

# Technische Appendix

## 1. Achtergrond

Deze appendix geeft een technische achtergrond bij het stuk “Forse prijsstijgingen op de Amsterdamse woningmarkt en de rol van fundamentals”. Het idee van het artikel is om te kijken in hoeverre woningprijzen in Amsterdam afwijken van onderliggende fundamentals (rente, inkomen, en huren). Verschillende prijsindices worden geconstrueerd (wel niet gecorrigeerd voor woningkwaliteit). Op basis van de toets van Phillips e.a. (2015) toetsen we formeel in hoeverre woningprijzen meer zijn gestegen dan op basis van de fundamentals verwacht kan worden (verwachte prijs). In wat volgt bespreken we de databronnen, keuzes, en verschillende specificaties als aanvulling op de bevindingen die in het artikel zijn gepresenteerd.

## 2. Data

Tabel A1 geeft een beschrijvende statistiektabel, in het artikel zelf staan alleen maar enkele plaatjes van de belangrijkste variabelen. Hoe de woningprijsindices zijn geconstrueerd en eruit zien gaan we later op in. De fundamentals zijn alleen beschikbaar van 2000 januari t/m 2016 december. Voor toetsen op alleen de losse prijsindices hebben we meer data gebruikt, van januari 1990 t/m maart 2017.

Tabel A1: beschrijvende statistieken fundamentals, 2000-2016

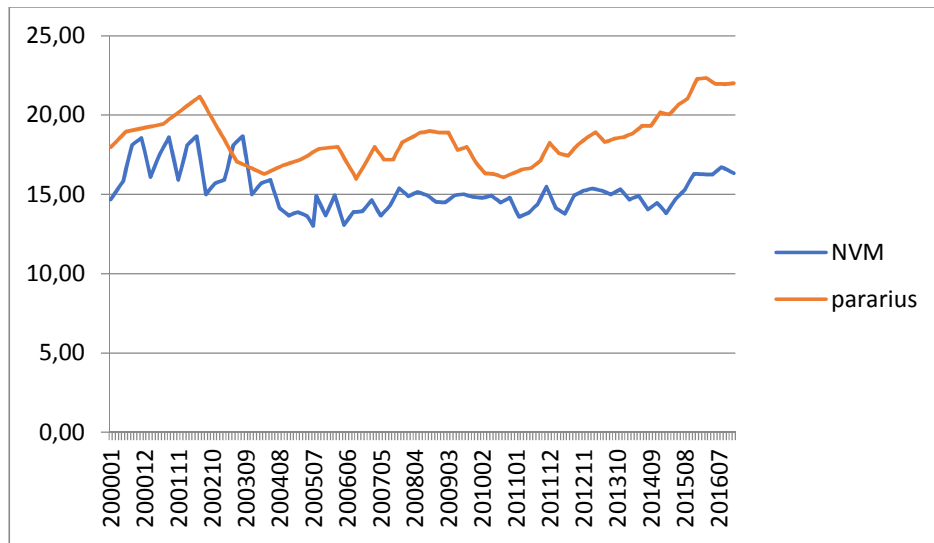
variabele	mean	sd	min	max
Huren	18.46381	1.608349	15.97083	22.34
Inkomen	57389.67	6864.74	43014.57	68202.1
Hypotheekrente	5.051275	.9785494	2.87	7.22

- De vrije sector huren zijn afkomstig van pararius.nl en zijn voor de stad Amsterdam. Een nadeel van deze index is dat het huren betreft van onder andere gestoffeerde/gemeubileerde woningen. Dit is vooral voor expats en dit kan mogelijk een vertekend beeld opleveren omdat huren relatief hoog uitvallen en de ontwikkelingen misschien steviger zijn dan andere indices. Dit zou wel betekenen dat we waarschijnlijk overcorrigeren als we een

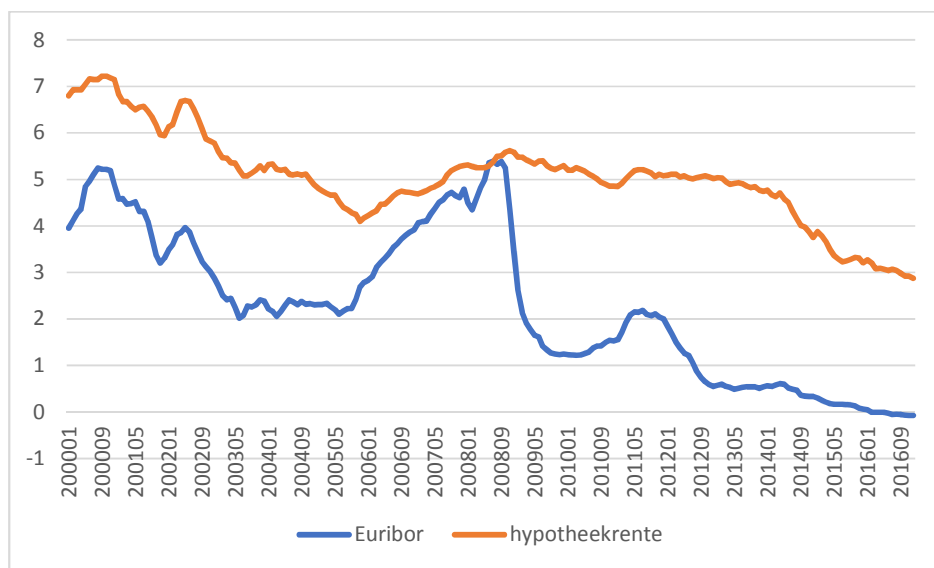
verwachte woningprijs schatten als benchmark en dat we dus relatief een conservatieve toets uitvoeren.

- Een alternatief staat in Figuur A1 waar ook de huren van een alternatieve bron, NVM business (zie ook OS studie, Hekwolter of Hekhuis e.a., 2017), instaan. Een nadeel van deze huren is dat het voor de gemeente Amsterdam is en dus recente huurstijgingen minder duidelijk oppikt. Ook is deze index met name aan het begin erg volatiel omdat er maar weinig gegevens omhanden zijn. Met name voor 2008 draait het dan om minder dan 100 observaties. De Pararius index heeft een bredere coverage. Ook is de scope van huurwoningen breder aangezien het ook gestoffeerde en gemeubileerde huurwoningen omvat.
- De gegevens van Pararius zijn op kwartaalniveau, deze zijn lineair geïnterpoleerd naar maandniveau omdat onze belangrijkste variabelen, de woningprijsindices, op maandniveau zijn. Op zich variëren de huren tussen de kwartalen niet heel veel (vrij geleidende stijging of daling) dus een interpolatie zou niet extreem veel extra ruis moeten opleveren. Als dat echter wel zo is dan zouden we dat terug moeten zien in de standaardfouten in de regressie waarbij huren als fundamenteel (onafhankelijke variabele) worden meegenomen in de koopwoningprijsvergelijking. Voor 2007 is de index van pararius doorgetrokken op basis van de DNB household survey. Dit betekent dat de resultaten daarvoor een vertekend beeld kunnen opleveren (toch laat de index een gelijkend patroon zijn als NVM business), maar we zijn met name geïnteresseerd in de periode daarna waarin het een beter beeld geeft van de vrije huursector in Amsterdam.
- Uiteindelijk is de hypotheekrente gebruikt van >10 jaar rentevast (DNB, t.5.2.7, voor 2003 nominaal tarief hypotheek, statistisch bulletin DNB) op maandniveau om rekening te houden met het feit dat mensen over het algemeen een rentevaste periode hebben als ze een hypotheek afsluiten. In een eerder stadium hebben we ook de Euribor gebruikt (DNB website, gelijkende resultaten) omdat die vaak als basis geldt voor de hypotheekrente. Beide indices zijn echter sterk met elkaar gecorrelateerd (correlatiecoëfficiënt van 0.7). Met name in de aanloop en direct na de financiële crisis heeft de Euribor duidelijker een volatieler verloop, zie Figuur A2.

