

Determinanten van huizenprijzen in West-Europa

Daan van Rooijen

Erasmus Universiteit Rotterdam

Bachelor scriptie

Abstract

Dit onderzoek bestudeert de conventionele fundamentele determinanten van reële huizenprijzen in 9 West-Europese landen. De hoofdvraag die onderzocht wordt is of deze determinanten, zoals BBP per capita, langetermijnrente, aandelenindex en demografische factoren, de drijvers zijn geweest van de geobserveerde reële huizenprijzen. Er is geconstateerd dat de langetermijnrente de voornaamste determinant is, gedurende de onderzochte periode van 1970-2016. Tevens zijn de aandelenindex en de werkloosheid als significant bevonden voor de ontwikkelingen in de reële huizenprijs index. Echter zijn het BBP per capita, de beroepsbevolking en het gemiddeld salaris geen significante determinanten van de West-Europese huizenmarkt gedurende het geanalyseerde tijdsbestek.

Trefwoorden: Prijsniveau, West-Europa, Macro economische analyse van economische ontwikkeling, Huizenmarkt, Huizenprijzen

JEL classificatie: E31, N24, O11, R30, R39

Inhoudsopgave

Abstract	1
Introductie	3
Theoretisch raamwerk.....	6
Economische en econometrische benadering	11
Dataset.....	11
Ontwikkeling huizenprijzen.....	12
Empirisch model	14
Methodologie en technieken	16
Empirische resultaten.....	23
Conclusie.....	30
Literatuurlijst.....	32

Introductie

Nergens in Europa stijgen de huizenprijzen zo hard als in Amsterdam (Financieele Dagblad, 31 maart 2018). Dit bericht an sich insinueert een mogelijk oververhitte huizenmarkt in Amsterdam, wat ook tot uiting komt in nagenoeg iedere andere verstedelijkte regio in Nederland. Wanneer wordt gekeken naar de reële huizenprijs index gecorrigeerd voor inflatie lijkt Nederland geen uitzondering te zijn maar een deel van een ingezette trend in alle West-Europese landen (OECD, 2018). De huizenprijzen in de regio van deze respectievelijke landen stijgen constant sinds de klim is ingezet uit het financiële dal, beter bekend als de kredietcrisis.

Er zijn een aantal gevestigde fundamentele determinanten van de huizenmarkt bekend. Indicatoren zoals BBP per capita, langetermijnrentes, aandelenindices, salaris en verschillende demografische factoren worden gezien als de conventionele determinanten in de bestaande empirische literatuur, en als de drijvers van de dynamiek in de huizenmarkt. De reeds genoemde explosiviteit van de huizenmarkt, in alleen al Amsterdam, zet vraagtekens bij de bepalendheid van deze conventionele determinanten. De vraag die dit oproept is of deze conventionele determinanten nog ten grondslag liggen aan de prijsfluctuaties binnen de West-Europese huizenmarkt en daarmee of de determinanten nog altijd significant zijn.

Égert & Mihaljek (2007) hebben onderzoek verricht naar de determinanten van huizenprijzen in de Centraal- en Oost-Europese markt. De auteurs laten zien dat de conventionele fundamentele determinanten voor een groot deel de achterliggende drijvers zijn geweest voor de groei van huizenprijzen in de transitielanden¹. Om tot een conclusie te komen onderzoeken Égert & Mihaljek (2007) panels van verscheidene samenstellingen, bestaande uit transitie economieën en ontwikkelde OECD landen. In hun onderzoek maken ze gebruik van een aantal regressies die in dit onderzoek ook toegepast zullen worden, met een verschil in de gebruikte techniek. Égert & Mihaljek (2007) maken gebruik van de techniek *mean group panel dynamic OLS* (DOLS) schatter

¹ Een land waarop de status van ontwikkelingsland achterhaald is door economische ontwikkeling, waardoor het zich in een overgang oftewel transitie bevindt tussen een centraal geleide economie en een vrije markteconomie.

zoals beschreven in Kao & Chiang (2000). In dit onderzoek zullen andere econometrische technieken gehanteerd worden, de *Mean Group* (MG) en de *Pooled Mean Group* (PMG) schatter zoals deze gehanteerd zijn in het onderzoek van Bassanini & Scarpetta (2001) en ontwikkeld door respectievelijk Pesaran & Smith (1995) en Pesaran, Shin & Smith (1997, 1999). Het onderwerp van het onderzoek van Bassanini & Scarpetta (2001) staat verder los van dit onderzoek.

