie van de beleidsmaatregel is gedaan door het ING Economisch Bureau (2017). Zij zijn kritischer en concluderen dat de doorstroming op de huurmarkt nog steeds sterk onder druk staat. Volgens dit recentere rapport geeft 84 procent van de huurders met een hoger inkomen aan dat de IAH geen invloed heeft gehad op hun verhuisgedrag. Het beperkte effect is volgens de ING vooral te danken aan het feit dat veel goedkope scheefwoners op leeftijd zijn en tevens gehecht zijn aan hun huurwoning. De derde verklaring is het interessants voor dit onderzoek: als gevolg van de krapte op zowel de vrije huurmarkt als de koopwoningmarkt, is een alternatief niet bereikbaar⁴.

Al met al laat de literatuurbespreking zien dat de relatie tussen de huurmarkt en de koopwoningmarkt niet onomstotelijk is vastgelegd. De hypothese in dit onderzoek is in lijn met de theoretische en empirische literatuur wat betreft de determinanten van woningprijzen en de economische beweegredenen voor residentiële mobiliteit, maar contesteert enigszins met de sociale beweegredenen voor residentiële mobiliteit en de rapporten van het Ministerie van BZK en het ING Economisch Bureau. Dit empirische onderzoek naar de gevolgen van inkomensafhankelijk huurbeleid voor de woningprijzen is zeer relevant gegeven de twee kritische rapporten. Bovendien is een dergelijk onderzoek nog niet eerder gedaan binnen de economische wetenschap.

³ In H6: Resultaten, wordt deze vertraging meegenomen in model (3) en (4) van de Difference-in-Difference analyse.

⁴ Bijna vier op de tien huurders (vooral jongeren) geeft aan liever in een koopwoning te wonen (ING, 2017).

4. Methodiek

Voor het bestuderen van het effect van de invoering van IAH op de verkoopprijzen van koopwoningen in Nederland maak ik gebruik van een Difference-in-Difference (DiD) strategie. Eerst zal ik verklaren waarom de DiD-analyse zeer geschikt is om de gestelde onderzoeksvraag te beantwoorden en tevens zeer goed past bij de provinciale paneldataset. Hierbij licht ik uitgebreid toe hoe ik provinciale verschillen op de markt van huurwoningen aangrijp om een treatmentgroep en een controlegroep te vormen. Vervolgens bespreek ik de wiskundige specificatie en de bijbehorende variabelen van het DiD-model.

Zoals besproken in het Theoretisch Kader zijn er een aantal belangrijke macro-economische factoren die een significant effect hebben op de ontwikkeling van verkoopprijzen van koopwoningen. Het weglaten van zowel bekende determinanten van woningprijzen (zoals het BBP per hoofd van de bevolking en de verandering van de reële rentevoet) als onbekende determinanten, zou bij een eenvoudige OLS-regressie voor aanzienlijke problemen zorgen. Het treatmenteffect van de IAH op de verkoopprijzen van koopwoningen in Nederland zou in een dergelijke naïeve OLS-regressie daardoor onjuist geschat worden.

Echter kan de DiD-analyse wel rekening houden met niet-waargenomen en tevens over tijd variërende factoren, mits deze niet-waargenomen variabelen de woningprijzen van de treatment- en controlegroep in gelijke mate beïnvloeden. Zo controleert de DiD-analyse voor veranderingen van de hypotheekrente, omdat de gemiddeld gehanteerde hypotheekrente op nationaal niveau van toepassing is en daarom op alle provincies dezelfde impact heeft. Hierdoor dient er in de regressievergelijking uitsluitend gecontroleerd te worden voor variabelen die variëren over tijd en die de woningprijzen op provinciaal niveau verschillend beïnvloeden. Mogelijke determinanten van woningprijzen, waarvoor niet gecontroleerd hoeft te worden bij het DiD-ontwerp zijn de algemene inflatie, het seizoenspatroon op de woningmarkt, de economische (Eurozone) crisis en overige hypothecaire regelgeving. Het grote voordeel van deze empirische strategie is dus dat de DiD rekening kan houden met de onderliggende tijdstrend in de ontwikkeling van woningprijzen; zolang deze trend parallel⁵ loopt voor de treatmentprovincies en de controle provincies.

⁵ In H7: Robuustheid Controles, wordt de parallelle trend assumptie uitgebreid getoetst.

Daarnaast is de Difference-in-Difference binnen de economische wetenschap een veelgebruikt statistisch instrument om de uitwerking van beleidsveranderingen te analyseren. Het DiD-ontwerp is daarom zeer geschikt om de specifieke wetswijziging op 1 juli 2013, waardoor verhuurders in staat worden gesteld om een extra huurverhoging te vragen aan scheefhuurders, te bestuderen.

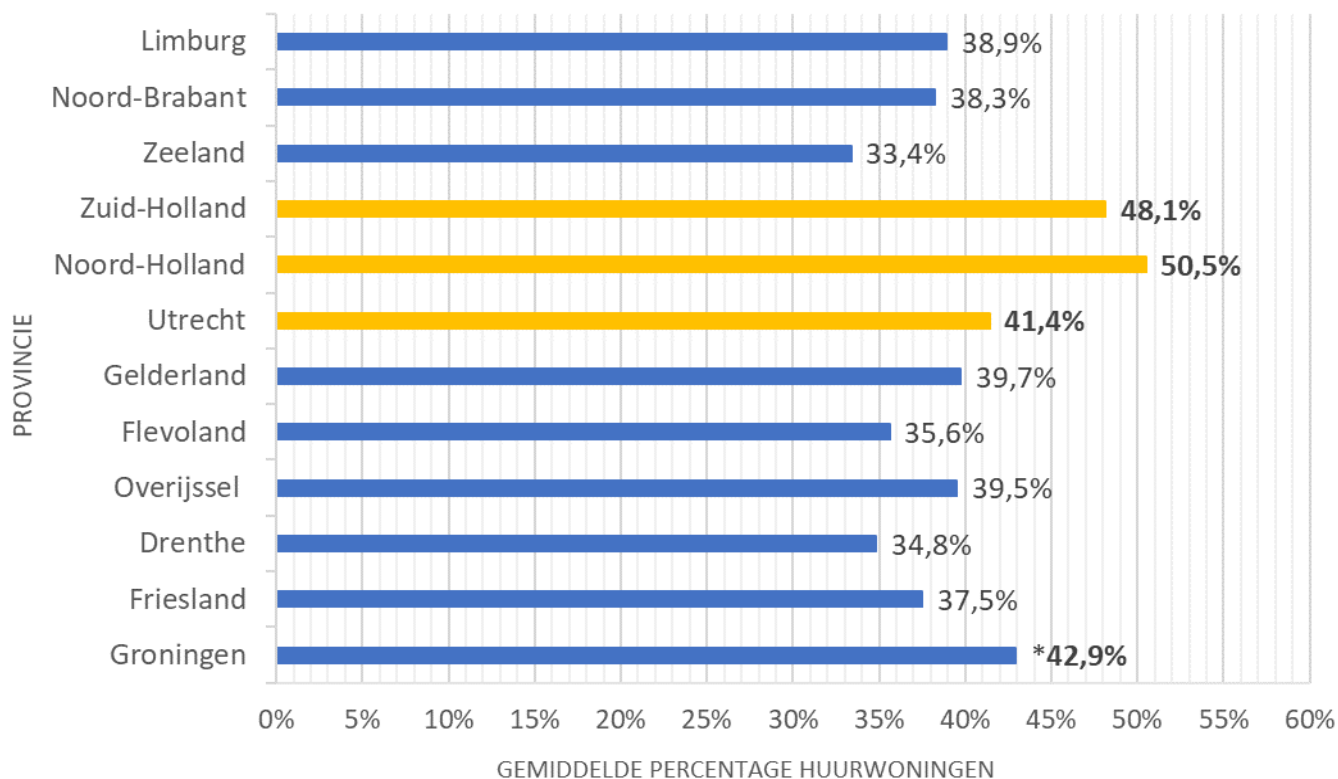
In het ideaalbeeld van de DiD bestaat er een treatmentgroep die na het moment van interventie de treatment in zijn volledigheid ontvangt, en een controlegroep die de treatment over de gehele periode compleet misloopt. Deze pure scheiding tussen louter treatmentprovincies en controleprovincies is in dit onderzoek niet mogelijk doordat de wet IAH vanuit de Rijksoverheid landelijk wordt ingevoerd. Alle twaalf provincies in Nederland krijgen daardoor gezamenlijk en gelijktijdig met de wetswijziging te maken. Toch hoeft dit geen probleem te vormen voor de DiD-strategie. In een zeer recent artikel van De Chaisemartin en D'Haultfœuille (2017), gepubliceerd in 'The Review of Economic Studies', wordt duidelijk dat veel empirische onderzoekers in de toepassing van de DiD tegen dezelfde kwestie aanlopen. De onderzoekers geven aan dat een dergelijke enigszins twijfelachtige analyse toch waardevolle resultaten kan opleveren in de vorm van een *Fuzzy Difference-in-Difference*. Deze *Fuzzy DiD* betekent dat eigenlijk zowel de treatmentgroep als de controlegroep met de treatment te maken krijgt, maar dat er een essentieel verschil zit in de mate van treatment tussen beide groepen.

In dit onderzoek gebruik ik de *Fuzzy DiD-analyse*⁶ (De Chaisemartin & D'Haultfœuille, 2017) in combinatie met de provinciale verschillen op de markt van huurwoningen om het effect van de IAH op de woningprijzen in Nederland te analyseren. Aan de hand van twee belangrijke verschillen tussen de huurmarkt in de Randstad en de huurmarkt in de rest van Nederland (die ik dadelijk in deze methodieksectie uitgebreid bespreek), kan ik veronderstellen dat de IAH vooral ten uitdrukking is gekomen in de Randstad. Hierbij vormen de Randstadprovincies (Utrecht, Noord-Holland en Zuid-Holland): in het vervolg gedefinieerd als 'Randstad', de treatmentgroep. Vervolgens wordt de controlegroep gevormd door de overige negen provincies in Nederland (Groningen, Friesland, Drenthe, Overijssel, Flevoland, Gelderland, Zeeland, Noord-Brabant en Limburg): in het vervolg gedefinieerd als 'landelijk' of 'overig'. Deze innovatieve DiD-aanpak stelt mij in staat om het causale treatmenteffect van de inkomensafhankelijke huurverhoging zo nauwkeurig mogelijk te benaderen.

⁶ In het vervolg wordt de *Fuzzy DiD* voor het gemak gewoon aangeduid als de Difference-in-Difference (DiD).

De volgende twee fundamentele verschillen liggen ten grondslag voor de verwachting dat de IAH een beduidend sterker effect heeft op huurmarkt van de Randstadprovincies. Ten eerste is het relatieve aantal huurwoningen ten opzichte van het aantal koopwoningen aanzienlijk hoger in de Randstad dan in de overige provincies van Nederland. In de samengestelde dataset ‘Woningvoorraad naar eigendom’ (CBS, 2014, 2017) is de absolute woningvoorraad in een provincie uitgesplitst naar het aantal koopwoningen en (sociale- en geliberaliseerde) huurwoningen. Aan de hand van deze regionale gegevens, beschikbaar vanaf 2006, heb ik het gemiddelde percentage huurwoningen per provincie ex ante de IAH berekenend.

Figuur 4.1 toont deze percentages waarbij de Randstadprovincies in het geel worden weergegeven. Het is duidelijk te zien dat de relatieve huurmarkten in Noord-Holland, Zuid-Holland en Utrecht met respectievelijk 50,5 48,1 en 41,4 procent, een stuk groter zijn dan in de overige provincies. Relatief gezien zou het effect van de IAH op de verkoopprijzen van koopwoningen, als gevolg van de doorstroming van scheefwonende huishoudens, dus het sterkst zijn in de Randstad. Groningen vormt hierop met 42,9 procent de enige uitzondering, wat ik na het tweede cruciale verschil zal bespreken.