Figuur A1: Huren NVM business versus Pararius (per m2)



Figuur A2: Euribor versus hypotheekrente

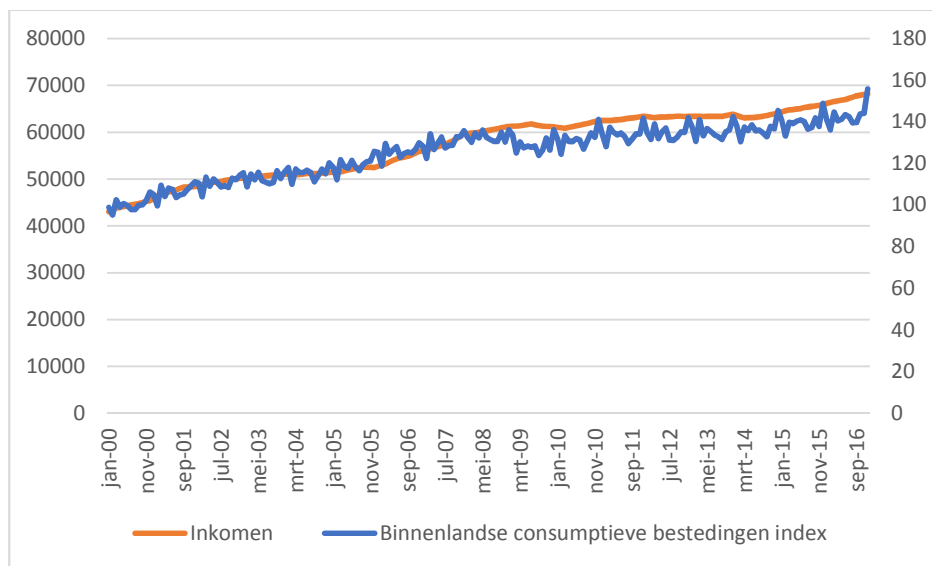


- Inkomen is afkomstig van Bloomberg met Eurostat als onderliggende bron en de volgende beschrijving:

Gross domestic product (GDP) measures the final market value of all goods and services produced within a country. It is the most frequently used indicator of economic activity. GDP by income is calculated by summing compensation of employees, plus gross operating surplus (income from production of incorporated enterprises), plus gross mixed income (income from production of unincorporated enterprises), plus taxes less subsidies on production and imports. This concept is not adjusted for inflation.

Inkomen is voor Nederland omdat er niet op het niveau van Amsterdam gegevens aanwezig zijn. Daarnaast zijn deze gegevens ook niet beschikbaar voor Amsterdam voor een langere periode op maand- of kwartaalniveau. Inkomen voor Nederland is op kwartaalniveau en hebben we lineair geïnterpoleerd naar maandniveau. Oorspronkelijk hebben we ook een alternatieve variabele gebruikt, namelijk consumptieve bestedingen (via CBS statline). Deze is wel op maandniveau aanwezig en is mogelijk een bredere maatstaf omdat het ook rekening houdt met mogelijk spaargedrag. Omdat inkomen vaker wordt gebruikt om woningprijzen te verklaren en de correlatie tussen consumptieve bestedingen en de inkomensmaat die we gebruiken hoog is (correlatiecoëfficiënt van 0.95) hebben we uiteindelijk de inkomensmaat gebruikt in onze analyses. Daarbij zit er ook iets meer ruis in de consumptieve bestedingen index.<sup>1</sup>

Figuur A3: Inkomen (euros) versus consumptieve bestedingen (index)



- Een variabele die we in onze analyses hebben meegenomen, maar uiteindelijk weggelaten hebben is bouwkosten. Als bouwkosten stijgen zouden ook woningprijzen moeten stijgen (hoewel dit dan vooral voor nieuwbouwwoningen moet zijn en de NVM prijsdata met name ook bestaande koopwoningen zijn). Echter, de correlatie tussen de bouwkosten en bijvoorbeeld een kwaliteitsgecorrigeerde (hedonische) index voor Amsterdam is 0,88. In

<sup>1</sup> Desondanks levert het gebruik van consumptieve bestedingen vergelijkbare onderzoeksresultaten.

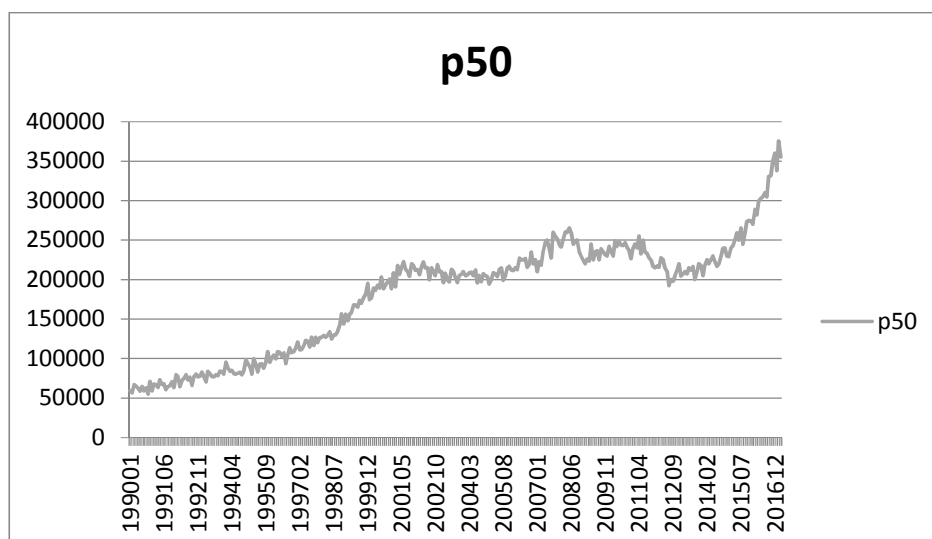
de regressie analyse kregen we daarom een hoge coëfficiënt op deze bouwkostenindex variabele (rond de 1). De (vrij volatiele) variatie die overblijft wordt dan verklaard door de andere fundamentals en dat leidde tot rare uitkomsten (verkeerde tekens) en insignificante resultaten. Vanwege de hoge correlatie hebben we bouwkosten als fundamental niet verder meegenomen in de analyse, maar het zou natuurlijk interessant zijn (toekomstig onderzoek) om te onderscheiden in hoeverre de waarde(stijging) in grond versus opstal een rol hebben gespeeld.

### 3. Testen en regressies

#### 3.1 De prijsindices

Drie prijsindices (januari 1990-maart 2017) voor Amsterdam zijn geconstrueerd, op basis van de NVM data voor Amsterdam, die in steeds verdere mate corrigeren voor woningkenmerken. Uiteindelijk vinden we over de hele linie (ook als we corrigeren voor de fundamentele waarde) gelijkende resultaten, dus onze resultaten zijn vrij robuust. Ten eerste de mediane prijsindex. De mediaan is beter dan het gemiddelde in het geval er sprake is van een scheve verdeling in de data (wat vaak het geval is bij woningprijzen). Tevens is deze index niet revisiegevoelig. Omdat dit een vrij simpel getal is, in euro's, beginnen we met deze index en verwijzen hiernaar in de intro. In het artikel tonen we een figuur vanaf 2000 omdat voor die periode we ook de huurprijzen hebben.