In dit onderzoek zullen het PMG en het MG model gebruikt worden om te bepalen welke conventionele fundamentele determinanten significante lange termijn relaties hebben tot de verandering in reële huizenprijzen in de 9 West-Europese landen Nederland, België, Frankrijk, Duitsland, Zwitserland, Oostenrijk, Verenigd Koninkrijk, Ierland en Luxemburg. Deze 9 landen zijn de landen die door de Verenigde Naties aangemerkt worden als West-Europees. Er resteren nog 3 landen die ook de titel West-Europees dragen, namelijk Monaco, Andorra en Liechtenstein. Van deze resterende landen bestaan echter amper cijfers, al dan niet helemaal geen. Voor het uitwerken van dit onderzoek zal ik me voornamelijk baseren op het onderzoek van Égert & Mihaljek (2007), en empirisch een vergelijkbaar model toepassen als Égert & Mihaljek (2007) gedaan hebben. Aanvullend zullen de econometrische technieken uit het onderzoek van Bassanini & Scarpetta (2001) worden toegepast. Om tot een conclusie te komen wordt een combinatie tussen tijdreeks en cross-sectionele data gehanteerd, een panel dataset. De onderzochte periode zal lopen vanaf 1970 tot en met 2016, aangezien van deze periode toereikende data ter beschikking staat.

De belangrijkste bevinding in dit onderzoek is dat niet alle conventionele genoemde determinanten significant zijn voor de huizenprijzen gedurende de onderzochte periode. De langetermijnrente, aandelenindex en de werkloosheid zijn als significant bevonden voor de ontwikkelingen in de reële huizenprijs index. Echter zijn het BBP per capita, de beroepsbevolking en het gemiddeld salaris niet als significant bevonden voor de onderzochte periode.

De inhoudelijke secties van dit onderzoek zullen als volgt behandeld worden. Allereerst zal een overzicht worden gegeven van de bestaande relevante literatuur. Vervolgens wordt er een sectie gewijd aan de economische en econometrische benadering waarin de variabelen uit de dataset worden gedefinieerd, de empirische methodes worden geschetst, en de gebruikte methodologie en technieken worden uiteengezet. Gevolgd hierdoor zullen de empirische resultaten besproken

worden om uiteindelijk af te sluiten met de conclusie waarin ook de eventuele limitaties van dit onderzoek zullen worden beschouwd en interessante aspecten voor toekomstig onderzoek.

Theoretisch raamwerk

In deze sectie zullen de bevindingen uit bestaande literatuur aangaande conventionele determinanten van de huizenprijzen uiteengezet worden. Voor ieder onderzoek zullen de meest interessante gevonden relaties vermeld worden. Allereerst zal een korte introductie volgen, waarna de determinanten per alinea besproken worden.

Er zijn vele studies gewijd aan de ontdekking van huizenprijs determinanten in ontwikkelde landen en enkele in transitielanden. Onderzoekers gaan al jaren vanuit alle mogelijke standpunten na, welke determinanten significant of juist insignificant verbonden zijn met de huizenmarkt. In nagenoeg ieder besproken onderzoek vormt inkomen één van de onderzochte variabelen. In deze onderzoeken wordt veelal de conclusie getrokken dat inkomen, in de vorm van BBP, salarisniveau of een andere proxy hiervoor, een significante determinant is van de huizenprijzen in een land. Daarnaast is de langetermijnrente een conventionele determinant die eveneens frequent naar voren komt als een significante invloed op de huizenprijzen. Om deze reden bevatten de gehanteerde regressies in de methodologie allemaal minimaal één van deze aangetoonde determinanten om te onderzoeken of deze nog immer significant zijn, voor de onderzochte West-Europese landen.

Adams & Füss (2010) onderzochten door middel van een panel regressie 15 OECD landen over een periode van totaal 30 jaar. Adams & Füss (2010) laten zien dat een 1% toename in de economische activiteit leidt tot een 0,6% toename in huizenprijzen op de lange termijn, terwijl ook uitgewezen wordt dat de langetermijnrentes een significante negatieve invloed uitoefenen van -0,3% bij een 1% toename in economische activiteit. Dit betekent volgens de auteurs hun empirische resultaten dat de langetermijnrente negatief verbonden is met de huizenprijzen. Dit is in lijn is met andere bestaande bevindingen zoals de gevonden significantie van zowel lange- als kortetermijnrentes door Sutton, Mihaljek & Subelyte (2017). Bijzonder aan het onderzoek van Adams & Füss (2010) is dat de tijdsduur voordat de huizenmarkt herstelt van schommelingen, mogelijk veel langer is dan in eerdere onderzoeken bepaald. Afwijkingen van het lange termijn evenwicht resulteren soms in een aanpassing beweging die tot wel 14 jaar kan duren.