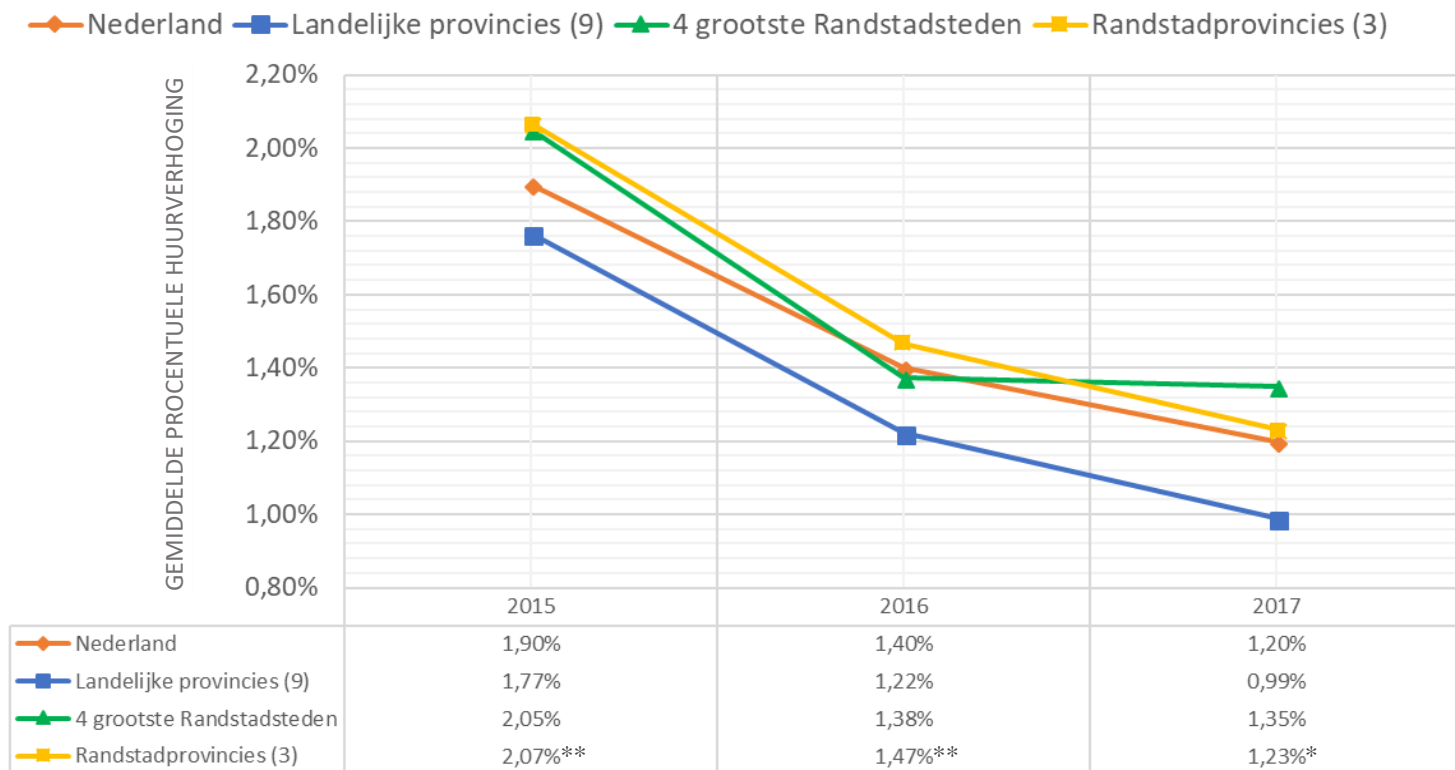


Figuur 4.1: Relatieve aandeel huurwoningen als percentage van de totale woningvoorraad tot en met het jaar van invoering van de IAH, het gemiddelde over 2006-2013 per provincie

Ten tweede zijn de gemiddelde huurverhogingen na de wetwijziging in 2013 ook daadwerkelijk hoger in de Randstadprovincies. De gemiddelde stijging van huurprijzen per provincie zijn slechts beschikbaar vanaf twee jaar na de IAH in de jaren 2015, 2016 en 2017 (CBS, 2017). Desondanks zijn deze gegevens zeer interessant voor het bepalen van de treatment- en controlegroep. Zo toont Figuur 4.2 dat de procentuele huurverhoging in de Randstad gemiddeld ruim 0,25 procentpunt hoger ligt dan in de landelijke provincies. Bovendien is dit verschil, zoals aangegeven in Figuur 4.2, statistisch significant voor alle drie de jaren: op een 5 procent niveau in 2015 (*p-waarde 0.024*) en 2016 (*p-waarde 0.021*), en ten slotte op een 10 procent niveau in 2017 (*p-waarde 0.082*).

Op het eerste gezicht lijkt een verschil in de gemiddelde huurverhoging van ongeveer 0.25 procentpunt mogelijk weinig. Echter laat het Nederlandse inkomensafhankelijke huurbeleid (Tabel A1 in de Appendix) zien dat een dergelijk verschil in huurprijzen zeer ingrijpend is. Zoals beschreven in Figuur 4.2 is de gemiddelde huurverhoging in 2015 in de Randstadprovincies bijvoorbeeld 0,30 procentpunt hoger dan in de landelijke provincies. Voor sociale huurders met een huishoudinkomen tussen de 34.299 euro en de 43.786 euro (het eerste niveau goedkope scheefhuurders in Tabel A1) is dit meer dan de helft van de maximale extra inkomensafhankelijke huurtoeslag die ze opgelegd kunnen krijgen door de verhuurder. Daarnaast zijn de gepubliceerde huurverhogingen exclusief huurharmonisatie. Dit betekent dat de procentuele huurstijgingen gecorrigeerd worden voor wisselingen van huurders, omdat een huurverhoging als gevolg van een verhuizing niet gebonden is aan de maximale huurverhoging en bovendien los staat van de jaarlijkse huuraanpassing op 1 juli. De getoonde huurstijgingen in de jaren 2015, 2016 en 2017 zijn dus niet het gevolg van verschillen in de verhuismobiliteit binnen de huurmarkt van de Randstad- en de overige provincies, maar worden geleid door vraag- en aanbod in combinatie met de grenzen van het Nederlandse (inkomensafhankelijke) huurbeleid ex post de invoering van de IAH.

De kritische gedachte dat de forse huurstijging in de Randstad enkel gedreven wordt door krapte op de huurmarkt van de grootste steden, kan aan de hand van Figuur 4.2 ook weerlegd worden. De groene lijn representeert de procentuele stijging van huurprijzen in de steden Amsterdam, Rotterdam, Den Haag en Utrecht. Wat opvalt, is dat de gemiddelde huurverhoging in de Randstadprovincies zich in de jaren 2015 en 2016 zelfs boven deze vier steden bevindt. Tot slot loopt de oranje lijn met gericht op de gemiddelde huurverhoging van Nederland in zijn totaliteit evident tussen de Randstadprovincies en de landelijke provincies in.



*T-tests uitgevoerd om voor elk jaar te toetsen of de gemiddelde huurverhoging van de Randstadprovincies significant hoger is dan Landelijke provincies; significantieniveau gegeven door * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$*

Figuur 4.2: Jaarlijkse huurverhoging van woningen exclusief huurliberalisatie (op 1 juli), 2015-2017 per regio

Als ik de procentuele huurverhoging niet gemiddeld per regio, maar specifiek per provincie bestudeer (CBS, 2017), blijkt dat Flevoland met een jaarlijkse huurverhoging van achtereenvolgens 2,4 1,6 en 1,2 procent de enige uitzondering vormt. Echter heeft Figuur 4.1 aangetoond dat deze provincie relatief gezien de twee na kleinste huurmarkt van Nederland heeft, waardoor Flevoland niet in aanmerking komt als treatmentprovincie. Omgekeerd geldt hetzelfde voor Groningen: waar Groningen juist relatief veel huurwoningen heeft, schiet deze provincie met een jaarlijkse verhoging van de huurprijzen van achtereenvolgens 1,9 1 en 0,8 procent tekort als treatmentgroep.

Het zijn dus alleen de provincies Utrecht, Noord-Holland en Zuid-Holland waarbij zowel het relatieve aandeel huurwoningen vóór de IAH zeer hoog is, als de gemiddelde huurverhoging op deze huurmarkten ná de IAH zeer groot is. Vanuit theoretisch oogpunt kan hierdoor verwacht worden dat het aantal scheefwonende huishoudens, dat naar aanleiding van de IAH mogelijk doorstroomt naar de koopwoningmarkt, relatief gezien het grootste is in de Randstad. Samengevat is de mate van treatment dus beduidend groter in de Randstad, waardoor de negen landelijke provincies in de DiD-analyse kunnen fungeren als controlegroep.

Om te analyseren of de inkomensafhankelijke huurverhoging (IAH) een positief effect heeft op de verkoopprijzen van koopwoningen in Nederland heb ik de volgende Difference-in-Difference (DiD) vergelijking opgesteld:

$$Y_{it} = \alpha + \rho D_i + \gamma T_t + \beta(D_i \times T_t) + \delta X_{it} + \varepsilon_{it}, \quad D = \{0, 1\} \quad T = \{0, 1\}$$

Hierbij beschrijft i de provincie in Nederland en worden de 93 perioden in deze paneldata aangegeven door t , waarbij de kwartaaldata loopt vanaf het eerste kwartaal van 1995 ($t = 0$ voor 1995k1) tot en met het eerste kwartaal van 2018 ($t = 92$ voor 2018k1). Fundamenteel voor de DiD-analyse zijn de groepsdummy en de tijdsdummy. Hierdoor kan er in dit onderzoek rekening gehouden worden met mogelijke initiële verschillen tussen de Randstad en de landelijke provincies zolang deze constant blijven over tijd, respectievelijk gecontroleerd worden voor de gemeenschappelijke onderliggende trend van beide regio's.

De groepsdummy D neemt de waarde $D_i = 1$ aan voor de Randstad (de treatmentgroep die sterk te maken krijgt de IAH), en $D_i = 0$ voor Landelijk (de overige negen provincies die dienen als controlegroep). De bijbehorende coëfficiënt ρ schat het initiële en daarmee constante⁷ verschil tussen de treatment- en controlegroep. De tijdsdummy T neemt vanaf het begin van de dataset de waarde van $T_t = 0$ aan en verandert in $T_t = 1$ op het moment van treatment, oftewel vanaf de officiële invoering van de wet IAH op 1 juli 2013 ($t \geq 2013k3$). De gemiddelde helling van de evenwijdige trend tot $T_t = 1$ (het moment van treatment voor de Randstad), wordt gegeven door coëfficiënt.

De afhankelijke variabele Y is het gewogen gemiddelde van de geïndexeerde woningprijzen in Nederland, gegeven de regio i , gegeven de periode t . Deze index toont de prijsontwikkeling van de voorraad bestaande koopwoningen per provincie en per kwartaal met 2010 als basisjaar (2010 = 100). In deze Difference-in-Difference vergelijking wordt het treatmenteffect van de IAH gemeten door de coëfficiënt β . Hierbij wordt de inkomensafhankelijke huurverhoging (treatment) gegeven door de onderzoeksvariabele DT , deze interactieterm neemt de waarde '1' aan wanneer zowel de groepsdummy D als de tijdsdummy T de waarde '1' aannemen. Dit geldt dus voor observaties van

⁷ In H7: Robuustheid Controles, wordt de parallelle trend aanname uitgebreid getoetst.

de Randstad vanaf het derde kwartaal in 2013. Naast de onderzoeksvariabele DT en de bijbehorende treatment coëfficiënt β is de controlevariabele X toegevoegd. Variabele X geeft de totale voorraad koop- en huurwoningen uitgedrukt in duizendtallen, waardoor er gecontroleerd wordt voor veranderingen aan de aanbodkant van de woningmarkt per kwartaal en per regio. Coëfficiënt δ laat hierbij dus het effect zien van een toename van duizend woningen op de verkoopprijzen van bestaande koopwoningen in Nederland. Ten slotte toont ε de foutterm in deze DiD-vergelijking.