Figuur A4: Mediane woningprijsindex voor Amsterdam

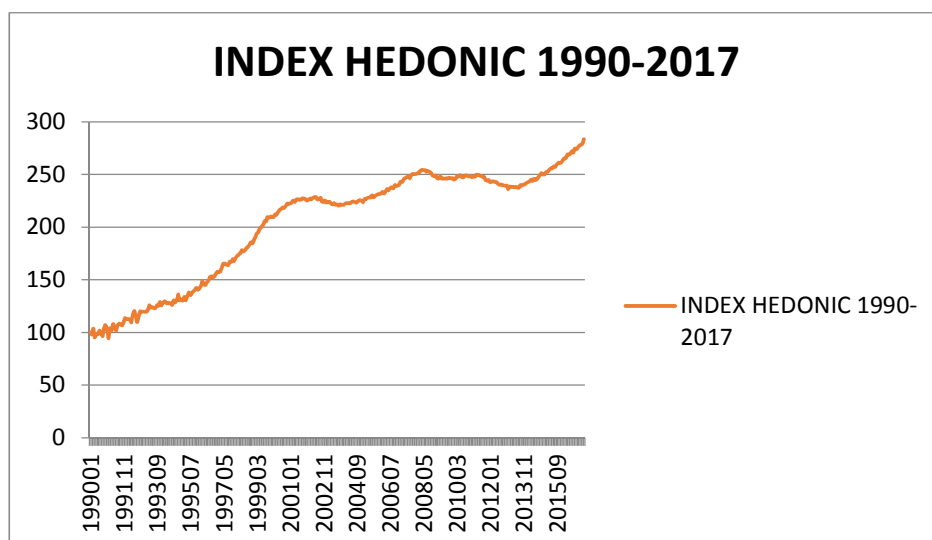


Een nadeel is dat deze index niet corrigeert voor woningkwaliteit. Als er in een bepaalde periode veel andere type woningen zijn verkocht dan zijn prijzen niet echt gestegen, maar is het simpelweg het gevolg van de opbouw van de steekproef. Een vrij gebruikelijk methode is om een hedonische prijsindex te schatten die rekening houdt met de belangrijkste geobserveerde woningkenmerken. Er is dus een (log) hedonische prijsindex ( $\tau_t$ ) gebouwd, die via een regressiemodel rekening houdt met de voornaamste meetbare woningkenmerken zoals het woonoppervlakte, het type woning, het bouwjaar, de aanwezigheid van parkeergelegenheid, de aanwezigheid van een tuin, de staat van onderhoud (binnen en buiten), de status als monumentaal pand en de locatie (op postcode 6 niveau,  $a_j$ ), zie vergelijking (1):

$$(1) \log(p_{it}) = \beta_0 + \beta_1 \text{woningkenmerken}_{it} + \tau_t + a_j + \varepsilon_{it}$$

De geschatte coëfficiënten op de jaar-maand dummies leveren dus de index (met als basisjaar januari 1990). Dit leidt tot de volgende geschatte index (R kwadraat van hedonisch model is boven de 90%):

Figuur A5: hedonische woningprijsindex voor Amsterdam

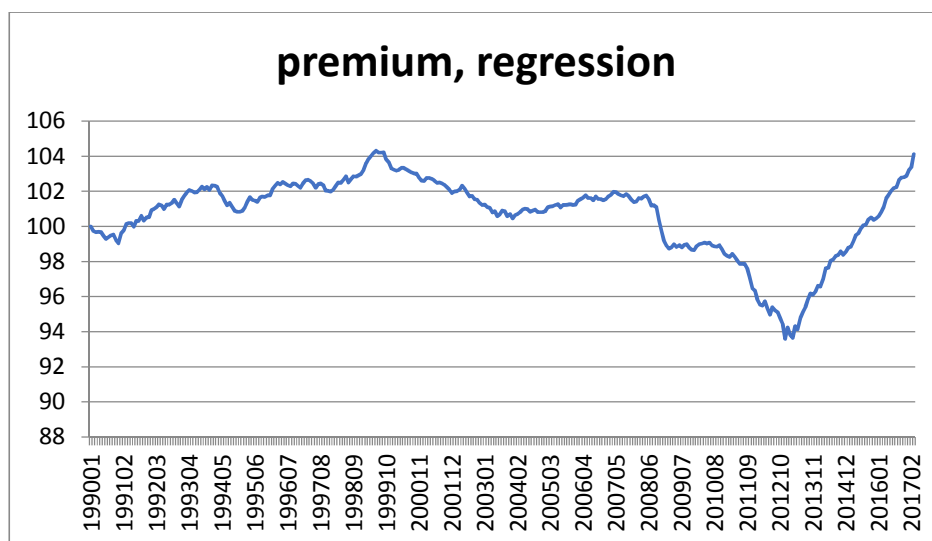


Met name in het begin zit er wat ruis in de index. Een alternatief is de prijsindex bestaande koopwoningen (PBK index) van het CBS. Dit leidt echter tot dezelfde uitkomsten qua toets (zie bijlage). De PBK index gebruikt de WOZ als basis. De WOZ waarde is meestal niet een erg goede

weergave van de marktwaarde (hoewel dit de laatste jaren beter is geworden, en er ook meer wordt gewerkt met modelmatig waarderen). De reden dat de WOZ waarde wordt gebruikt is omdat de kadasterdata geen directe hedonische kenmerken heeft (behalve het type woning) en er dus een overkoepelende variabele wordt gebruikt ter correctie. Een duidelijk en consistent hedonisch model gebruiken om de marktwaarde zelf direct te meten is wat ons betreft beter.

Omdat we met de vraag-aanbod verhoudingen op de Amsterdamse koopwoningmarkt moeilijk rekening kunnen houden puur en alleen op basis van inkomen (Nederland), rente (Nederland), en huren (Amsterdam) hebben we nog een extra correctie doorgevoerd (index geschat) op basis van de vraagprijs. Op lange termijn zouden we verwachten dat de transactieprijs en vraagprijs met elkaar in verhouding staan. Als deze twee grootheden echter sterk uit elkaar gaan lopen dan is dat een indicatie dat de woningprijzen niet op de fundamentals gebaseerd zijn. Het idee is dat de vraagprijs het omliggende aanbod van woningen oppikt, maar ook nieuwe of geplande ontwikkelingen in de wijk. De hedonische index corrigeert bijvoorbeeld alleen voor de gemiddelde vierkante meterprijs (over 1990-2017) en dan alleen voor die hedonische variabelen die we observeren. Een nadeel van deze correctie is dat we wel voor heel veel corrigeren (zoals ook al eventueel speculatief gedrag, dit geeft dus een conservatieve toets) en dat vraagprijzen aan strategisch gedrag onderhevig zijn (we hebben wel de laatst vermelde vraagprijs genomen). De correctie vindt plaats door vergelijking (1) te herschatten met  $\log(p_{it}) - \log(\text{vraagprijs}_{it})$  als afhankelijke variabele (procentuele premie bovenop vraagprijs). Dit leidt tot de volgende premie index:

Figuur A6: hedonische premieprijsindex voor Amsterdam



In maart 2017 ligt deze index nagenoeg gelijk aan het niveau eind jaren negentig toen er sprake was van uitbundige prijsstijgingen. Hij is ook hoger dan in aanloop naar de crisis. De toets die we uiteindelijk uitvoeren meet in hoeverre de stijging in deze index (en ook de andere indices) in opeenvolgende maanden meer dan evenredig stijgen (we schatten (en toetsten) een autoregressief regressie coëfficiënt).