Deze langere herstelperiode van deviaties wordt bevestigd door het onderzoek van Agnello & Schuknecht (2011). In hun studie naar de determinanten van zogeheten ‘booms’ en ‘busts’² in huizenmarkten, concluderen de auteurs dat dereguleringen van financiële markten tegenwoordig leiden tot relatief langere herstelperiodes van de markt naar het lange termijn evenwicht. Tevens laten Agnello & Schuknecht (2011) in het onderzoek zien dat de waarschijnlijkheid van het plaatsvinden van deze dereguleringen significant beïnvloed wordt door rentestanden. De laatste bevinding is in verband te brengen met de eerder besproken significante relatie tussen de rentestanden en de huizenprijzen gevonden door Adams et & Füss (2010). Daartegenover staat de verrassende bevinding van Schnure (2005), die uitwijst dat rentestanden geen significant effect hebben op huizenprijzen. De auteur merkt hier, mogelijk terecht, zelf bij op dat er potentieel sprake is van endogeniteit in zijn geschatte regressie, aangezien deze insignificantie indruist tegen conventionele bevindingen. Echter laat Schnure (2005) het bij deze opmerking en test verder niet op deze potentiële endogeniteit.

Naast rentestanden is BBP een variabele die eerder als significant verbonden bevonden is met huizenprijzen. Sutton (2002) toont in zijn onderzoek aan dat een toename in de procentuele groei van het nationaal inkomen over het algemeen leidt tot een toename in de huizenprijzen in diezelfde markt. In de gebruikte dataset door Sutton (2002) bevinden zich drie landen die ook in dit onderzoek behandeld zullen worden, namelijk Nederland, het Verenigd Koninkrijk en Ierland. Volgens de uitkomst van zijn onderzoek wordt een 1% toename in het groeipercentage van het nationale inkomen geassocieerd met een variërende stijging in huizenprijzen tussen de 1-4% na 3 jaar tijd. In het bijzonder komt dit effect naar voren voor Ierland. De oorzaak voor dit verschijnsel vindt zijn oorsprong volgens Sutton (2002) door de vrijwel constante aanwezigheid van schokken in het Ierse nationale inkomen. Sutton (2002) stelt daarnaast een negatief verband tussen langetermijnrentes en huizenprijzen vast, in lijn met de bevindingen uit de vorige alinea. Gallin (2006) weerlegt in zijn onderzoek het feit dat huizenprijzen en inkomen gecoïntegreerd zijn. In zijn onderzoek laat hij zien dat zijn resultaten, waarin 27 jaar aan observaties binnen de Verenigde Staten zijn opgenomen, niet in lijn zijn met bijvoorbeeld de bevindingen van Malpezzi (1999) dat

² Booms en busts verwijzen naar het proces van economische expansie en contractie, wat op reguliere basis plaatsvindt.

inkomen en huizenprijzen wel geïntegreerd zijn. Gallin (2006) insinueert dat de vastgestelde co-integratie door Malpezzi (1999) foutief is, doordat Malpezzi (1999) een een panel unit root test gebruikt die de waarschijnlijkheid van co-integratie overschat.

Een andere potentiële achterliggende determinant voor de West-Europese huizenprijzen is de factor arbeidsloon. Uit het onderzoek van Abelson, Joyeux, Milunovich & Chung (2005) blijkt dat de lange termijn huizenprijzen significant afhangen van onder andere besteedbaar inkomen en werkloosheid. De gevonden elasticiteit van huizenprijzen blijkt 1,7 te zijn, met betrekking tot het gemiddeld arbeidsloon. Dit onderzoek is gedaan voor de huizenmarkt in Australia gedurende de periode van 1970-2006. Het onderzoek van Schnure (2005) ligt hiermee in lijn. Zijn panelschattingen impliceren dat een stijging van 10% in regionaal arbeidsloon geassocieerd wordt met een stijging van 2,5% in huizenprijzen.

Voor werkloosheid wordt ook een significante invloed gevonden op huizenprijzen door Abelson et al. (2005). De geschatte lange termijn elasticiteit van huizenprijzen bedraagt -0,2 met betrekking tot werkloosheid. Ook het eerder aan bod gekomen onderzoek van Schnure (2005) wijst uit dat werkloosheid een significante negatieve relatie heeft tot huizenprijzen. Zijn resultaten laten zien dat een 1% stijging in werkloosheid gevolgd wordt door een daling van circa 1% in huizenprijzen.