5. Data

In dit onderzoek naar het effect van de inkomensafhankelijke huurverhoging op de woningprijzen in Nederland maak ik gebruik van een samengestelde paneldataset bestaande uit de Prijsindex Bestaande Koopwoningen (PBK), de totale woningvoorraad en het aantal verkochte woningen van het eerste kwartaal van 1995 tot het eerste kwartaal van 2018 voor elke provincie in Nederland. Deze regionale macro-economische gegevens zijn verkregen door het samenvoegen van verschillende datasets van het Centraal Bureau voor de Statistiek. De PBK en het aantal verkochte woningen zijn afkomstig van de StatLine database ‘Bestaande koopwoningen; regio; verkoopprijzen prijsindex 2010 = 100 1995-2017’ (CBS, 2018). Ik heb ervoor gekozen om deze prijsindex met $2010 = 100$ te gebruiken omdat het basisjaar zodoende vóór de invoering van de IAH ligt. Vervolgens heb ik de PBK voor het eerste kwartaal van 2018 bepaald door de prijsindexcijfers met $2015 = 100$ (CBS, 2018) om te rekenen naar 2010 als basisjaar⁸.

De woningvoorraad per provincie is afkomstig van de StatLine database ‘Veranderingen in de woningvoorraad’ (CBS, 2014) voor de jaren 1995 tot en met 2011, en ‘Voorraad woningen en niet-woningen’ (CBS, 2018) voor de jaren 2012 tot en met 2018. Het gebruik van twee bronnen voor de controlevariabele *Woningvoorraad* is het gevolg van een methodewijziging van het CBS (2011). Waar de woningvoorraad tot 1 januari 2012 altijd werd vastgesteld volgens het Woningregister, wordt het aantal woningen vanaf 2012 gebaseerd op de Basisregistratie Adressen en Gebouwen (BAG). De overgang naar de BAG zorgt voor een bescheiden trendbreuk (CBS, 2012): de totale woningvoorraad op 1 januari 2012 bedraagt volgens de BAG ongeveer 7,4 miljoen, dit zijn 121 duizend woningen meer dan volgens het Woningregister op hetzelfde peilmoment. In een uitgebreide verschillenanalyse blijkt dat deze afwijkingen voornamelijk samenhangen met definitie verschillen. Zo worden recreatiewoningen en tijdelijke bouwwerken in de BAG vaker aangemerkt als woonruimte dan in het Woningregister. Toch hoeft deze kleine trendbreuk geen probleem te vormen voor mijn DiD-strategie, doordat de trendbreuk volgens de verschillenanalyse niet aanmerkelijk groter is in de ene provincie ten opzichte van de andere provincies (CBS, 2011).

⁸ Uit contact met het CBS kwam naar voren dat ik de gepubliceerde PBK 2010=100 en 2015=100 het beste aan elkaar kan koppelen op basis van de verhouding tussen de prijsindexcijfers in dezelfde reeks. Hierbij waarschuwde het CBS dat kleine afwijkingen kunnen optreden doordat ik gebruik maak van afgeronde prijsindexcijfers, maar volgens het CBS kan deze calculatie als proxy voor de ontwikkeling van woningprijzen zeker volstaan.

In eerder wetenschappelijk onderzoek naar de prijsontwikkeling van koopwoningen is veelal gebruik gemaakt van de gemiddelde koopsom van verkochte woningen als de afhankelijke variabele. Echter is deze gemiddelde woningprijs volgens Van Der Wal en Tamminga (2008) geen goede indicator voor de prijsontwikkeling van koopwoningen. Zij beargumenteren dat de gemiddelde woningprijs totaal geen rekening houdt met eventuele kwaliteitsverschillen tussen woningen. Stel bijvoorbeeld dat in het eerste kwartaal van het jaar voornamelijk grachtenpanden worden verkocht, terwijl in het tweede kwartaal van datzelfde jaar relatief veel kleine rijtjeshuizen van eigenaar wisselden. De gemiddelde koopsom zou hier een daling van de woningprijzen tentoonspreiden, hoewel dit in werkelijkheid helemaal niet het geval hoeft te zijn.

Het gebruik van de Prijsindex Bestaande Koopwoningen als afhankelijke variabele in dit onderzoek biedt een oplossing voor dit probleem. De PBK corrigeert namelijk wel voor woningkenmerken en kwaliteitsverschillen van verkochte woningen door te gemiddelde Waardering Onroerende Zaken (WOZ-waarde) mee te wegen. De achterliggende wiskundige bepaling van de PBK is gebaseerd op de zogeheten Sale Price Appraisal Ratio Methode (de Haan et al., 2009). Deze SPAR-methode maakt gebruik van *matched pairs* en vergelijkt de verkoopprijzen in de verslagperiode (gemeten per kwartaal; afkomstig van het CBS) met de meest recente WOZ-waarden van deze verkochte woningen (afkomstig van het Kadaster). Zoals beschreven in de methodebeschrijving van het CBS (2014) wordt er in de prijsindexformule een factor opgenomen die corrigeert voor eventuele onder- of overwaardering van de WOZ-waarden. Naast het genoemde voordeel dat de SPAR-methode rekening houdt met kwaliteitsveranderingen, maakt deze methode ook gebruik van (nagenoeg) alle data doordat de basisprijzen van alle woningen bekend zijn in de referentieperiode (2010 = 100) en vervolgens gekoppeld worden aan de verkoopprijzen in de verslagperiode.

Vervolgens is het van belang dat de provinciale Prijsindexcijfers Bestaande Koopwoningen in de Difference-in-Difference analyse zo accuraat mogelijk wordt samengevoegd tot de PBK wat betreft de treatmentgroepen en de PBK met betrekking tot de controlegroep. Hierbij zou een standaard berekening van de gemiddelde PBK voor Utrecht, Noord-Holland en Zuid-Holland, respectievelijk voor Groningen, Friesland, Drenthe, Overijssel, Flevoland, Gelderland, Zeeland, Noord-Brabant en Limburg geen rekening houden met verschillen in de omvang van de woningmarkten in beide regio's. Een geïndexeerde prijsverandering in een relatief grote provincie als Zuid-Holland zou bijvoorbeeld sterker moeten meewegen voor de treatmentgroep dan een prijsverandering in een

naar verhouding kleinere provincie als Utrecht. Om dit te bewerkstelligen heb ik een transformatie doorgevoerd in de paneldata door per kwartaal het gewogen gemiddelde te nemen van de Prijsindex Bestaande Koopwoningen aan de hand van het totaal verkochte woningen in de desbetreffende periode. De dataset met het aantal verkochte woningen per provincie (CBS, 2018): gebaseerd op het aantal geregistreerde transacties bij het Kadaster aan het einde van elk kwartaal, functioneert in dit onderzoek dus als gewicht om te bepalen hoe sterk de geïndexeerde woningprijzen van een specifieke provincie meewegen voor de berekening van de totale PBK in de DiD-analyse.

De definitieve PBK (CBS, 2014) geeft dus de gemiddeld gewogen prijsverandering weer van de voorraad bestaande⁹ koopwoningen, gecorrigeerd voor de meest recente WOZ-waarde van de desbetreffende woning, waarbij de woning op Nederlandse grond moet staan en verkocht moet zijn aan een particulier¹⁰. Hierbij worden roerende zaken zoals woonwagens en woonboten, en niet-zelfstandige wooneenheden zoals studenten- en bejaardenwoningen buiten beschouwing gelaten. Verder geeft de controlevariabele *Woningvoorraad* dus voor elk kwartaal het aantal woningen in de Randstadprovincies, achtereenvolgens de landelijke provincies. Hierbij gaat het om de totale som huurwoningen en koopwoningen als proxy voor veranderingen aan de aanbodkant van de huizenmarkt. Ter verduidelijking van de geschatte coëfficiënten in de resultatensectie is de woningvoorraad uitgedrukt in duizendtallen.

De uiteindelijke DiD-analyse is gebaseerd op een perfect gebalanceerde paneldataset met 93 perioden voor zowel de drie treatmentprovincies als de negen controle provincies waarbij er geen ontbrekende waarden zijn. Met behulp van een balans-test kan bestudeerd worden of de Randstadprovincies niet kenmerkend verschillen van de overige provincies voorafgaand aan de wet IAH. Tabel 5.1 toont deze balans-test op basis van de beschrijvende statistieken van de beide groepen voor het moment van treatment. De verschillen tussen beide steekproeven worden getoetst met behulp van T-tests voor de vergelijking van gemiddelden en F-tests voor de vergelijking van varianties. De laatstgenoemde test is interessant omdat de standaarddeviatie van een prijsindex veel informatie geeft over zijn volatiliteit. In het geval van de PBK zouden de varianties daarom niet statistisch significant mogen verschillen ante 2013k3. Daarnaast beschrijft Tabel 5.1 ook de overige statistische kenmerken van de data zoals de minimum- en maximumwaarde van de variabelen.

⁹ De verkopen van nieuwbouwwoningen maken geen deel uit van de prijsindex.

¹⁰ De aanwezige grond rond de woning is in de verkoopprijs inbegrepen, tenzij er sprake is van erfpacht.

Tabel 5.1: Balans-test en een vergelijking van de overige beschrijvende statistieken tussen de controlegroep en de treatmentgroep over 1995 - 2013, voor de invoering van de IAH in 2013k3

Variabele		(1) Controlegroep – Landelijke provincies	(2) Treatmentgroep – Randstad provincies	T-test verschil gemiddelden (1) - (2)	F-test ratio varianties (1) / (2)
PBK (2010 = 100)	Gemiddelde	80.837 (0.861)	79.304 (1.502)	1.534	
	Standaarddeviatie	22.218	22.380		0.986
	Min	33.6	33.9		
	Max	108.1	107.9		
Woningvoorraad (×1000)	Gemiddelde	409.097 (10.690)	1043.025 (28.999)	633.928***	
	Standaarddeviatie	275.869	432.075		0.408***
	Min	98.671	415.898		
	Max	1064.448	1621.283		
	Groepen	9	3		
	Observaties	666	222		

De derde kolom toont de T-tests om te toetsen of de gemiddelden van de controle- en treatmentgroep significant verschillen voor de IAH, met H_0 : verschil = 0 ; De vierde kolom toont de F-tests om te toetsen of de standaarddeviaties van de controle- en treatmentgroep significant verschillen voor de IAH: Levene's test gebaseerd op de verhouding van varianties, met H_0 : ratio = 1 ; Standaardfouten staan tussen haakjes; significantieniveau gegeven door * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