### 3.2 De fundamentele waarde regressie

Niet alleen de prijsindices zelf zijn getoetst op uitbundige prijsstijgingen, ook de ratio van de prijsindex relatief tot de geschatte fundamentele waarde:

$$(2) \text{ prijsindex}_t = \beta_0 + \beta_1 \text{rente}_t + \beta_2 \text{inkomen}_t + \beta_3 \text{huren}_t + \varepsilon_t \implies \text{prijsindex}_t / \widehat{\text{prijsindex}}_t$$

Op lange termijn zouden we verwachten dat de ratio van deze twee grootheden rond de 1 ligt.<sup>2</sup> We gaan er dus vanuit dat een dergelijke lange termijn relatie bestaat, maar die hebben we ook formeel getoetst (cointegratie, zie later).<sup>3</sup>

- Het idee achter het gebruiken van huren als fundamenteel is dat op lange termijn de koopmarkt en huurmarkt in verband met elkaar zouden moeten staan (communicerende vaten). Deze relatie zal zeker niet 1 op 1 zijn, ook vanwege de relatief grote gereguleerde sector in Amsterdam, maar we zouden wel verwachten dat op lange termijn beide markten met elkaar in verband staan. Dit is uiteindelijk echter voornamelijk een empirische vraag. Zijn huren een statistisch significant onderdeel (cointegratie) van de lange termijn relatie. Voor Amsterdam kijkt Ambrose e.a. (2013) ook naar de huur/prijs ratio om onevenwichtigheden in de markt te onderzoeken
- Dit hebben we gecombineerd met 2 andere standaardfactoren om woningprijzen te verklaren: rente en inkomen. Zie bijvoorbeeld de studie (huren worden niet meegenomen) van De Wit e.a. (2013). We gaan hier dus verder dan de standaardliteratuur. Tevens, de

---

<sup>2</sup> Engsted e.a. (2016) en Pavlidis e.a. (2016) onderzoeken uitbundige prijsstijgingen op nationale huizenmarkten met een beperkte set aan fundamentele drijfveren (inkomen en/of huurprijzen).

<sup>3</sup> Als er geen cointegratie is (de variabelen in vergelijking (2) zijn niet stationair) dan levert het schatten van vergelijking (2) verkeerde schattingen op. Echter het schatten van de vergelijking in eerste verschillen levert gelijkende toetsresultaten op.



toets die wij toepassen wordt vaak alleen en enkel op de prijs/huur of prijs/inkomen ratio gedaan (zie bijvoorbeeld Pavlidis e.a. 2016) om uitbundige prijsstijgingen vast te stellen. Natuurlijk kunnen er nog meer factoren belangrijk zijn dan waarvoor wij corrigeren (zie ook limitatiesectie) maar het vangt in de kern of woningprijzen nog afhangen van een standaardset aan onderliggende fundamentals.

In de onderstaande regressietabel staan de fundamentele waarde uitkomsten voor de hedonische prijsindex en de premieindex.<sup>4</sup> Omdat deze indices in log vorm zijn hebben we niet nogmaals het logaritme genomen:

Tabel A2: Regressie hedonische prijsindex en fundamentals

COEFFICIENT	ams_hedonic
hypothekrente	-1.500** (0.598)
linkomen	89.981*** (4.672)
lhuur	34.043*** (4.750)
Constant	-837.333*** (55.453)
Observations	204
R-squared	0.84
Standard errors in parentheses	
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1	

Tabel A3: Regressie premie prijsindex en fundamentals

COEFFICIENT	ams_premie_hedonic
hypothekrente	-1.116*** (0.166)
linkomen	-19.450*** (1.298)
lhuur	7.093*** (1.320)
Constant	297.949*** (15.407)
Observations	204
R-squared	0.58
Standard errors in parentheses	

<sup>4</sup> De mediane prijsindex aanpassen voor de verwachte waarde leidt tot gelijkende toetsresultaten. In het artikel gaan we van mediane prijs, naar kwaliteitscorrectie (hedonische index), naar correctie van fundamentals (ratio index en verwachte waarde), naar correctie vraagprijs (premieindex/verwachte premieindex). De verwachte waarde is dus met name belangrijk bij de hedonische en premieindex.

\*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$

In het hedonisch model verklaren we 84 procent van de variatie op basis van de 3 fundamentals. Bij de premieindex is dit iets minder, dat is niet ongebruikelijk omdat we eerste verschillen hebben genomen met de vraagprijs en we dus het restant proberen te verklaren. De tekens in de regressie met de hedonische index als basis zijn in lijn met de verwachtingen. Een stijging in de hypotheekrente heeft een negatief effect op woningprijzen, inkomen en huren een positief effect. In de premieindex heeft inkomen een negatief teken. Inkomen kan heel wel een positief effect hebben op vraagprijzen en transactieprijzen, maar hier pakken we het verschil tussen beiden op. Blijkbaar heeft inkomen een grotere elasticiteit met vraagprijzen dan met transactieprijzen. Transactieprijzen zijn het gemiddelde van de bereidheid om te betalen en de vraagprijs (hetgeen mensen willen hebben), in die zin is het niet gek dat transactieprijzen minder variëren en responsie vertonen op basis van ontwikkelingen in inkomen. Tevens is het juist de vraag of we ongeacht alle mogelijke correcties over de hele linie dezelfde resultaten vinden. Dat blijkt (zie het artikel) grofweg het geval.

### ***3.3 Niet stationaire reeksen en toets op coïntegratie***

De regressies om de fundamentele waarde van huizenprijzen te bepalen zijn uitgevoerd op het niveau van de variabelen. Een uitgangspunt om deze reeksen in niveaus te gebruiken is dat variabelen dan ofwel stationair moeten of bij de aanwezigheid van een unit root gecoïntegreerd moeten zijn. Tabel A4 laat een overzicht zien van de Augmented Dickey-Fuller (ADF) test om de aanwezigheid van een unit root te onderzoeken (nulhypothese). De resultaten laten zien dat alle reeksen behalve de variabele inkomen op basis van een ADF toets zonder correctie voor autocorrelatie een unit root bevatten. Met een correctie voor autocorrelatie waarbij het aantal vertraagde afhankelijke variabelen bepaald is aan de hand van het Schwarz Bayesian Information Criterion (SBIC) blijkt uit de resultaten dat alle variabelen niet stationair zijn. Ook een correctie voor een trend variabele leidt niet tot stationaire variabelen.

Tabel A4: Unit root test

Variabele	P-waarde ADF test	P- Waarde ADF test (correctie autocorrelatie o.b.v. SBIC maatstaf)	P-Waarde ADF test (correctie autocorrelatie o.b.v. SBIC maatstaf + trend)
Prijzen hedonisch	0,98	0,98	0,79
Premie boven de vraagprijs	0,81	0,50	0,98
Hypotheekrente	0,97	0,81	0,79
Logaritme Inkomen	0,00	0,52	0,56
Logaritme Huurprijzen	0,98	0,36	0,55

Coïntegratie is dan de volgende stap om als toets uit te voeren aangezien variabelen afzonderlijk een unit root kunnen bevatten maar de lineaire combinatie (in regressie analyse) een stationair proces kunnen opleveren. Om dit te toetsen is de Johansen rank test uitgevoerd met de premie als afhankelijke variabelen en de hypotheekrente, inkomen en huurprijzen als onafhankelijke variabelen. De Johansen rank test wordt standaard via Vector Error Correctie modellen (VECM) uitgevoerd en stelt het aantal gecoïntegreerde relaties vast tussen de gebruikte variabelen in de regressies. Deze toets is uitgevoerd op de premie variabele in combinatie met de onafhankelijke variabelen aangezien dit de meest uitgebreide vorm van correcties bevat voor de fundamentele waarde. De VECM procedure is uitgevoerd met 2 vertraagde variabelen van elke reeks. Deze structuur van vertragingen is gekozen op basis van de SBIC maatstaf (waarde van -19.18) om de afweging tussen de verklarende kracht van het model en het aantal variabelen te optimaliseren. Deze coïntegratie toets zal op de gehele periode 2000-2016 worden uitgevoerd, maar ook op gedeeltelijke perioden aangezien coïntegratie toetsen ook gebruikt kunnen worden om een breuk tussen huizenprijzen en de fundamentele waarde te identificeren (zie Arshanapalli en Nelson (2008)).