Een andere demografische factor die volgens de volgende literaire onderzoeken significant verbonden is met de huizenprijzen, is populatie. Égert & Mihaljek (2007) laten dit zien in het in de introductie beschreven onderzoek, en suggereren dat enkele baby booms rond 1970 en 1980 ervoor hebben gezorgd dat een nieuwe generatie volwassenen de huizenmarkt bestormde in de Centraal- en Oost-Europese landen. Deze generatie bevindt zich in de dataset van Égert & Mihaljek (2007) precies in de optimale fase van hun leven waarin gemiddeld het hoogste salarisniveau verdiend wordt. Daaropvolgend wordt door de vraag naar huizen van hogere kwaliteit de prijs omhoog gestuwd. Een andere bevinding over de variabele populatie komt van Borowiecki (2009). In zijn empirische onderzoek naar de determinanten van de Zwitserse huizenprijzen, concludeert hij dat de groei in reële huizenprijzen sterk afhangt van populatie. Een 1% toename in de groei van de Zwitserse populatie in de leeftijdsgroep van 20-64 jaar, resulteert in een 2% toename in de groei van huizenprijzen. Volgens Borowiecki (2009) is het vermoedelijk

het beperkte aanbod van woningen wat de achterliggende reden voor dit stijgende proces is. Daarnaast concludeert Borowiecki (2009) dat de huizenprijzen met 0,7% dalen nadat de reële rente gestegen is met 1%. Dit negatieve verband is in lijn met de eerdere besproken bevindingen over de langetermijnrentes. Een opvallende bevinding hiernaast die haaks staat op eerdere empirische bevindingen, is de minimale impact van het reële BBP op huizenprijzen. Borowiecki (2009) vindt een statistische insignificantie voor het reële BBP, die uitwijst dat een 0,47% toename in huizenprijzen volgt op een 1% toename in het reële BBP.

Borowiecki (2009) stelt ten slotte nog een andere relatie vast, namelijk die tussen aandelenindices en huizenprijzen. Volgens zijn resultaten wordt een 10% toename in aandelenindices gevolgd door een 1,2% toename in huizenprijzen. Deze toename verklaart hij door te stellen dat de gemaakte winsten op de aandelenmarkt een toename in kapitaaloverdracht bewerkstelligen naar de huizenmarkt. Bij deze verklaring sluiten Égert & Mihaljek (2007) zich aan, met daarnaast nog een addendum. Zij betogen dat de huizenmarkt een interessant alternatief is om in te investeren. Verder laat ook Sutton (2002) de relatie tussen huizenprijzen en aandelenindices terugkomen. Hij laat in zijn onderzoek zien dat een 10% toename in aandelenkoersen, als gevolg een 1% toename in huizenprijzen over een periode van drie jaar heeft.

Posedel & Vizek (2009) onderzoeken de impact van schokken in determinanten op huizenprijzen, met verschillende horizons. Zij concluderen dat voor zowel het Verenigd Koninkrijk als voor Ierland huishoudelijke leningen een significant positief verband hebben met huizenprijzen. In het Verenigd Koninkrijk verklaren huishoudelijke leningen zelfs het grootste deel van de variantie binnen huizenprijzen, namelijk 47,39% na vier jaar tijd. In het geval van Ierland verklaren huishoudelijke leningen 21,17% van de variantie in huizenprijzen en daarmee zijn huishoudelijke leningen de op één na belangrijkste determinant. Posedel & Vizek (2009) concluderen bovendien dat nationaal inkomen een relatief klein aandeel verklaart van de variantie in huizenprijzen, in verhouding tot rentestanden en huishoudelijke leningen. De gemiddelde contributie van nationaal inkomen is minder dan 10% van de totale variantie in huizenprijzen, wanneer een horizon van vier jaar wordt gehanteerd.