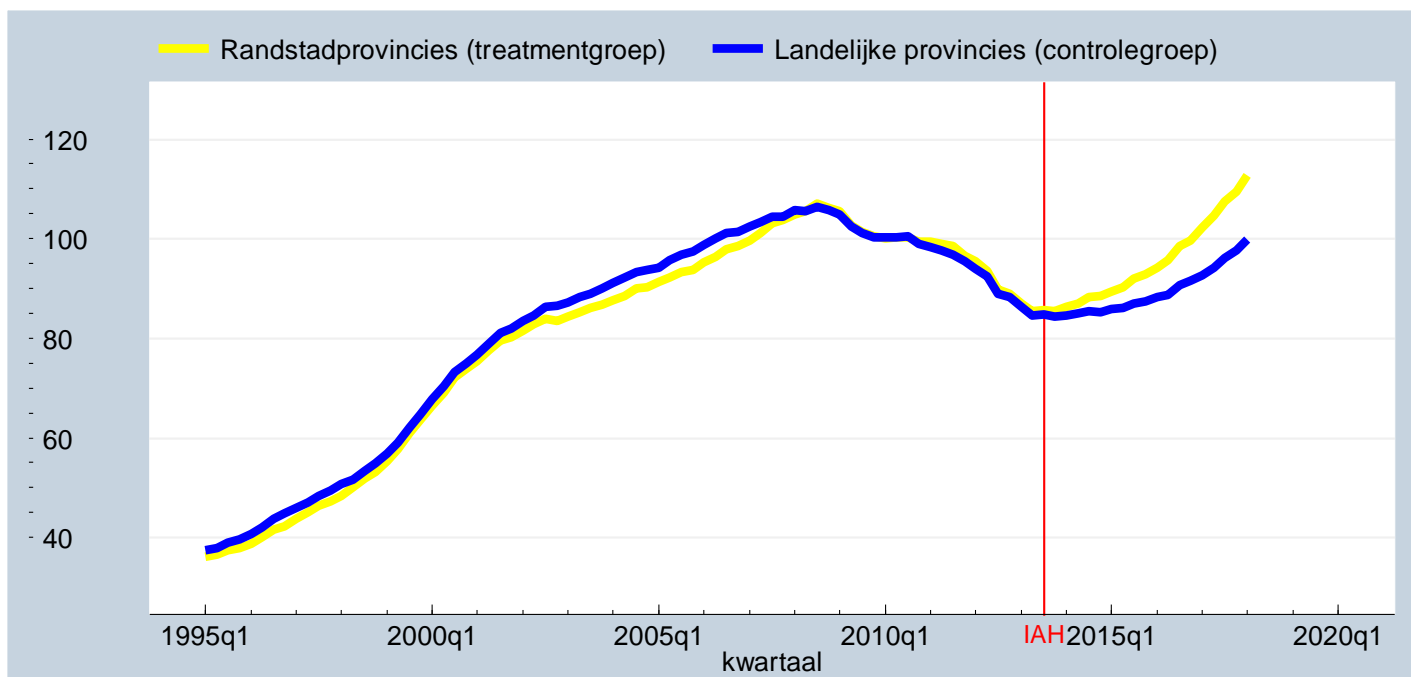
Als eerste bespreek ik de balans-test in Tabel 5.1 met betrekking tot de afhankelijke variabele in dit onderzoek. De gemiddelde PBK van de landelijke provincies neemt evenals de PBK van Randstadprovincies een waarde aan van circa 80. Voor beide groepen ligt de gemiddelde koopwoningprijs over de periode van 1995 tot en met het tweede kwartaal van 2013 dus ongeveer 20 procent lager dan de woningprijzen in het basisjaar 2010. Bovendien verschillen de gemiddelde PBK van de controlegroep en de treatmentgroep niet significant van elkaar (*p-waarde 0.187*). Interessanter is de vraag of de standaarddeviaties van beide groepen, en daarmee de spreiding en wat betreft het verloop van de PBK over tijd, voor het moment van treatment al verschillen. *Levene's* F-test gebaseerd op de verhouding van varianties toont aan dat ook de variantie van de geïndexeerde woningprijzen niet significant verschillen tussen beide groepen (*p-waarde 0.440*).

Verder is de prijsindex van koopwoningen in de controlegroep met 33.6 het laagste in de provincie Friesland in 1995k1. Opvallend is dat de maximale PBK van 108.1 in Limburg, niet dateert van net voor de invoering van de IAH in 2013k3, maar gemeten is in 2008k1. Hetzelfde geldt voor de Randstad, waar het hoogste niveau van de geïndexeerde woningprijzen (107.9) vastgesteld is in 2008k3 in Noord-Holland. De belangrijkste reden hiervoor is de sterke daling van de huizenprijzen als gevolg van de economische (Eurozone) crisis aan het einde van 2008 tot eind 2012¹¹.

De statistische kenmerken van de woningvoorraad in de controle- en treatmentgroep verschillen wel significant van elkaar. Waar er in de Randstadprovincies gemiddeld meer dan 1 miljoen woningen staan, is de gemiddelde woningvoorraad in de landelijke provincies amper 400 duizend. Zoals aangegeven in Tabel 5.1 is het verschil statistisch significant op een 0,1% niveau. Dit aanzienlijke verschil komt met name door de relatief kleine woningmarkt in provincies als Zeeland, Drenthe en Flevoland. De laatstgenoemde provincie heeft met afgerond 99 duizend woningen in 1995k1 het minimum aantal woningen. Dit staat in groot contrast met de meer dan 1,6 miljoen woningen in Zuid-Holland in 2013k2. Logischerwijs is de standaarddeviatie van de woningvoorraad in de Randstad dan ook significant groter (*p-waarde 0.000*) dan in de rest van Nederland. Al met al is het dus zeer belangrijk dat de woningvoorraad per kwartaal is toegevoegd als controlevariabele in de DiD-vergelijking, omdat de balans-test heeft aangetoond dat deze variabele weldegelijk sterk verschilt tussen de Randstad en de landelijke provincies.

Tot slot in de dataset, geeft Figuur 5.2 een schematische weergave van het Difference-in-Difference ontwerp. De grafiek toont de ontwikkeling van de Prijsindex Bestaande Koopwoningen van het eerste kwartaal van 1995 tot het eerste kwartaal van 2018. Hierin is goed te zien dat, in overeenstemming met de uitkomsten van de balans-test, de PBK nagenoeg gelijk loopt voor de treatmentgroep en de controlegroep tot het moment van treatment: de invoering van de IAH op 1 juli 2013 is aangegeven met de rode lijn. Bovendien geeft Figuur 5.2 een uitstekend beeld van de manier waarop het treatmenteffect van de IAH op de woningprijzen wordt geschat. De DiD vergelijkt dus de PBK van de Randstad na 2013k3 met de periode voor 2013k3, waarbij de stijgende woningprijzen vanaf 2013 van de landelijke provincies gebruikt worden om de *counterfactual* te vormen.

¹¹ Figuur 5.2 geeft een goed beeld van het verloop van de woningprijzen gedurende de economische crisis. Na een piek in het derde kwartaal van 2008 daalden de prijzen van koopwoningen waarbij in 2013 het dieptepunt werd bereikt.



Figuur 5.2: Ontwikkeling verkoopprijzen bestaande koopwoningen (PBK: 2010=100), 1995-2018; Beschrijving van het Difference-in-Difference ontwerp met de Randstadprovincies (treatmentgroep) en de Landelijke provincies (controlegroep); de rode lijn weergeeft de invoering van de IAH in 2013k3

Ter illustratie van de complete provinciale dataset is Figuur A2 toegevoegd in de Appendix. Hierin is goed te zien hoe de verkoopprijzen van bestaande koopwoningen zich hebben ontwikkeld van 1995 tot 2018 voor elke provincie afzonderlijk. Zo toont Figuur A2 dat over de gehele periode de koopwoningen in een provincie als Noord-Holland een aanzienlijk sterkere prijsstijging hebben doorgemaakt dan de woningen in Limburg.

6. Resultaten

In dit hoofdstuk toets ik de impliciete hypothese van dit onderzoek die stelt dat de woningprijzen in Nederland toenemen als gevolg van de wet inkomensafhankelijke huurverhoging: ingevoerd op 1 juli 2013 om de doorstroming op de huurmarkt te bevorderen. Om het treatmenteffect van de IAH op de verkoopprijzen van koopwoningen in Nederland te schatten maak ik gebruik van vier Difference-in-Difference modellen. Achtereenvolgens bespreek ik het Basismodel (1), het Geavanceerde model (2), het Vertraging-1-jaar model (3) en het Vertraging-2-jaar model (4).

Tabel 6.1 weergeeft de regressieresultaten van de DiD-analyse. Als eerste bespreek ik het Basismodel (1) waarbij het treatmenteffect β van de IAH op de woningprijzen is geschat zonder controlevariabele. Model (1) toont een sterk positief treatmenteffect van 7.429 op de PBK. Dit betekent dat de verkoopprijzen van de bestaande koopwoningen met 7,43 procent zijn gestegen ten opzichte van het basisjaar 2010. De gevonden coëfficiënt is bovendien sterk statistisch significant op een 0,1% niveau. Het Basismodel (1) suggereert dus dat de doorstroming van sociale huurders naar de koopwoningmarkt vanwege de wet IAH, ervoor heeft gezorgd dat de woningprijzen zijn toegenomen met 7,43 procent. Echter kunnen er vraagtekens gezet worden bij de zuiverheid van de gevonden coëfficiënten. Het is bijvoorbeeld zeer goed mogelijk dat deze prijsstijging niet alleen het gevolg is van vraagveranderingen, maar ook te wijten is aan veranderingen aan de aanbodkant van de woningmarkt. Zo toonde de balanstest in H5 aan dat de woningvoorraad in de Randstadprovincies significant verschilt van de woningvoorraad in de landelijke provincies. De bevindingen uit het Basismodel (1) kunnen daarom als naïef beschouwd worden en geven waarschijnlijk geen accurate weergave van het werkelijke treatmenteffect.

Om het treatmenteffect β , met betrekking tot de interactieterm van de treatmentdummy D en de tijdsdummy T , nauwkeuriger te schatten is de controlevariabele *Woningvoorraad* toegevoegd in het tweede DiD-model. Dit Geavanceerde model (2) regresseert de IAH als onderzoeksvariabele en de woningvoorraad als controlevariabele op de geïndexeerde woningprijzen in Nederland. Ook na het controleren voor het totaal aantal woningen per regio blijft het treatmenteffect met een coëfficiënt van 5.643 sterk positief. Het Geavanceerde model (2) laat dus zien dat de PBK met 5,64 procent stijgt ten opzichte van 2010 als gevolg van het inkomensafhankelijke huurbeleid. Dit geschatte effect is tevens statistisch significant op een 0,1% niveau.

Opvallend is dat de toevoeging van de woningvoorraad in model (2) resulteert in een daling van het treatmenteffect met bijna 2 procentpunt vergeleken met het Basismodel (1). Blijkbaar was een deel van de prijsstijging in model (1) niet te wijten aan de invoering van de IAH, maar het gevolg van verschillen en veranderingen aan de aanbodkant van de woningmarkt. Een mogelijke verklaring voor de afname van coëfficiënt β in het Geavanceerde model (2) kan zijn dat er in de negen landelijke provincies relatief gezien meer woningen gebouwd zijn¹², waardoor de PBK in de controlegroep dus minder toenam en het treatmenteffect te hoog werd geschat. Deze gedachtegang is ook in overeenstemming met het negatieve teken van coëfficiënt δ behorende bij de controlevariabele *Woningvoorraad*. Model (2) geeft aan dat een toename van de totale woningvoorraad met duizend huizen leidt tot een significante daling van de geïndexeerde woningprijzen in Nederland met 0,023 procent. Deze gevonden negatieve relatie tussen het woningaanbod en de woningprijs is conform met de economische wetenschap met betrekking tot vraag en aanbod.

Tabel 6.1: Difference-in-Difference regressieresultaten voor het treatmenteffect van de IAH op de Prijsindex Bestaande Koopwoningen

Variabele	(1) Basis	(2) Geavanceerd	(3) Vertraging 1 jaar	(4) Vertraging 2 jaar
Treatment β ($D_i \times T_t$)	7.429*** (0.883)	5.643*** (0.918)		
Treatment β 1 jaar vertraagd ($D_i \times T_{t+4}$)			6.254*** (0.870)	
Treatment β 2 jaar vertraagd ($D_i \times T_{t+8}$)				6.849*** (0.835)
Woningvoorraad δ		-0.023*** (0.004)	-0.032*** (0.003)	-0.044*** (0.004)
R ² (adjusted)	0.994	0.995	0.996	0.996
Observaties	1116	1116	1068	1020

*De Prijsindex Bestaande Koopwoningen is bepaald met de verkoopprijzen in 2010 als referentiejaar (2010 = 100), het moment van treatment voor de Randstad is 2013k3 (Basis & Geavanceerd), respectievelijk 2014k3 (Vertraging 1 jaar) en 2015k3 (Vertraging 2 jaar) en de controlevariabele Woningvoorraad is uitgedrukt in duizendtallen; Standaardfouten robuust geschat en tussen haakjes; significantie gegeven door * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$*

¹² Deze redenering correspondeert met de bevindingen van Saiz (2010). De Randstad wordt geografisch gezien in hoge mate beperkt door de Noordzee en het IJsselmeer waardoor er sprake kan zijn van een meer in-elastische woningmarkt.