Tabel A5: Coïntegratie

Periode	Trace statistic	Aantal gecoïntegreerde relaties
Mrt 2002 - Dec 2016	45,87	0
Mrt 2002 – Sept 2006	18,42	1
Okt 2006 – Aug 2008	3,57	3
Sept 2008 – Okt 2011	2.74	3
Nov 2011 – Dec 2014	12.01	2
Jan 2015 – Dec 2016	44.70	0

De uitkomsten van de coïntegratie toetsen laten zien dat er geen coïntegratie is als de toets op de gehele periode wordt uitgevoerd. Desalniettemin kan er sprake zijn van coïntegratie op deelperioden en dat deze relatie verdwijnt indien een reeks excessief gaat stijgen/dalen ten opzichte van het verloop van de andere reeksen. In de onderzochte subperioden is er sprake van coïntegratie met uitzondering van de periode 2015 en 2016. Op basis van deze toets lijkt er met name in de laatste periode van onze datareeks een ontwrichting te zijn tussen het verloop van huizenprijzen en de onderliggende fundamentele drijfveren.

### 3.4 GSADF test

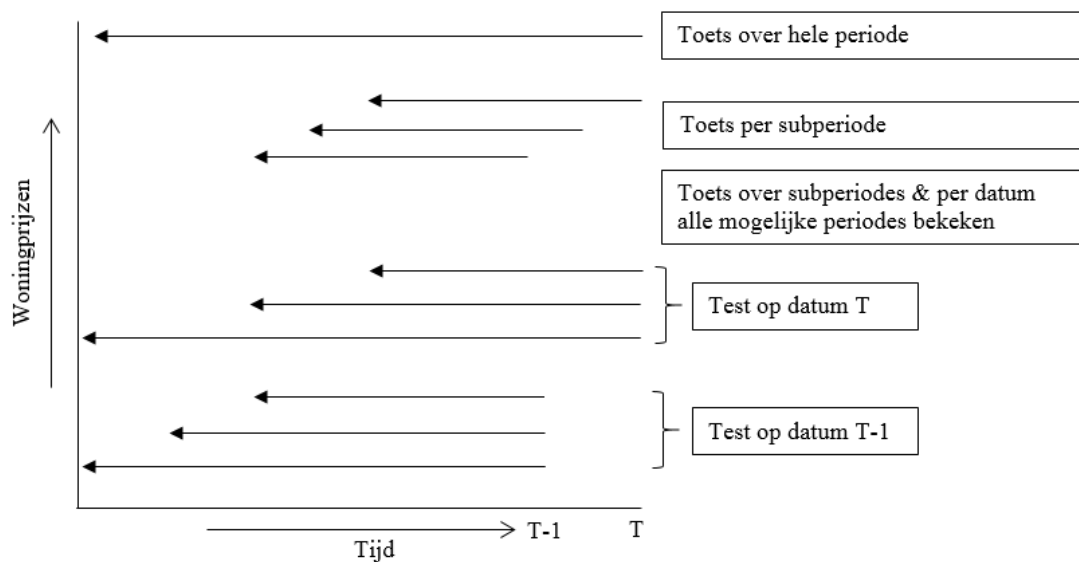
De General Sup Augmented Dickey-Fuller (GSADF) toets van (Phillips e.a. 2015) is uitgevoerd om te onderzoeken of prijzen gecorrigeerd voor de fundamentele waarde meer dan evenredig stijgen (“explosieve stijging”) ten opzichte van de waarde in een vorige periode. Op elk tijdstip wordt er een Augmented Dickey-Fuller (ADF) toets uitgevoerd waarbij de tijdsperiode waarop de regressie plaatsvindt steeds verder achterwaarts wordt uitgebreid. De ADF testregressie is:

$$(3) \Delta y_t = \alpha_{r_1, r_2} + \pi_{r_1, r_2} y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \psi_{r_1, r_2}^i \Delta y_{t-i} + u_t$$

Waarbij  $r_1$  en  $r_2$  het begin en eindpunt zijn in de tijdsperiode, veranderingen in gecorrigeerde prijzen  $\Delta y_t$  een vertraagde afhankelijke variabele om op een unit root te toetsen.,  $\alpha_{r_1, r_2}$  een constante term,  $y_{t-1}$ ,  $\sum_{i=1}^k \psi_{r_1, r_2}^i \Delta y_{t-i}$  correctietermen voor autocorrelatie en  $u$  een storingsterm.

Het achterwaarts toetsen in de tijd is vergelijkbaar met een rolling window procedure (ook wel de Backwards Sup Augmented Dickey Fuller (BSADF) test genoemd in deze context). Op elke datum worden er zodoende verschillende ADF toetsen berekend. Alternatieve methoden gebruiken één periode of slechts enkele perioden waardoor deze alternatieven minder goed in staat zijn om uitbundige prijsstijgingen te identificeren. Figuur A7 illustreert het verschil tussen alternatieve toetsen over de hele periode (of enkele perioden) en de toets van Phillips e.a. (2015) waarbij per datum alle mogelijke perioden worden gebruikt.

Figuur A7: Van simpele toets (1 periode) naar optimale toets (meerdere periodes)



Bron: op basis van Phillips e.a. (2015)

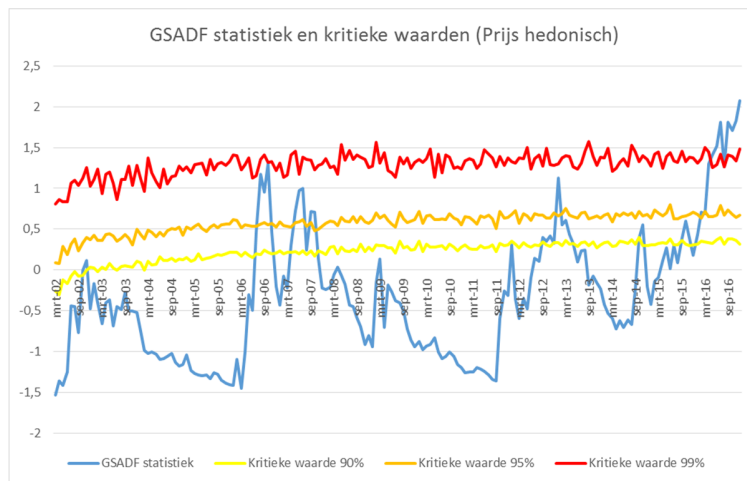
Om de meest explosieve waarneming op een datum te identificeren met de GSADF toetst wordt het supremum genomen (in deze context het maximum van de berekende ADF waarden). De test maakt hiermee onderscheid tussen een unit root als nulhypothese en een explosief proces als alternatieve hypothese. Aangezien het onderliggend stochastisch proces onder de nulhypothese een unit root volgt, kan er geen gebruik worden gemaakt van kritieke waarden uit een conventionele t-verdeling. De kritieke waarden worden verkregen door Monte Carlo simulaties uit te voeren waarbij huizenprijzen een random walk met drift volgen op basis van 2000 simulaties.