Pospadel & Vizek (2009) trekken in hun onderzoek vaak de vergelijking met het onderzoek van Égert & Mihaljek (2007). Het voornaamste verschil tussen de onderzoeken zit in de gebruikte onderzoeksmethode. Verder bestuderen beiden de determinanten van de huizenprijzen in transitielanden in verhouding tot de determinanten van ontwikkelde economieën. Pospadel & Vizek (2009) doen dit door middel van een vector autoregressief model (VAR), terwijl zoals eerder genoemd Égert & Mihaljek (2007) gebruik maken van een paneldata analyse. Ten eerste betogen Pospadel & Vizek dat een paneldata analyse niet de meest geschikte methode is. Dit baseren zij op de bewering dat huizenprijs data van transitielanden niet als volledig vergelijkbaar kan worden aangemerkt, waardoor een panel analyse niet optimaal is. Ten tweede modelleren Égert & Mihaljek (2007) panels bestaande uit drie onafhankelijke variabelen. Hierbij zijn in alle gevallen de eerste twee variabelen inkomen en rentestanden of een proxy voor (één van) beiden. Volgens Pospadel & Vizek (2009) resulteert dit in modellen die niet kunnen controleren voor meerdere factoren die invloed hebben op huizenprijzen. In essentie houdt dit in, dat door het gebruik van slechts drie variabelen de kans aanzienlijk toeneemt dat inkomen en rentestanden of een proxy als statistisch significant worden bevonden.

In dit onderzoek zullen de meeste van de zojuist besproken determinanten terugkomen in de gebruikte regressies. Het gehanteerde econometrische model is de grootste innovatie en toevoeging aan bestaande literatuur, gezien het feit dat het PMG model niet eerder is gehanteerd in de determinantenanalyse van huizenprijzen in meerdere Europese landen. Tevens is de beschikbaarheid van onderzoeken die de periode van 2007-2016 omvatten nihil. Deze constatering is opvallend te noemen aangezien deze periode juist bijzonder interessant is door de grote fluctuaties in huizenprijzen, en de doorgronding van de achterliggende determinanten in deze respectievelijke periode. Zoals in de introductie gesteld zal de hierop volgende sectie ingaan op de economische en econometrische benadering. In deze sectie zal diep in zal worden gegaan op de onderzochte determinanten die aan bod zullen komen in de gehanteerde regressies.

Economische en econometrische benadering

Deze sectie zal allereerst ingaan op de variabelen in de gehanteerde dataset om tot de empirische resultaten te komen, waarbij de aandacht gecentraliseerd is om de afhankelijke variabele reële huizenprijs index heen. Hierna zullen de gehanteerde regressies uiteengezet waarbij ook de resterende variabelen besproken worden. De gebruikte methodologie en technieken voor het verkrijgen van de resultaten zullen tot slot aan bod komen.