Waar het Geavanceerde model (2) stelt dat de invoering van de IAH onmiddellijk invloed heeft op de doorstroming van de woningmarkt, en daarmee direct effect heeft op de woningprijzen, zal er in werkelijkheid altijd enige vorm van vertraging bestaan. Zoals besproken in het Theoretisch Kader is de beslissing om te verhuizen zeer gecompliceerd doordat meerdere levenscyclus factoren een rol spelen. Het zal daarom zelden voorkomen dat een huurder in de sociale huursector op het moment van invoering van de IAH gelijk besluit om op zoek te gaan naar een (goedkope) koopwoning. Het derde model in Tabel 6.1 houdt rekening met deze vertraging in de reactie van vragers. Hierbij veronderstel ik dat het gemiddeld een jaar duurt voordat een scheefhuurder met een inkomensafhankelijke huurtoeslag werkelijk besluit om te verhuizen.

Het treatmenteffect in het Vertraging-1-jaar model (3) is niet geschat op het moment dat de IAH feitelijk wordt ingevoerd (2013k3), maar op het moment dat de IAH zoals beredeneerd werkelijk voor een vraagtoename zorgt op de markt van koopwoningen (2014k3). De treatment coëfficiënt β hoort in dit vertraagde DiD-model dus bij de tijdsdummy T_{t+4} , waarbij de woningprijzen van de Randstadprovincies vanaf 2014k3 dus onderdeel uitmaken van de post-treatment observaties. Het aantal waarnemingen in de DiD-analyse van model (3) neemt door deze transformatie af met 48.

De regressieresultaten van het Vertraging-1-jaar model (3) zijn geschat met de toevoeging van de woningvoorraad als controlevariabele. Het effect van de IAH op de PBK, 4 kwartalen na de feitelijke invoering, is sterk positief met een coëfficiënt van 6.254. Dit treatmenteffect is eveneens significant op een 0,1% niveau. Hieruit blijkt dus dat de met een jaar vertraagde IAH leidt tot een stijging van de woningprijzen met 6,25 procent ten opzichte van het basisjaar 2010. Vergeleken met het Geavanceerde model (2) is de stijging van de woningprijzen in model (3) ongeveer 0,6 procentpunt hoger. Verder is het effect van een toename in de Nederlandse woningvoorraad op de verkoopprijzen van koopwoningen ook in dit model significant, met een coëfficiënt van -0.032¹³.

Het laatste Difference-in-Difference model in Tabel 6.1 is het Vertraging-2-jaar model (4). Waar de vertraging in model (3) enkel gebaseerd is op de reactiesnelheid van de scheefhuurders, veronderstel ik in model (4) dat de vertraging een combinatie is van huurders die niet onmiddellijk reageren, en verhuurders die niet direct de maximale IAH invoeren. Uit de beleidsevaluatie van het

¹³ Op het eerste gezicht lijkt het effect van de variabele *Woningvoorraad* mogelijk verwaarloosbaar. Echter heb ik een aantal ruwe berekeningen gedaan op mijn dataset. Hieruit blijkt dat de totale woningvoorraad in Nederland over de periode 1995 tot 2018 elk kwartaal gemiddeld met bijna 17 duizend toeneemt. Een zogezegde *back-of-the-envelope calculation* op basis van δ uit model (3) toont mij dus dat de woningprijzen gemiddeld per jaar met 2,18 procent dalen.

ING Economisch Bureau (2017) blijkt dat in 2013 slechts 66 procent van de verhuurders de huur verhoogden met de maximale huurtoeslag. Aan de aanbodkant van de sociale huurmarkt voeren dus niet alle verhuurders de volledige inkomensafhankelijke huurverhoging door en aan de vraagkant van de sociale huurmarkt reageren niet alle huurders direct op deze huurprijsstijging. Dit resulteert in mijn veronderstelling dat het gemiddeld twee jaar duurt voordat de IAH daadwerkelijk een effect heeft op de doorstroming van huishoudens van de huurmarkt naar de koopwoningmarkt. Model (4) toont de resultaten van deze laatste DiD-vergelijking, waarbij de coëfficiënten als gevolg van de transformatie geschat zijn op basis 1020 observaties: het minste aantal van de vier modellen.

Het Vertraging-2-jaar model (4) regresseert dus het effect van de IAH vertraagd met twee jaar, op de woningprijzen in Nederland waarbij tevens gecontroleerd wordt voor veranderingen in de woningvoorraad. Hierbij neemt de tijdsdummy T_{t+8} de waarde '1' aan in het derde kwartaal van 2015 (2015k3). Het treatmenteffect β in model (4) is 6.849, dit betekent dat de woningprijzen in Nederland met 6,85 procent stijgen ten opzichte van 2010 als gevolg van de IAH met een vertraging van acht kwartalen. Ook in het Vertraging-2-jaar model (4) is de impact van het inkomensafhankelijke huurbeleid op de PBK sterk significant op een niveau van 0,1%.

Het is bovendien zeer interessant dat de procentuele prijsstijging in dit laatste model groter is dan het treatmenteffect van de IAH in 2013k3, respectievelijk 2014k3. Op de eerste plaats zou dit voort kunnen komen uit de besproken vertraging van sociale huurders in hun besluit om te verhuizen. Een andere mogelijke verklaring voor de steeds hogere coëfficiënt β naarmate het aantal vertraagde perioden toeneemt, is het feit dat de IAH door steeds meer sociale verhuurders maximaal wordt doorgevoerd. Daarnaast is de extra huurtoeslag niet eenmalig, maar wordt de huurprijs jaarlijks op 1 juli verhoogd waardoor de huren voor goedkope scheefwoners in de loop der jaren meer dan proportioneel stijgen. Zoals Tabel A1 aangeeft kunnen de huurprijzen voor huurders in de hoogste inkomensgroep zeer snel oplopen tot een punt waarop een huishouden zich genoodzaakt voelt om te verhuizen naar een goedkope koopwoning. Kortom hoe langer de vertraging en daarmee hoe langer de IAH al bestaat, des te groter het treatmenteffect op de PBK.

Tot besluit kan de gestelde hypothese, dat de wet IAH een positief effect heeft op de verkoopprijzen van de koopwoningen in Nederland, op basis van de resultaten niet verworpen worden. De bevindingen van de DiD-analyse tonen zelfs een aanzienlijke procentuele prijsstijging die groter wordt naarmate het treatmenteffect van de IAH met een langere vertragingperiode wordt geschat.

7. Robuustheid Controles

In deze sectie bespreek ik de robuustheid van de gevonden resultaten in H6. Hierbij controleer ik eerst in hoeverre er voldaan wordt aan de fundamentele aanname voor een zuivere Difference-in-Difference schatting: de parallelle trend assumptie (PTA). Vervolgens bestudeer ik de vier modellen uit de resultatensectie middels het *Schwarz criterion* (BIC) om te bepalen welk model het best passend is in dit onderzoek.

Zoals besproken in de methodiek kan het DiD-ontwerp rekening houden met niet-waargenomen en tevens over tijd variërende factoren, mits deze niet-waargenomen factoren de treatment- en controlegroep in gelijke mate beïnvloeden. Het is dus essentieel dat de trend in de ontwikkeling van woningprijzen voor de Randstadprovincies, voor het moment van treatment, parallel loopt met de trend van de landelijke provincies. Om deze parallelle trend assumptie (PTA) te controleren kan als eerste Figuur A3 in de Appendix bestudeerd worden. Figuur A3 toont de ontwikkeling van de PBK tussen 1995 en 2018 voor drie regio's en is daarmee een uitbreiding op Figuur 5.2 uit de datasectie. Als extensie van de oorspronkelijke dataset geeft deze grafiek naast de woningprijzen van de Randstadprovincies en de landelijke provincies, ook de prijsontwikkeling van de vier grootste Randstadsteden. De groene lijn toont dus de ontwikkeling van de gemiddeld gewogen PBK van de vier grootste steden in de Randstad: Amsterdam, Rotterdam, Den Haag en Utrecht. De stedelijke woningprijzen in deze alternatieve dataset zijn eveneens afkomstig van het CBS (2018).

Wanneer Figuur A3 wordt gebruikt om de PTA te beoordelen, valt direct op dat de groene lijn niet evenwijdig loopt aan de blauwe en de gele lijn. De toevoeging van de prijsontwikkeling van koopwoningen in de grootste Randstadsteden is daarom zeer nuttig om te laten zien wanneer de PTA geschonden wordt¹⁴. Met name vanaf 2003 lopen de woningprijzen in de Randstadsteden niet meer parallel met de Randstad- en de landelijke provincies. Daarentegen toont Figuur A3 dat de PBK van de treatment- en controlegroep weldegelijk evenwijdig lopen over de gehele periode vanaf 1995 tot 2013k3. Op basis van de grafiek kan de PTA van de DiD-analyse dus niet verworpen worden. Deze gevolgtrekking is in overeenkomst met de uitkomsten van de balans-test in H5.

¹⁴ Het initiële plan was om de Prijsindex Bestaande Koopwoningen van de vier grootste Randstadsteden te gebruiken als tweede treatmentgroep in het DiD-ontwerp. Echter voldoet de dataset, zoals aangetoond, niet aan de PTA waardoor deze gegevens onbruikbaar zijn om het effect van de IAH op de woningprijzen in Nederland te schatten.

Naast een diagnose van de gemeenschappelijke trends op basis van Figuur A3, kan de parallelle trend assumptie ook officieel statistisch getest worden. Als tweede controleer ik daarom of er voldaan wordt aan de PTA met behulp van placebo tests (Yamamoto; MIT, 2016). De placebo test onderzoekt of er al een treatmenteffect is voordat de treatment werkelijk plaats heeft gevonden. In het geval van mijn DiD-analyse zou dit dus betekenen dat de IAH al een impact heeft op de woningprijzen voorafgaand aan 2013k3. Hierdoor zouden de trends wat betreft de woningprijzen van de Randstadprovincies en de landelijke provincies niet parallel lopen. De placebo test stelt mij dus in staat om te toetsen of de uitkomsten van de treatmentgroep in de *post-treatment* periode, dezelfde ontwikkeling hadden gevolgd als de uitkomsten van de controlegroep, bij afwezigheid van de IAH.

Om de placebo test uit te voeren moet de bestaande Difference-in-Difference vergelijking uit H4 aangepast worden. Hierbij worden er voorsprongen (*leads*) toegevoegd aan het Geavanceerde DiD-model (2). Deze voorsprongen schatten het zogenaamde treatmenteffect vlak voordat de treatment werkelijk ingevoerd is en tonen daarmee het placebo effect van de IAH op de woningprijzen in Nederland. De placebo DiD-vergelijking wordt als volgt opgesteld:

$$Y_{it} = \alpha + \rho D_i + \gamma T_t + \sum_{j=0}^q \beta_j (D_i \times T_{t-j}) + \delta X_{it} + \varepsilon_{it},$$

$$D = \{0, 1\} \quad T = \{0, 1\} \quad j = \{1, 4\}$$

De belangrijkste verschillen met het originele DiD-ontwerp zal ik kort toelichten. In deze placebo DiD wordt de voorsprong, oftewel het aantal perioden voorafgaand aan de invoering van de IAH in 2013k3, aangegeven door j . De tijdsdummy T_{t-j} neemt dus de waarde ‘1’ aan voor de specifieke placebo treatmentperiode. Hierbij toont de bijbehorende coëfficiënt β_j het geschatte placebo effect op de PBK op moment $t - j$. Om te voldoen aan de PTA moet het placebo effect β_j een redelijk verwaarloosbare omvang hebben of insignificant zijn voor $j > 0$, want vlak voor de IAH dient er dus nog geen effect te zijn op de woningprijzen. Belangrijk in de placebo test is het sommatieteken. Dit geeft aan dat zowel het placebo effect β_j , als het standaard treatmenteffect β worden

meegenomen in de regressie. De reden hiervoor is dat de placebo alleen het specifieke effect hoort te meten van het kleine interval voorafgaand aan de IAH. Waarbij het standaard treatmenteffect dus gebaseerd is op de gehele periode vanaf 2013k3, schat het placebo effect enkel en alleen de korte placebo periode $t - j$ vlak voor 2013k3.