Tabel A6: GSADF statistieken voor de hedonische prijs en de premie boven vraagprijs

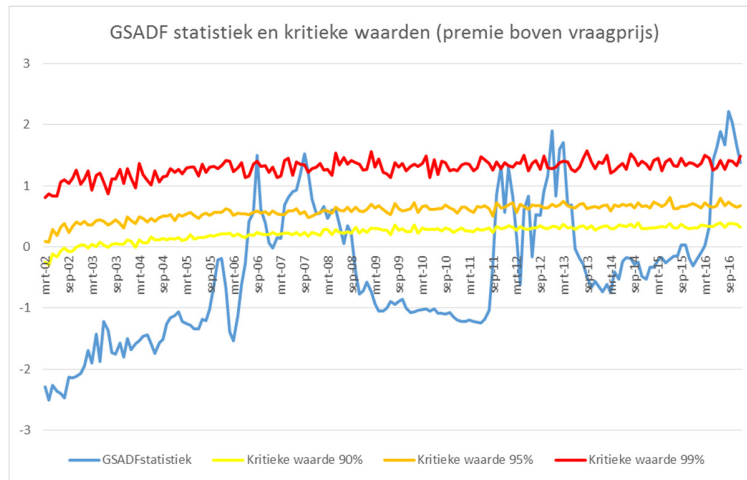
	GSADF statistiek	Kritieke waarde 90%	Kritieke waarde 95%	Kritieke waarde 99%
Hedonische huizenprijzen	2,08	2,04	2,34	2,87
Premie boven de vraagprijs	2,21	2,04	2,34	2,87

Deze statistiek laat slechts zien of er over de periode 2000-2016 sprake is geweest van excessieve prijsstijgingen ten opzichte van de fundamentele waarde van huizenprijzen. Deze resultaten laten zien dat er op een betrouwbaarheidsniveau van 90% over de gehele periode een excessieve prijsstijging boven de fundamentele waarde is geweest. Met de GSADF test zelf is er echter nog geen uitspraak gedaan of er op elke datum over 2000-2016 een excessieve prijsstijging is geweest. Om dit te onderzoeken op elk tijdstip moet de BSADF statistiek op elk tijdstip worden vergeleken met een berekende kritieke waarde op elk tijdstip. Als de berekende statistiek de kritieke waarden overschrijdt op een gekozen betrouwbaarheidsniveau (90%, 95%, 99%) is er op die specifieke datum sprake van een excessieve prijsstijging boven de fundamentele waarde (zie Tabel 1 van het bijbehorende hoofdartikel).

Figuur A8: hedonische index ratio met verwachte waarde (GSADF test)



Figuur A9: premie index ratio met verwachte waarde (GSADF test)



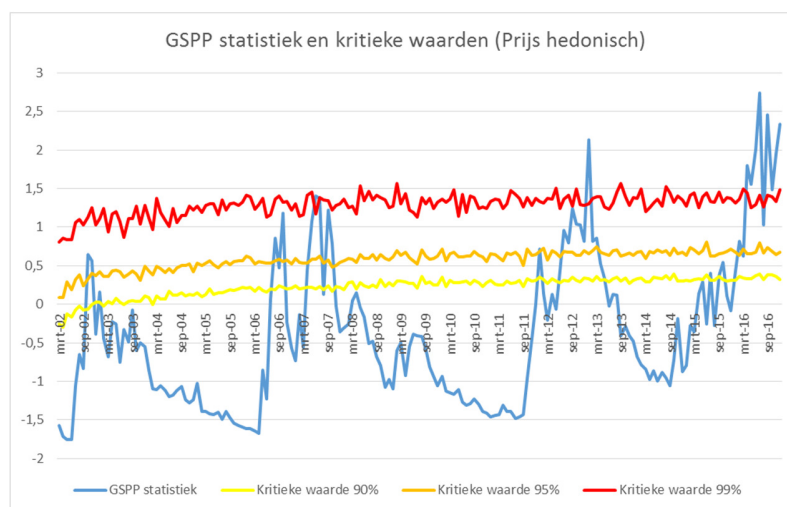
### 3.5 Alternatieve procedure om excessieve prijsstijgingen te meten: de GSPP test

Van Lamoen e.a. (2017) introduceren een alternatief voor de GSADF test namelijk de General Sup Phillips-Perron test. Hiermee wordt unit root test in de procedure van Phillips e.a. (2015) vervangen door de Phillips-Perron test.

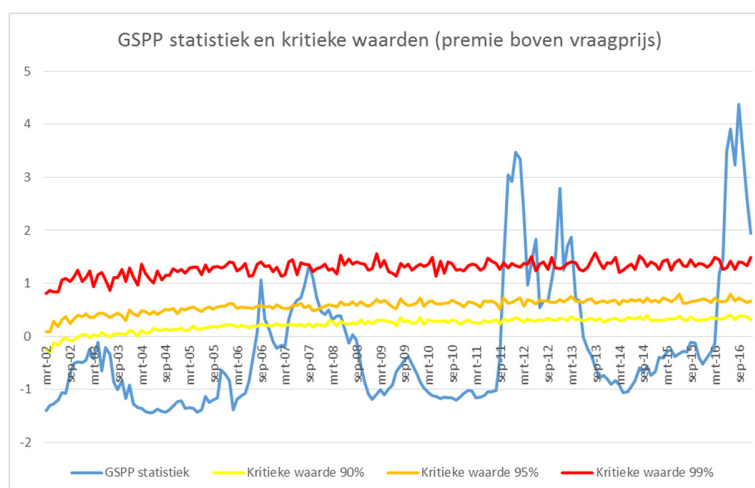
$$\Delta y_t = \alpha_{r_1, r_2} + \rho_{r_1, r_2} y_{t-1} + u_t$$

Dit is eenzelfde procedure als de Augmented Dickey-Fuller test, maar zijn er in de testregressie geen vertraagde afhankelijke variabelen nodig om te corrigeren voor autocorrelatie in de storingsterm. In plaats hiervan wordt er een robuuste statistiek berekend voor autocorrelatie door standaardfouten middels Newey-West schatters. Figuur A10-A11 laat zien dat de resultaten vergelijkbaar zijn als de GSADF procedure (deze resultaten zijn niet opgenomen in het hoofdartikel maar zijn uitgevoerd als robuustheidsanalyse).