Dataset

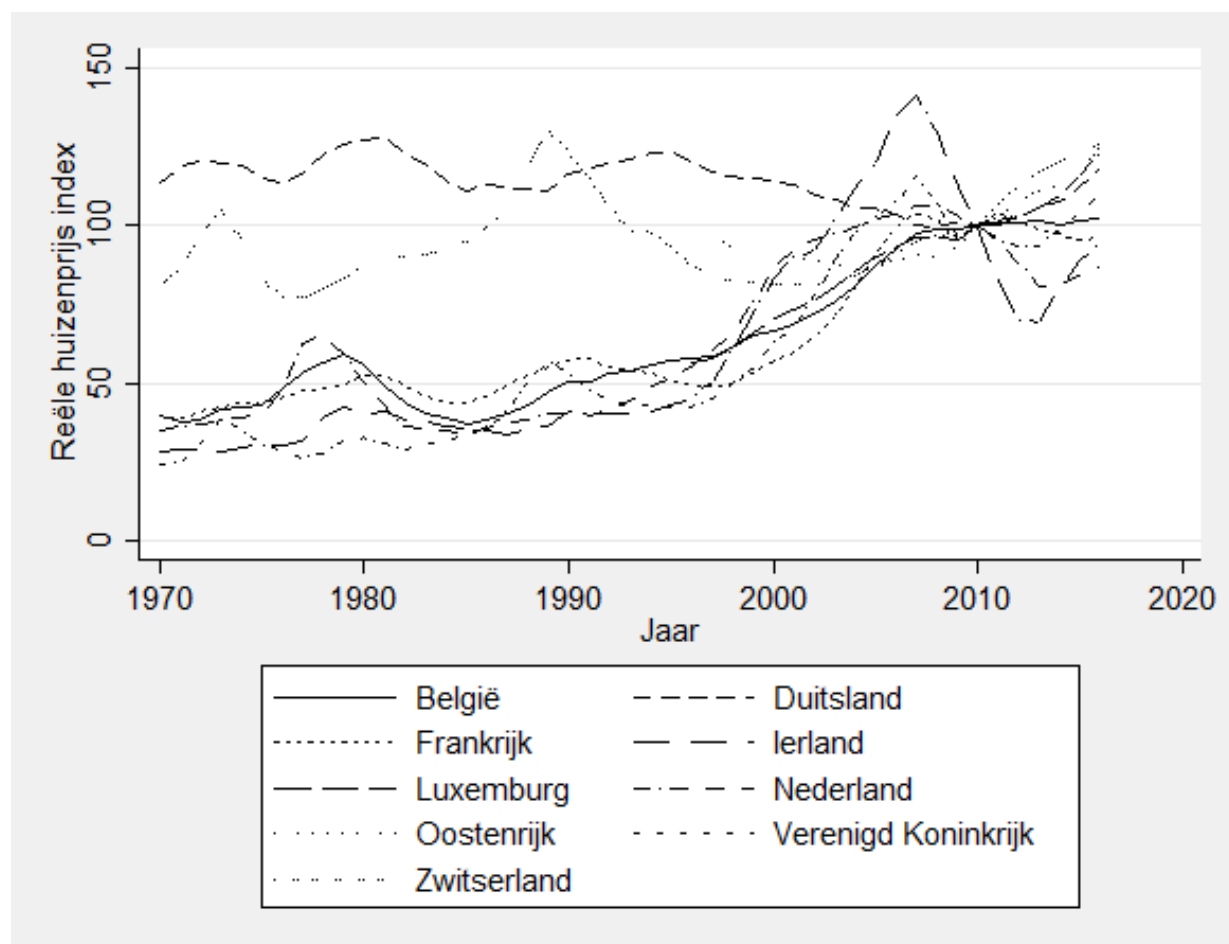
De dataset bestaat uit een panel dataset van jaarlijkse observaties voor 9 West-Europese landen, betreffende Nederland, Duitsland, Zwitserland, Oostenrijk, België, Frankrijk, Verenigd Koninkrijk, Ierland en Luxemburg. Binnen de dataset bevinden zich observaties binnen een tijdsbestek wat zich uitstrekt tussen 1970-2016, waarbij niet voor alle landen een evenredige omvang van de observaties ter beschikking staat. De reden hiervoor is de beperkte beschikbaarheid van data van de periode voor 1985, waarbij voor een aantal variabelen zelfs geen data getraceerd is gedurende de periode voor 1995. Dit zojuist beschreven feit leidt tot een ongebalanceerde dataset. Ook in het paper van Égert & Mihaljek (2007) is er sprake van een zogeheten ongebalanceerde dataset. De ongebalanceerde dataset vormt geen probleem voor het toepassen van het PMG model (Pesaran Shin & Smith, 1999).

De data van het grootste belang is de data betreffende de reële huizenprijzen. Deze data is als index verkregen uit de databank van de Organisation for Economic Cooperation and Development (OECD). De variabele reële huizenprijzen wordt gedefinieerd als de nominale huizenprijzen³ verdisconteerd met het inflatieniveau van de CPI, en is seizoengecorrigeerd. Égert & Mihaljek (2007) beschrijven in hun onderzoek het probleem van de verscheidene definiëringen van deze variabele, door de verschillende nationale banken en vastgoed bedrijven waarvan de data verkregen is. Aangezien de dataset aangaande deze variabele in zijn geheel verkregen is van de OECD, waardoor de definiëring identiek is, is van dit probleem geen sprake.

³ De nominale huizenprijs bestaat uit de verkoop van nieuwbouw en bestaande onderkomens.

Ontwikkeling huizenprijzen

Gedurende de laatste drie/vier decennia hebben alle onderzochte landen een toename in de reële huizenprijzen doorgemaakt ten opzichte van het startjaar, wat voor de meeste landen 1970 is, geïllustreerd in *Figuur 1*. Het is duidelijk op te maken uit *Figuur 1* dat de stijging in huizenprijzen voor alle landen behalve Duitsland en Zwitserland het sterkste was in de periode rond het jaar 2000 aan de helling van de indices rond dat jaar. Daarnaast begint voor zowel Duitsland als Zwitserland de index relatief hoger dan de indices van de overige West-Europese landen. In de gehele periode voor 2007 (voor de kredietcrises) ontwikkelen de indices zich vrijwel evenredig voor de landen Nederland, België, Verenigd Koninkrijk, Ierland en Frankrijk. Voor een duidelijker beeld van het procesverloop is *Tabel 1* gegenereerd.



Figuur 1. Reële huizenprijs ontwikkelingen van de 9 onderzochte West-Europese landen, betreffende de periode van 1970-2016.