De regressieresultaten van de placebo test zijn weergegeven in Tabel 7.1. Hierbij toets ik de parallelle trend assumptie aan de hand van vier modellen. Model (1) en (2) zijn geschat met behulp van een voorsprong van één kwartaal ($j = 1$) en model (3) en (4) met een voorsprong van één jaar ($j = 4$). Verder toont het Basismodel steeds de eenvoudige regressie zonder controlevariabele. Daarentegen is de variabele *Woningvoorraad* wel toegevoegd in de beide Geavanceerde modellen.

Tabel 7.1: DiD-regressieresultaten van de placebo tests om te controleren of de prijsontwikkeling van koopwoningen in de Randstadprovincies ten opzichte van de Landelijke provincies voldoen aan de parallelle trend assumptie

Variabele	(1) 1 kwartaal - Basis	(2) 1 kwartaal - Geavanceerd	(3) 1 jaar - Basis	(4) 1 jaar - Geavanceerd
Treatment β ($D_i \times T_t$)	4.786*** (0.825)	4.549*** (0.820)	3.791*** (0.688)	3.585*** (0.685)
Placebo $\beta_{j=1}$ 1 kwartaal ($D_i \times T_{t-1}$)	2.287*** (0.176)	0.785* (0.319)		
Placebo $\beta_{j=4}$ 1 jaar ($D_i \times T_{t-4}$)			2.265*** (0.190)	0.871* (0.394)
Woningvoorraad δ		-0.022*** (0.004)		-0.020*** (0.005)
Observaties	1104	1104	1068	1068

*De placebo tests zijn uitgevoerd op basis van eerdere perioden waarbij $\beta_{j=1}$ het placebo effect schat op 2013k2, dus 1 kwartaal voor de werkelijke invoering van de IAH, en $\beta_{j=4}$ het placebo effect schat op 2012k3, dus 1 jaar voor de werkelijke invoering van de IAH; De PBK is bepaald met de verkoopprijzen in 2010 als referentiejaar (2010 = 100) en de controlevariabele Woningvoorraad is uitgedrukt in duizendtallen; Standaardfouten robuust geschat en tussen haakjes; significantie gegeven door * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$*

Het 1-kwartaal-Basis model (1) in Tabel 7.1 toont een sterk significant placebo effect van 2.287. Dit betekent dat de woningprijzen, één kwartaal voordat de IAH werkelijk ingevoerd is, al met 2,29 procent stijgen ten opzichte van het referentiejaar 2010. Deze prijsstijging van de koopwoningen in Nederland van 2,29 procent in 2013k2, bij afwezigheid van treatment, is redelijk opmerkelijk. Bovendien is de coëfficiënt van het standaard treatmenteffect β met 4.786 een stuk lager dan het gevonden effect in hetzelfde model van Tabel 6.1 uit de resultatensectie. Op basis van model (1) lopen de woningprijzen in de Randstadprovincies niet evenwijdig met de landelijke provincies, en wordt de PTA in dit onderzoek dus geschonden.

Echter laat het 1-kwartaal-Geavanceerde model (2) andere interessante resultaten zien. De toevoeging van de woningvoorraad zorgt ervoor dat de omvang van het placebo effect aanzienlijk afneemt tot 0.785. Dit is ruim 1,5 procentpunt lager dan in het Basismodel (1). Daarnaast is het placebo effect niet meer statistisch significant op een 1% niveau. Er kan dus gesteld worden dat de procentuele stijging van de woningprijzen in de placebo periode vooral komt door veranderingen aan de aanbodkant van de woningmarkt. Uiteindelijk kan de PTA op basis van model (2) dus niet verworpen worden doordat er gecontroleerd wordt voor de woningvoorraad.

In model (3) en (4) is het placebo effect geschat op basis van een voorsprong van één jaar in plaats van één kwartaal, waarbij het laatstgenoemde model tevens controleert voor het totaal aantal woningen per regio. De uitkomsten van deze twee modellen zijn in overeenstemming met de bevindingen van model (1) en (2). Ook bij een voorsprong van één jaar leidt de toevoeging van de woningvoorraad tot een sterke afzwakking van het placebo effect, ditmaal tot 0.871 in model (4). Dit placebo effect gericht op 2012k3 is eveneens niet significant op een 1% niveau.

De bevindingen uit de resultatensectie kunnen dus naast sterk significant ook gekwalificeerd worden als behoorlijk robuust. Het is hierbij noemenswaardig dat de fundamentele PTA in deze DiD-analyse stand houdt ondanks de behoorlijk lange tijdsperiode van ruim 23 jaar. Over het algemeen geldt dat de PTA zich vaker staande houdt op de korte termijn. Zo zouden er in deze 23 jaar veel over tijd variërende factoren kunnen bestaan die de woningprijzen in de Randstad anders beïnvloeden dan de woningprijzen in de overige negen provincies. Echter blijkt de toevoeging van de controlevariabele *Woningvoorraad*, om te controleren voor verschillen en tevens veranderingen aan de aanbodkant van de woningmarkt, het redmiddel voor de parallelle trends voorafgaand aan het inkomensafhankelijke huurbeleid.

Ten slotte heb ik de vier DiD-modellen uit de resultatensectie vergeleken op basis van het *Schwarz criterion* (BIC), waarbij de kleinste BIC-waarde het best passende model representeert. De exacte *Bayesian information criterion* (BIC) vergelijking wordt getoond in Tabel A4 in de Appendix. Hierbij zijn het Basismodel (1), het Geavanceerde model (2) en het Vertraging-1-jaar model (3) geschat met behulp van een gelijke steekproef als het Vertraging-2-jaar model (4), namelijk 1020 observaties. Tabel A4 laat zien dat model (4) waarbij het treatmenteffect van de IAH met een vertraging van 2 jaar wordt geschat, het beste scoort met een BIC-waarde van 830.775. Zoals besproken bij de resultaten in H6 is dit tevens het model met het sterkste effect van de inkomensafhankelijke huurverhoging op de Nederlandse woningprijzen. Logischerwijs draagt het feit dat het 2 jaar vertraagde treatmenteffect de grootste coëfficiënt geeft, bij aan de beste BIC-waarde van model (4). Daarnaast scoort het Basismodel (1) met een BIC-waarde van 967.948 duidelijk het slechtst. De toevoeging van de woningvoorraad, om te controleren voor aanbod veranderingen op de huizenmarkt, kan daarom naast de theoretische en economische onderbouwing ook statistisch op basis van het *Schwarz criterion* gesteund worden.

8. Conclusie en Discussie

In dit onderzoek heb ik de relatie tussen de markt van huurwoningen en de markt van koopwoningen in Nederland bestudeerd. Hierbij heb ik de volgende onderzoeksvraag geanalyseerd:

“Heeft de inkomensafhankelijke huurverhoging (IAH), ingevoerd op 1 juli 2013 om de doorstroming op de huurmarkt te bevorderen, een positief effect op de verkoopprijzen van koopwoningen in Nederland?”

De Difference-in-Difference analyse, inclusief de controlevariabele *Woningvoorraad*, toont een stijging van de woningprijzen van 5,64 procent ten opzichte van het basisjaar 2010. De invoering van de IAH heeft dus een behoorlijk sterk positief effect op de verkoopprijzen van koopwoningen in Nederland. Dit geschatte treatmenteffect is bovendien statistisch significant. Ervan uitgaande dat sociale huurders niet direct reageren op de extra huurtoeslag, is het DiD-model ook geschat met een vertraging van een jaar. De stijging van de woningprijzen, als gevolg van de IAH vertraagd met een jaar, is met 6,25 procent zelfs groter dan het treatmenteffect gemeten op 2013k3. Het laatste model, waarin verondersteld wordt dat zowel de huurders als de verhuurders vertraagd reageren, schat de impact van de IAH op de woningprijzen met een vertraging van twee jaar. In dit model is de prijsstijging het grootst, namelijk een toename van 6,85 procent ten opzichte van 2010. Ook in de twee vertraagde modellen is het treatmenteffect in beide gevallen statistisch significant, waarbij telkens gecontroleerd wordt voor veranderingen in de woningvoorraad. Concluderend heeft de IAH een sterk positief en tevens significant effect op de woningprijzen in Nederland. Dit effect wordt groter naarmate het treatmenteffect met een langere vertragingperiode wordt geschat.

Op basis van deze resultaten kunnen er vraagtekens worden gezet bij de effectiviteit van de IAH. Waar de IAH bedoeld is om goedkope scheefhuur tegen te gaan en de doorstroming op de woningmarkt te bevorderen, lijkt deze beleidsmaatregel averechts te werken op de markt van koopwoningen. De stijgende woningprijzen als gevolg van het inkomensafhankelijke huurbeleid kunnen juist ontmoedigend werken voor de doorstroming van huurders naar een koopwoning. Het doeltreffende effect van de IAH dat hogere inkomens gestimuleerd worden om te verhuizen, kan dus verdrongen worden door het ontmoedigende effect van de hogere koopwoningprijzen. Vanuit

dit perspectief komt de conclusie van het kritische ING (2017) rapport redelijk overeen met de bevindingen in mijn onderzoek: de doorstroming op de sociale huurmarkt staat nog steeds onder druk doordat alternatieven, zoals (goedkope) koopwoningen, niet bereikbaar zijn. Het grote verschil tussen beide onderzoeken is echter dat ik in mijn analyse de brug sla van de sociale huurmarkt naar de koopwoningmarkt, waardoor het effect van de IAH indirect bestudeerd wordt.

Een mogelijke oplossing voor de krapte op de koopwoningmarkt en daarmee de hoge woningprijzen kan ook gevonden worden in dit onderzoek. Hoewel het geschatte negatieve effect van de woningvoorraad op de woningprijzen niet geïnterpreteerd kan worden als een causaal verband, kan dit negatieve teken wel uitkomst bieden. De overheid zou ervoor kunnen kiezen om zich te focussen op het bouwen van huizen waardoor het woningaanbod toeneemt en de koopwoningen in Nederland betaalbaar blijven. Waarschijnlijk is het bouwen van extra woningen dus effectiever in het bevorderen van de doorstroming op de woningmarkt dan de huidige IAH.

Bij het interpreteren van de resultaten is het van belang om rekening te houden met het *Fuzzy DiD*-ontwerp. In dit onderzoek bestaat er geen pure scheiding tussen de Randstadprovincies die de treatment volledig zouden moeten ontvangen, en de landelijke provincies die de treatment volledig zouden moeten mislopen. Op basis van Nederlandse data vóór de invoering van de wet, en de theorie van De Chaisemartin en D'Haultfœuille (2017), onderbouw ik dat de mate van treatment het hoogst is in de Randstad. Desondanks krijgen beide regio's in werkelijk te maken met de IAH. Iemand zou daarom een alternatief onderzoek kunnen aandragen waarin Nederland als geheel geldt als treatmentgroep en een buurland zonder IAH zoals België geldt als controlegroep. Toch verwacht ik dat een dergelijke analyse minder accuraat is in het vaststellen van het effect van de IAH op de woningprijzen. Het vergelijken van twee verschillende landen betekent ook twee woningmarkten met totaal verschillende karakteristieken en een ander soort overheidsregulering.