Figuur A10: hedonische index ratio met verwachte waarde (GSPP test)



Figuur A11: premie index ratio met verwachte waarde (GSPP test)



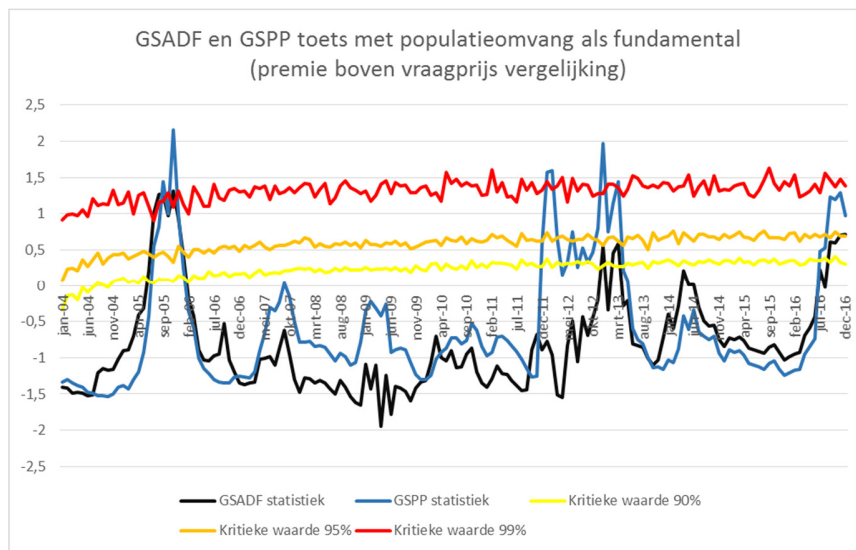
### 3.6 Bevolkingsomvang in Amsterdam als fundamentele driver

Dröes en Van de Minne (2017) onderzoeken de determinanten van huizenprijzen in Amsterdam met data vanaf 1825. Populatiegroei, constructiekosten en het aanbod van woningen spelen met name in de beginperiode van de dataset een rol. Na 1900 begint de inkomensvariabele een belangrijkere rol te spelen en sinds de ontwikkeling van de hypotheekmarkt ook de rentevoet. Aangezien populatiegroei in het verleden een belangrijke rol heeft gespeeld in het verklaren van huizenprijzen, maar later een minder belangrijke rol is er gekozen om deze variabele in een robuustheidsanalyse als verklarende variabele mee te nemen in de regressieanalyse. In vergelijking (2) is het logaritme van de populatieomvang in Amsterdam toegevoegd (CBS data vanaf januari



2002 tot en met december 2016). Vanwege de hoge correlatie (0,867) met de inkomensvariabele is inkomen niet meegenomen in vergelijking (2). De resultaten op basis van de GSADF toets en de GSPP toets zijn weergegeven in Figuur A12. Op basis van de GSADF toets wijkt de premie boven vraagprijs vanaf september 2016 met een betrouwbaarheidsniveau van 90% af van de berekende fundamentele waarde. In november en december 2016 is het betrouwbaarheidsniveau 95%. De GSPP toets laat met een 90% betrouwbaarheidsniveau vanaf juli 2016 een significante afwijking zien tussen de geobserveerde premie en de berekende fundamentele waarde. Vanaf september 2016 is het betrouwbaarheidsniveau 95%. Met populatieomvang in Amsterdam is er dus nog steeds sprake van een forse significante stijging in de premie boven vraagprijs in de laatste maanden van 2016. Het hoogst waargenomen betrouwbaarheidsniveau verandert van 99% met de inkomensvariabele naar 95% met populatieomvang.

Figuur A12: GSADF en GSPP toets met populatieomvang als fundamenteel



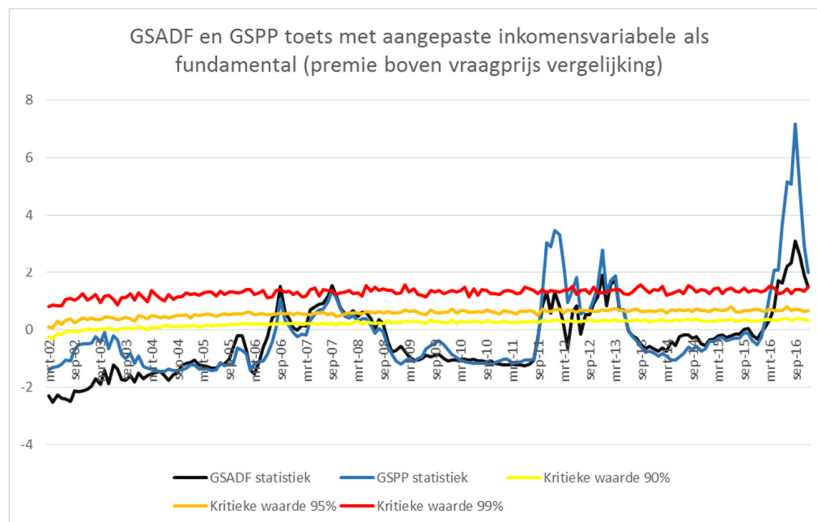
### 3.7 Aangepaste inkomensvariabele als fundamentele driver

Op basis van de Loan Level Database met hypotheekgegevens van De Nederlandsche Bank is een gevoeligheidsanalyse uitgevoerd door de inkomensvariabele voor Nederland aan te passen in het jaar 2016 voor inkomensontwikkelingen in Amsterdam.<sup>5</sup> Alleen het jaar 2016 wordt aangepast

<sup>5</sup> De Loan Level Database is niet beschikbaar vanaf 2000 waardoor deze niet in de hoofdanalyse kan worden gebruikt. In de Loan Level Database verzamelt DNB vanaf 2012 data van hypotheek op huishoudensniveau, die ze krijgt van negen banken en drie verzekeraars, die samen tachtig procent van alle hypotheek verstrekken. De data

aangezien onze hoofdanalyses laten zien dat in deze periode de forse prijsstijgingen niet verklaard kunnen worden aan de hand van de gebruikte fundamentals en er data voorhanden is om rekening te houden met de inkomensontwikkeling in Amsterdam in deze periode. De data voor Amsterdam is op kwartaalbasis beschikbaar om deze aanpassing voor inkomen te maken. Groeicijfers van het gemiddelde inkomen in Amsterdam op kwartaalbasis zijn op maandbasis geïnterpoleerd en doorberekend om het (aangepaste) inkomensniveau in Nederland vast te stellen in 2016. Vervolgens is de berekende fundamentele waarde van de premie boven vraagprijs in deze analyse bepaald aan de hand van vergelijking (2) met de aangepaste inkomensvariabele en overige fundamentals. Figuur A13 bevat een overzicht van deze resultaten waarbij de GSADF toets en GSPP toets zijn uitgevoerd. De resultaten laten zien dat ondanks correcties voor inkomensontwikkelingen in Amsterdam er omstreeks april/mei 2016 sprake is van een significante afwijking tussen de geobserveerde premie boven vraagprijs en de fundamentele waarde (99% betrouwbaarheidsniveau).

Figuur A13: GSADF en GSPP toets met aangepaste inkomensvariabele als fundamental



#### 4. Limitaties en toekomstig onderzoek

Het doel van de studie was om een pilot te draaien voor Amsterdam en te kijken of we excessieve prijsstijgingen kunnen toetsen en monitoren. Het blijkt dat dit mogelijk is op basis van een aantal

---

bevatten gegevens als hoogte, looptijd en type hypotheek, huishoudinkomen en leeftijd van de schuldenaar, en de waarde en locatie van het onderpand.