Tabel 1. Het gemiddelde jaarlijkse groeipercentage van de reële huizenprijs indices (%).

Periode	Nederland	Duitsland	Zwitserland	Oostenrijk	België
1970-1996	2,25	0,25	0,53	-*	1,67
1997-2006	6,59	-1,49	0,43	-1,22	4,88
2007-2016	-1,61	1,33	3,36	3,50	0,98
	Luxemburg	VK.	Frankrijk	Ierland	
1970-1996	-*	2,77	0,91	2,01	
1997-2006	5,16	9,85	7,36	11,71	
2007-2016	2,80	0,42	-0,28	-2,82	

Bron: Berekeningen van de auteur op basis van de gehanteerde dataset.

*Geen of incomplete observaties over de betreffende periode.

Het beeld wat geschetst wordt door *Tabel 1* illustreert de sterke stijging in reële huizenprijzen in het gros van de landen gedurende de periode van 1997-2006. De buurlanden Duitsland, Oostenrijk en Zwitserland zijn de enige landen die niet deze sterke stijging doormaken, wat kan wijzen op een gemeenschappelijke ‘regionale’ factor die hier ten grondslag aan ligt. Opvallend is de piek zichtbaar in *Figuur 1* rond 2007 in Ierland, wat zich vertaalt in het hoge groeipercentage van Ierland gedurende 1997-2006 in *Tabel 1*. De index bedraagt maar liefst 141,48 op het hoogtepunt voordat er een duikvlucht wordt genomen richting een dieptepunt van 69,92 in 2012. Volgens Williams, Hughes & Redmond (2010) is de achterliggende reden voornamelijk te vinden in de tijdelijke stijging in de vraag naar woningen voorafgaand aan 2007. Dit werd veroorzaakt onder anderen door investeerders die hun kans schoon zagen om mee te liften op de stijgende prijzen. Daaropvolgend ontstond een aanbodoverschot, terwijl gelijktijdig niemand in durfde te stappen doordat de prijscorrectie recentelijk plaatsgevonden had. In het onderzoek van Égert & Mihaljek (2007) komt dit ook naar voren. Zij laten zien dat het aantal nieuwbouwwoningen in Ierland substantieel hoger uitviel dan in andere Europese landen. Vervolgens concluderen ze hierdoor dat een beperkt aanbod leidt tot een hogere groei in huizenprijzen, logischerwijs. In de periode van 2007-2016 is het contrast met de voorgaande periode immens. Ieder land noteert een lager groeicijfer, vaak zelfs een negatief gemiddelde, behalve opvallend genoeg het cluster landen met Duits als voertaal. Oostenrijk heeft sinds de oorsprong van de index een vrijwel continu stijgende lijn ingezet, vergelijkbaar met Zwitserland waar eenzelfde trend zichtbaar is, vanaf 2000. Wanneer de gehele geobserveerde periode wordt bekeken, zijn reële huizenprijs stijgingen het meest zichtbaar in het Verenigd Koninkrijk.

Empirisch model

Zoals in de introductie sectie aan bod kwam, baseert dit onderzoek zich gedeeltelijk op het onderzoek van Égert & Mihaljek (2007). In hun onderzoek maken Égert & Mihaljek (2007) gebruik van verscheidene regressies met als inputs twee tot drie variabelen, die potentiële determinanten zijn van de reële huizenprijzen. De meeste regressies die Égert & Mihaljek (2007) opstellen hebben betrekking op de ontwikkelde OECD landen, waaronder ook de West-Europese landen uit dit onderzoek vallen. Deze specifieke regressies die gehanteerd werden door Égert & Mihaljek (2007), zullen eveneens gehanteerd worden door dit onderzoek met een ander achterliggende methode als schatter, de PMG. Voor alle komende variabelen geldt dat de data verkregen is uit de databank van de OECD.