Verder is het belangrijk om bedacht te zijn op eventuele andere factoren naast de IAH die de Randstadprovincies en de landelijke provincies, in de specifieke periode ná 2013k3, verschillend hebben beïnvloed. De opvallendste ontwikkeling in de Randstad ten opzichte van de overige negen provincies is het omvangrijke toerisme van de laatste jaren. De gespannen woningmarkt in steden als Amsterdam en Rotterdam wordt mede veroorzaakt door toerisme in combinatie met de introductie van Airbnb. Ondanks de robuuste uitkomsten van de balans- en placebo tests, is het daarom denkbaar dat de woningprijzen na de invoering van de IAH niet meer parallel hadden

gelopen bij afwezigheid van de treatment. Hierdoor zou het effect van toerisme wellicht meegenomen zijn in het geschatte treatmenteffect van de IAH op de woningprijzen. Ik heb in de DiD-analyse dus niet kunnen controleren voor mogelijke vraag- en prijsstijgingen door de toenemende mate van toerisme in de grootste steden van de Randstad.

Tot slot is de geliberaliseerde huurmarkt in dit onderzoek redelijk buiten beschouwing gelaten. Echter vindt de doorstroming als gevolg van de IAH niet alleen plaats tussen de sociale huurmarkt en de koopwoningmarkt. Er zullen ook huishoudens zijn die door de extra huurverhoging op zoek gaan naar een (duurdere) huurwoning in de vrije sector. Een soortgelijk onderzoek naar het effect van de IAH op de huurprijzen in de geliberaliseerde sector zou zeer interessant zijn als aansluitend vervolgonderzoek. Doordat Nederland een redelijk kleine vrije huursector heeft, is hiervoor mogelijk meer specifieke data nodig zoals gegevens van de huur enquête van het grootschalige Nederlandse Woon Onderzoek. Uiteindelijk zouden de bevindingen van beide onderzoeken samengevoegd kunnen worden om de totale balans op te maken wat betreft het effect van de IAH op de prijzen van de alternatieve woonopties in Nederland.

Literatuurlijst

- Boelhouwer, P. (2002) Trends in Dutch Housing Policy and the Shifting Position of the Social Rented Sector. *Urban Studies*, 39(2), 219-235. doi:
<https://doi.org/10.1080/00420980120102939>
- Centraal Bureau voor de Statistiek (2011). *Oorzaken afwijkingen woningvoorraad in de BAG ten opzichte van het woningregister*. Geraadpleegd van <https://www.cbs.nl/nl-nl/achtergrond/2011/38/oorzaken-afwijkingen-woningvoorraad-in-de-bag-ten-opzichte-van-het-woningregister>
- Centraal Bureau voor de Statistiek. (2012). *Trendbreuk Woningvoorraad*. Geraadpleegd van <https://www.cbs.nl/nl-nl/onze-diensten/methoden/onderzoeksomschrijvingen/aanvullende%20onderzoeksbeschrijvingen/trendbreuk-woningvoorraad>
- Centraal Bureau voor de Statistiek. (2014). *Prijsindex Bestaande Koopwoningen methodebeschrijving*. Geraadpleegd van <https://www.cbs.nl/-/media/imported/onze%20diensten/methoden/dataverzameling/aanvullende%20onderzoeksbeschrijvingen/documents/2014/08/2014-prijsindex-bestaande-koopwoningen-pub.pdf?la=nl-nl>
- Centraal Bureau voor de Statistiek. (2014, 9 januari). *Veranderingen in de woningvoorraad; 1995-2011* [Dataset]. Geraadpleegd van <http://statline.cbs.nl/Statweb/publication/?DM=SLNL&PA=37263&D1=0&D2=0,5-16,128,317,608,689&D3=0-3,5-8,10-13,15-18,20-23,25-28,30-33,35-38,40-43,45-48,50-53,55-58,60-63,65-68,70-73,75-78,80-83&HDR=T&STB=G1,G2&VW=T>
- Centraal Bureau voor de Statistiek. (2014, 4 maart). *Woningvoorraad naar eigendom; regio, 2006-2012* [Dataset]. Geraadpleegd van <http://statline.cbs.nl/Statweb/publication/?DM=SLNL&PA=71446ned&D1=0-2,6-7&D2=0,5-16,122,245,443,500&D3=a&HDR=T&STB=G1,G2&VW=T>

Centraal Bureau voor de Statistiek. (2017). *Inkomensafhankelijk Huurbeleid*. Geraadpleegd van <https://www.cbs.nl/nl-nl/artikelen/nieuws/2017/36/laagste-huurstijging-sinds-2010/inkomensafhankelijk-huurbeleid>

Centraal Bureau voor de Statistiek. (2017, 7 september). *Huurverhoging woningen; regio* [Dataset]. Geraadpleegd van <http://statline.cbs.nl/Statweb/publication/?DM=SLNL&PA=83162NED&D1=a&D2=5-20&D3=a&VW=T>

Centraal Bureau voor de Statistiek. (2017, 3 november). *Voorraad woningen; eigendom, type verhuurder, bewoning, regio* [Dataset]. Geraadpleegd van <http://statline.cbs.nl/Statweb/publication/?DM=SLNL&PA=82900NED&D1=0-2&D2=0&D3=0,6-18,75,190,365,416&D4=a&HDR=G1,T&STB=G2,G3&VW=T>

Centraal Bureau voor de Statistiek. (2018). *Prijzen koopwoningen op hoogste niveau ooit*. Geraadpleegd van <https://www.cbs.nl/nl-nl/nieuws/2018/25/prijzen-koopwoningen-op-hoogste-niveau-ooit>

Centraal Bureau voor de Statistiek. (2018, 22 januari). *Bestaande koopwoningen; regio; verkoopprijzen prijsindex 2010=100;1995-2017* [Dataset]. Geraadpleegd van <http://statline.cbs.nl/Statweb/publication/?DM=SLNL&PA=81885NED&D1=0,3&D2=0,5-20&D3=0-3,5-8,10-13,15-18,20-23,25-28,30-33,35-38,40-43,45-48,50-53,55-58,60-63,65-68,70-73,75-78,80-83,85-88,90-93,95-98,100-103,105-108,110-113&HDR=T&STB=G1,G2&VW=T>

Centraal Bureau voor de Statistiek. (2018, 20 april). *Bestaande koopwoningen; verkoopprijzen; regio; prijsindex 2015=100* [Dataset]. Geraadpleegd van <http://statline.cbs.nl/Statweb/publication/?DM=SLNL&PA=83913NED&D1=0,3&D2=0,5-20&D3=0-3,5-8,10-13,15-18,20-23,25-28,30-33,35-38,40-43,45-48,50-53,55-58,60-63,65-68,70-73,75-78,80-83,85-88,90-93,95-98,100-103,105-108,110-113,1&HDR=T&STB=G1,G2&VW=T>

Centraal Bureau voor de Statistiek. (2018, 29 juni). *Voorraad woningen en niet-woningen; mutaties, gebruiksfunctie, regio* [Dataset]. Geraadpleegd van <http://statline.cbs.nl/Statweb/publication/?DM=SLNL&PA=81955NED&D1=0&D2=1&>

D3=0,516,72,187,363,414&D4=3,7,11,15,20,24,28,32,37,41,45,49,54,58,62,66,71,75,79,
83,88,92,96,100,1&HDR=G1,T&STB=G2,G3&VW=T

Chaisemartin, C. de. & Haultfœuille, X. de. (2017). Fuzzy Differences-in-Differences. *The Review of Economic Studies* 85(2), 999-1028. doi: <https://doi.org/10.1093/restud/rdx049>

Dieleman, F. M. & Everaers, P. C. J. (1994). From renting to owning: Life course and housing market circumstances. *Housing Studies*, 9(1), 11-25. doi:10.1080/02673039408720772

Égert, B. & Mihaljek, D. (2007). Determinants of House Prices in Central and Eastern Europe. *Comparative Economic Studies* 49(3), 367-388.

Englund, P. & Ioannides, Y.M. (1997). House price dynamics: An international empirical perspective. *Journal of Housing Economics* 6(2), 119-136. doi: <https://doi.org/10.1006/jhec.1997.0210>

Goodman, A.C. (1988). An econometric model of housing price, permanent income, tenure choice, and housing demand. *Journal of Urban Economics*, 23(3), 327-353. doi: [https://doi.org/10.1016/0094-1190\(88\)90022-8](https://doi.org/10.1016/0094-1190(88)90022-8)

Haan, J. de., Wal, E. van der. & Vries, P. de. (2009). The Measurement of House Prices: A Review of the Sale Price Appraisal Ratio Method. *Journal of Economic and Social Measurement*, 34(2), 51-86. doi: 10.3233/JEM-2009-0317

Hekwolter of Hekhuis, M., Nijskens R. & Heeringa W. (2017). *De Nederlandsche Bank: De woningmarkt in de grote steden*. Geraadpleegd van https://www.dnb.nl/binaries/OS%20Huizenmarkt_tcm46-358879.pdf

ING Economisch Bureau. (2017). *Doorstroming huurmarkt onder druk: Inkomensafhankelijke huurverhogingen hebben weinig effect*. Geraadpleegd van https://www.ing.nl/media/ING_EBZ_doorstroming-huurmarkt-onder-druk_tcm162-130805.pdf

Ioannides, Y. M. (1987). Residential mobility and housing tenure choice. *Regional Science and Urban Economics*, 17(2), 265-287. doi: [https://doi.org/10.1016/0166-0462\(87\)90050-0](https://doi.org/10.1016/0166-0462(87)90050-0)

- Kromhout, S., Berkhout, P., Dorigo, M. Kessel, E. van. & Bakker, W. (2016). *Eindrapportage 'Huurprijs als verhuisprikkel'. Evaluatie van de inkomensafhankelijke huurverhoging uitgevoerd door RIGO, in opdracht van het Ministerie van BZK*. Geraadpleegd van <https://www.rijksoverheid.nl/documenten/rapporten/2016/06/28/rapport-huurprijs-als-verhuisprikkel-evaluatie-van-de-inkomensafhankelijke-huurverhoging>
- McQuinn, K. & O'Reilly, G. (2008). Assessing the role of income and interest rates in determining house prices. *Economic Modelling*, 25(3), 377-390. doi: <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2007.06.010>
- Mills, E.S. (1990). Housing Tenure Choice. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 3(4), 323-331. doi: <https://doi.org/10.1007/BF00178856>
- Ministerie van Binnenlandse Zaken en Koninkrijksrelaties. (2007). *Rapport 'Een essay over passend wonen'*. Geraadpleegd van <https://www.rijksoverheid.nl/documenten/rapporten/2007/06/25/een-essay-over-passend-wonen>
- Ministerie van Binnenlandse Zaken en Koninkrijksrelaties. & Centraal Bureau voor de Statistiek. (2016). *Rapport 'Wonen in Beweging'. De resultaten van het Woon Onderzoek Nederland 2015*. Geraadpleegd van <https://www.rijksoverheid.nl/onderwerpen/huurverhoging/documenten/rapporten/2016/04/01/rapport-wonen-in-beweging>
- Morrow-Jones, H. A. (1988). The Housing Life-Cycle and the Transition from Renting to Owning a Home in the United States: A Multistate Analysis. *Environment and Planning A*, 20(9), 1165-1184. doi: <https://doi.org/10.1068/a201165>
- Philipsen, W. & Blijie, B. (2013). *Rapport 'Analyse Scheefwonen'. Een analyse van scheefwonen op basis van het Woon Onderzoek Nederland 2012 uitgevoerd door ABF Research, in opdracht van het Ministerie van BZK*. Geraadpleegd van <https://www.rijksoverheid.nl/documenten/rapporten/2013/06/24/rapport-analyse-scheefwonen>
- Rijksoverheid. (2018). *Aanpak Scheefwonen*. Geraadpleegd van <https://www.rijksoverheid.nl/onderwerpen/huurverhoging/aanpak-scheefwonen>