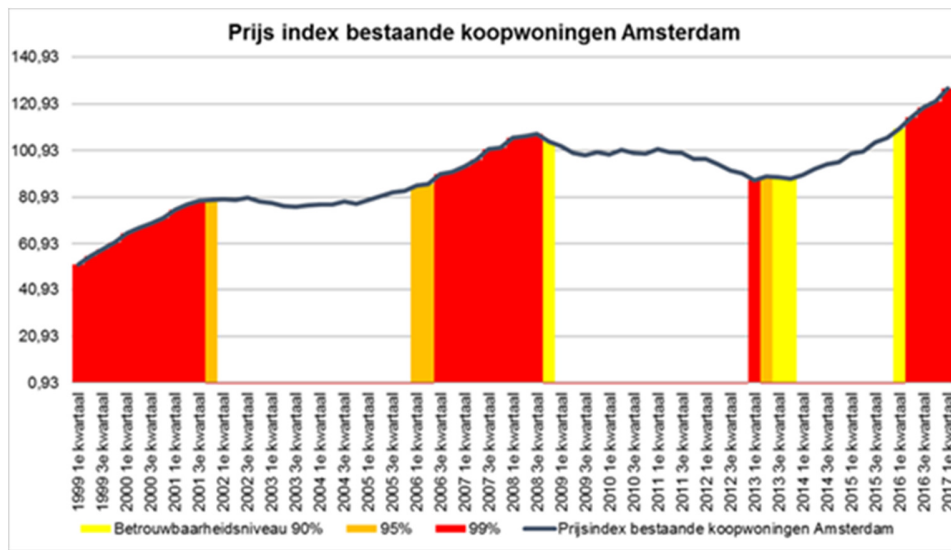
kerngegevens. Het is echter duidelijk dat er nog stappen te maken zijn en het onderzoek enkele beperkingen heeft. Zie hieronder een overzicht.

- De toets en de uitkomsten zijn natuurlijk altijd gegeven het model en gegeven de onderliggende kwaliteit aan data. Dit geldt voor elke econometrische studie. Sommige andere factoren kunnen mogelijk de flinke prijsstijgingen verklaren. Hierbij valt te denken aan de trek naar de grote stad (ook van buitenlandse investeerders), de populariteit van Amsterdam onder jongeren, de opkomst van Airbnb en mogelijk ook de potentiële verhuizing van werkgelegenheid uit Londen als gevolg van Brexit. Deze factoren zijn niet in de analyse meegenomen. Mogelijk speelt speculatie nog een rol. Tevens is aanbod en de rol van de sociale huursector nog een punt van aandacht. Het geeft wel aan dat we momenteel met bijzondere marktomstandigheden te maken hebben en het dient aanbeveling om de verdere achtergrond hiervan nauwkeurig verder te onderzoeken.
- Bij het identificeren van perioden waarin huizenprijzen fors zijn gestegen ten opzichte van de fundamentele waarde wordt zoals gezegd verondersteld dat de regressie met fundamentele factoren alle relevante variabelen bevat. Dit is essentieel om vast te stellen of prijsstijgingen door intrinsieke fundamentele variabelen worden veroorzaakt of dat speculatie de oorzaak is. In de analyse ontbreekt bijvoorbeeld de rol van eigen vermogen en is dus niet vast te stellen in welke mate dit statistisch bijdraagt aan de waargenomen huizenprijsstijgingen. Ook is het aantal lokale factoren in de regressie beperkt (geen inkomensgegevens van Amsterdam bijvoorbeeld, slechts op nationaal niveau).
- Niet alle fundamentele variabelen zijn directe maatstaven van hetgeen wij willen meten. Zo is het de vraag in hoeverre huurprijzen en de vraagprijs een volledige weerspiegeling zijn van verschuivende preferenties van consumenten. De vraagprijs omvat veel meer onderliggende factoren waardoor er alleen voor een netto effect wordt gecorrigeerd. Ook de hypotheekrente is gebaseerd op de 10 jaars rente, maar is niet per definitie in alle tijdsperioden de meest gekozen vorm voor de rentevaste termijn.
- De GSADF toets is gericht op het identificeren van excessieve stijgingen in gecorrigeerde prijzen voor fundamentals, maar negeert het niveau waarmee de prijzen van fundamentals afwijken. Zo kan een ondergewaardeerde activa snel in prijs stijgen en als excessief

prijsgedrag worden geclassificeerd met deze toets, ondanks dat er nog geen sprake is van een sterke overwaardering.

- Phillips e.a. (2015) laten in hun studie zien dat de GSADF toets beter in staat is om excessieve prijsstijgingen te identificeren dan alternatieve methoden, met name in de aanwezigheid van opeenvolgende perioden van sterke prijsstijgingen en dalingen. De toets werkt echter minder goed als deze opeenvolgende perioden zeer dicht op elkaar plaatsvinden, zoals het geval is bij volatiele tijdreeksen. Deze beperking wordt veroorzaakt door de minimale periode aan observaties die nodig is om de testregressie uit te voeren. Het resultaat kan zijn dat er geen stijging wordt geïdentificeerd doordat prijsstijgingen en dalingen zich hebben uitgemiddeld in de regressieresultaten.
- Ook is er meer onderzoek nodig naar de performance van alternatieve unit root testen die gebruikt kunnen worden om excessieve prijsstijgingen te detecteren. In Van Lamoen e.a. (2017) wordt een alternatieve unit root test gepresenteerd, maar zowel de Augmented Dickey Fuller test als de geïntroduceerde Phillips-Perron test kennen enkele belangrijke beperkingen. De Augmented Dickey Fuller test kan onzuivere schattingen leveren als er onvoldoende voor autocorrelatie in de testregressie wordt gecorrigeerd. De Phillips-Perron test is hier minder gevoelig voor doordat er robuuste standaardfouten worden gebruikt, maar kan tot minder efficiëntere schattingen leiden (grotere standaardfouten) en zodoende leiden tot het niet identificeren van forse prijsstijgingen terwijl die er wel zijn.
- Het zou tevens goed zijn om verschillende methoden om evenwicht in de markt te meten (error correctie model, user cost method, etc) met elkaar te vergelijken. Dit zou een breder beeld opleveren van de dynamiek op de woningmarkt.
- Enkele belangrijke vragen blijven ook onbeantwoord: Is voldoende rekening gehouden met verschuivende preferenties? Zijn er andere belangrijke fundamentele drijvers die in deze analyse ontbreken? Voorbeelden zijn de rol van eigen vermogen en de Loan-to-Value (LTV) ratio die in dit onderzoek niet direct meegenomen worden als fundamentele factoren vanwege databeperkingen (geen lange historie beschikbaar op kwartaalbasis). DNB (2017) concludeert echter dat de huizenmarkt in grote steden waaronder Amsterdam weliswaar tekenen van oververhitting vertoont, maar dat vooralsnog geen sprake is van een kredietgedreven zeepbel.

## Bijlage



## Referenties

- Ambrose, B.W., P. Eichholtz and T. Lindenthal (2013), House Prices and Fundamentals: 355 Years of Evidence, *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol 45 No.2-3
- De Wit, E.R., P. Englund and M.K. Francke (2013), Price and Transaction Volume in the Dutch Housing Market, *Regional Science and Urban Economics*, 43, 220-241
- Dröes, M.I. and A. van de Minne (2017), Time-Varying Determinants of Long-Run House Prices, ASRE Research Papers, ISSN 1878-4607.
- Engsted, T., Hviid, S.J. en T.Q. Pedersen (2016) Explosive bubbles in house prices? Evidence from the OECD countries, *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 40, 14-25.
- Nelson, W., Arshanapalli, B. (2008), A Cointegration Test to Verify the Housing Bubble, *The International Journal of Business and Finance Research*, 2(2), 35-43.
- Pavlidis, E., A. Yusupova, I. Paya, D. Peel, E. Martinez-Garcia, A. Mack en V. Grossman (2016), Episodes of Exuberance in Housing Markets: In Search of the Smoking Gun, *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 53(4), 419-449
- Phillips, P.C.B., Shi, S., Yu, J. (2015), Testing for Multiple Bubbles: Historical Periods of Exuberance and Collapse in the S&P 500, *International Economic Review*, 56(4), 1043-1078
- Van der Harst, Frank, en Paul de Vries (2017), Wie kopen er hypotheekloos?, [www.kadaster.nl](http://www.kadaster.nl)