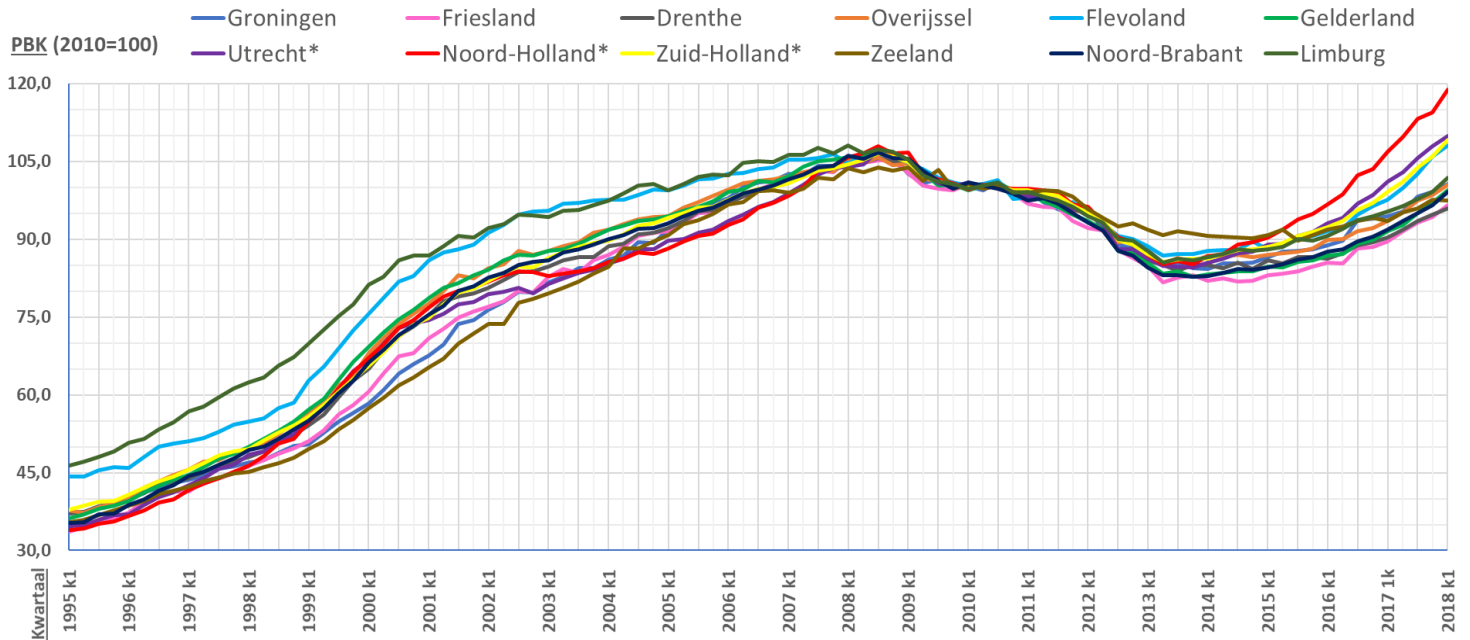
- Rijksoverheid. (2018). *Wat is het verschil tussen een sociale-huurwoning en een huurwoning in de vrije sector?* Geraadpleegd van <https://www.rijksoverheid.nl/onderwerpen/huurwoning/vraag-en-antwoord/verschil-sociale-huurwoning-woning-vrije-sector>
- Saiz, A. (2010). The geographic determinants of housing supply. *The Quarterly Journal of Economics*, 125(3), 1253-1296. doi: <https://doi.org/10.1162/qjec.2010.125.3.1253>
- Sinai, T. & Souleles, N.S. (2005). Owner-Occupied Housing as a Hedge Against Rent Risk. *The Quarterly Journal of Economics*, 120(2), 763-789. doi: <https://doi.org/10.1093/qje/120.2.763>
- Sociaal Economische Raad. (2009). *Analyse van de Woningmarkt*. Geraadpleegd van https://www.ser.nl/~media/db_deeladviezen/2000_2009/2000/b18738_2%20pdf.ashx
- Wal, E. van der. & Tamminga, W. (2008). Waarom de gemiddelde koopsom geen huizenprijnsindicator is. *Centraal Bureau voor de Statistiek en het Kadaster*. Geraadpleegd van <https://www.kadaster.nl/toelichting-op-de-cijfers-in-het-vastgoed-dashboard>
- Walker, B., Marsh, B., Wardman, M. & Niner, P. (2002). Modelling Tenants' Choices in the Public Rented Sector: A Stated Preference Approach. *Urban Studies*, 39(4), 665-688. doi: <https://doi.org/10.1080/00420980220119516>
- Wijzigingswet Boek 7 Burgerlijk Wetboek en de Uitvoeringswet huurprijzen woonruimte: huurverhoging op grond van inkomen (Stb. 89), en huurverhoging op grond van een tweede categorie huishoudinkomens (Stb. 90). (2013, 14 maart). Geraadpleegd op 30 juni 2018, van <http://wetten.overheid.nl/BWBR0033010/2013-03-16/0/informatie>
- Yamamoto, T. (2016). MIT: Difference-in-Differences Methods, introduction to causal inference. *Keio University*. Geraadpleegd van <https://papers.ssin-online.nl/328447x19457a94283df0dfb4ddd9b116639272/Diff%20in%20Diff%20MIT%20slides.pdf>
- Zanten, B. van. (2014). *Huren van woning 9 procent duurder sinds nieuwe huurbeleid*. Geraadpleegd van <https://www.cbs.nl/nl-nl/nieuws/2014/36/huren-van-woning-9-procent-duurder-sinds-nieuwe-huurbeleid>

Appendix

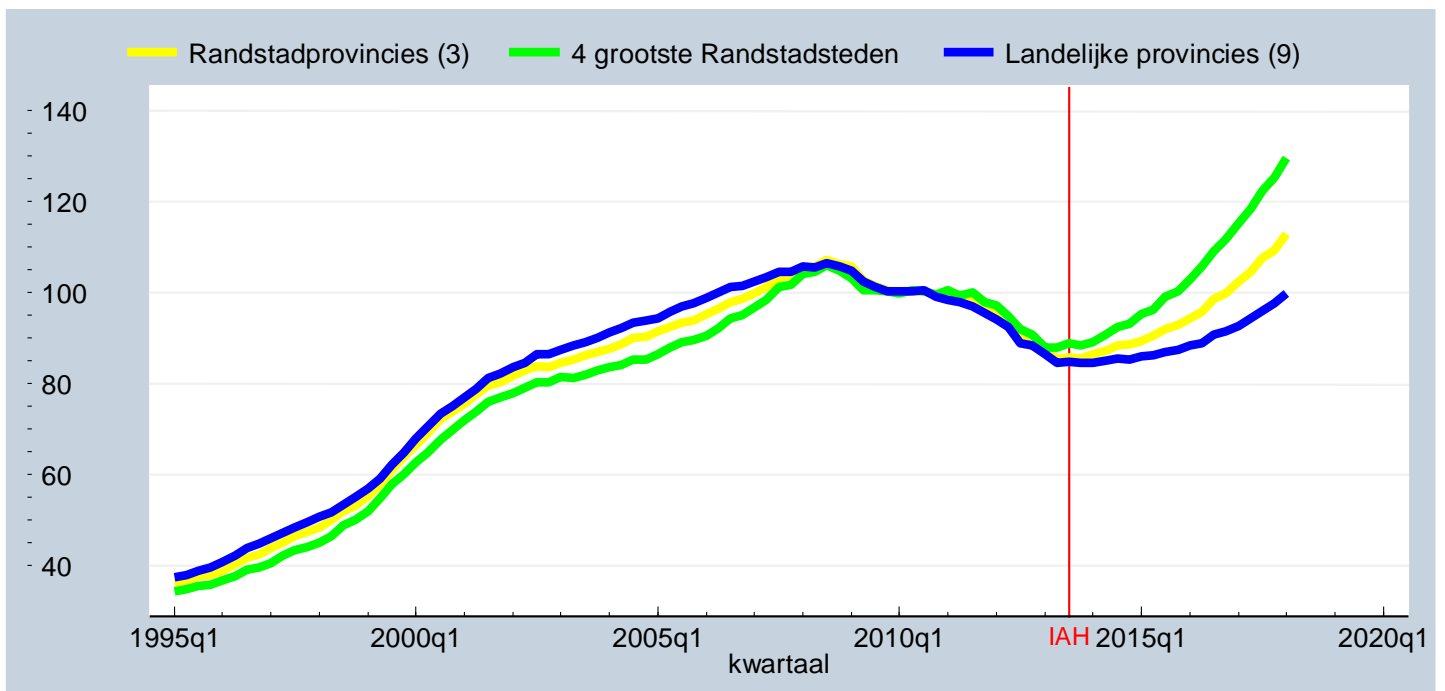
Tabel A1: Inkomensafhankelijk huurbeleid in de jaren 2013-2017

Jaar	Huishoudinkomen van de huurder	Maximale huurstijging
2013	tot en met € 33.614	$2,5\% + 1,5\% = 4,0\%$
	van € 33.614 tot en met € 43.000	$2,5\% + 1,5\% + \underline{0,5\%} = 4,5\%$
	boven € 43.000	$2,5\% + 1,5\% + \underline{2,5\%} = 6,5\%$
2014	tot en met € 34.085	$2,5\% + 1,5\% = 4,0\%$
	van € 34.085 tot en met € 43.602	$2,5\% + 1,5\% + \underline{0,5\%} = 4,5\%$
	boven € 43.602	$2,5\% + 1,5\% + \underline{2,5\%} = 6,5\%$
2015	tot en met € 34.229	$1,0\% + 1,5\% = 2,5\%$
	van € 34.299 tot en met € 43.786	$1,0\% + 1,5\% + \underline{0,5\%} = 3,0\%$
	boven € 43.786	$1,0\% + 1,5\% + \underline{2,5\%} = 5,0\%$
2016	tot en met € 34.678	$0,6\% + 1,5\% = 2,1\%$
	van € 34.678 tot en met € 44.360	$0,6\% + 1,5\% + \underline{0,5\%} = 2,6\%$
	boven € 44.360	$0,6\% + 1,5\% + \underline{2,5\%} = 4,6\%$
2017	tot en met € 40.349	$0,3\% + 2,5\% = 2,8\%$
	boven € 40.349	$0,3\% + 2,5\% + \underline{1,5\%} = 4,3\%$

*De onderstreepte percentages representeren de extra huurtoeslag als gevolg van de IAH;
In 2017 is de overheid overgestapt naar een duaal stelsel*



Figuur A2: Ontwikkeling verkoopprijzen bestaande koopwoningen (PBK: 2010=100), beschrijving van de provinciale dataset, 1995-2018



Figuur A3: Ontwikkeling verkoopprijzen bestaande koopwoningen (PBK: 2010=100) 1995-2018; Vergelijking van de parallelle trend assumptie van de Randstadprovincies, landelijke provincies en het alternatieve DiD-ontwerp gebaseerd op de vier grootste Randstadsteden (Amsterdam, Rotterdam, Den Haag en Utrecht); de rode lijn weergeeft de invoering van de IAH in 2013k3

Tabel A4: BIC-vergelijking (Bayesian information criterion) van de vier DiD-modellen

Modellen	(1) Basis	(2) Geavanceerd	(3) Vertraging 1 jaar	(4) Vertraging 2 jaar
Bayesian information criterion (BIC)	967.948	938.583	881.407	830.775
Observaties	1020	1020	1020	1020