De variabele reële huizenprijs index is in de voorgaande deel sectie reeds gedefinieerd, en zal in de komende regressies genoteerd worden als p^{huizen} . De eerste regressie onderzoekt het verband met de twee meest conventionele determinanten, zoals deze eerder zijn aangewezen in het theoretisch raamwerk. Hierbij wordt het BBP per capita (*BBP/capita*) gedefinieerd als een monetaire maatstaf voor de marktwaarde van alle eindproducten en services geproduceerd binnen een jaar, per inwoner van een corresponderend land. De data voor deze variabele is als één van de weinige variabelen compleet zonder missende observaties tussen 1970-2016. Het BBP per capita is gemeten in Amerikaanse dollars en eveneens gebruikt in deze vorm. Het BBP per capita is gemeten op basis van huidige prijzen en absolute koopkracht, waardoor de data vergelijkbaar is tussen landen voor ieder individueel jaar. De langetermijnrentes (*LT rente*) worden gedefinieerd als de langetermijnrente van overheidsobligaties, die in 10 jaar verlopen. De rentes zijn impliciet afgeleid van de prijzen waarvoor overheidsobligaties worden verhandeld op financiële markten, niet de afgesproken rentes bij uitgave. Voor alle landen behalve Oostenrijk en Luxemburg zijn complete datasets observaties getraceerd tussen 1970-2016. Afgeleid uit de bestaande besproken literatuur, ligt het in de lijn der verwachting dat BBP per capita positief gecorreleerd zal zijn met de reële huizenprijzen, terwijl de langetermijnrentes waarschijnlijk een negatieve correlatie zullen hebben met de afhankelijke variabele:

$$p^{huizen} = f(BBP/capita, LT\ rente) \quad (1)$$

Deze specificatie (1) zal vanaf dit moment fungeren als absolute basis voor het opstellen van de hierop volgende regressies. Dit houdt in dat de besproken variabelen in het theoretisch raamwerk toegevoegd zullen worden aan dit basismodel als complement. De eerste additionele variabele is de aandelenindex (*stk index*). Deze wordt gedefinieerd als de aandelenprijzen van normale aandelen verhandeld op nationale beurzen. De waardes van de aandelenindices worden bepaald aan de hand van de waardes bij het sluiten van de beurs per dag, en vervolgens uitgedrukt als een simpel gemiddelde van de dagelijkse data om tot jaarlijkse observaties te komen. De data is zoals vermeld verkregen uit de databank van de OECD, die de indices op haar beurt verkregen heeft van centrale banken die de indices compileren. Alleen van de landen België en Luxemburg missen er observaties van respectievelijk voor 1986 en van voor 1996. In lijn met het geobserveerde effect uit de besproken literatuur van aandelenindices op huizenprijzen, wordt verwacht een positieve correlatie te vinden. Dit leidt tot de volgende regressie:

$$p^{huizen} = f(BBP/capita, LT\ rente, stk\ index) \quad (2)$$

Tevens wordt een regressie geschat met als additionele variabele de geharmoniseerde werkloosheid (*werkls*). Er is gekozen voor de geharmoniseerde werkloosheid in plaats van de werkloosheid omdat voor de geharmoniseerde een uniforme definitie gehanteerd wordt waardoor de variabele internationaal beter vergelijkbaar is. De geharmoniseerde werkloosheid wordt gedefinieerd als mensen uit de beroepsbevolking zonder werk, die beschikbaar zijn om te werken, en die specifieke acties hebben ondernomen om werk te vinden. De maatstaf is gemeten als het percentage van de beroepsbevolking, en is seizoensgecorrigeerd. De data is voor de meeste landen vanaf 1983 beschikbaar en opgenomen in het panel. Zoals besproken in het theoretisch raamwerk is werkloosheid naar verwachting negatief verbonden met de reële huizenprijzen:

$$p^{huizen} = f(BBP/capita, LT\ rente, werkls) \quad (3)$$

Vervolgens wordt een regressie geschat, waarbij de variabele beroepsbevolking (*beroepsbv*) aan de basis regressie toegevoegd wordt. De variabele weerspiegelt het percentage van de totale populatie van een land, dat zich bevindt in de leeftijdscategorie van 15-64 jaar. Door deze variabele kan vergrijzing van de bevolking eventueel als significant gerelateerd worden aan de reële

huizenprijzen. De data is over het gehele tijdsbestek van 1970-2016 beschikbaar voor ieder onderzocht land. De verwachte correlatie met de reële huizenprijzen is positief naar aanleiding van de bevindingen uit de besproken literatuur:

$$p^{huizen} = f(\overset{+}{BBP/capita}, \overset{-}{LT\ rente}, \overset{+}{beroepsbv}) \quad (4)$$

Égert & Mihaljek (2007) betogen dat arbeidsloon als een proxy gezien kan worden voor verandering in de kwaliteit van woningen. Vanuit een econometrisch standpunt is het aannemelijk dat BBP per capita en arbeidsloon sterk gecorreleerd zijn, wat een probleem vormt. Anderzijds kan BBP per capita informatie bevatten over de kwaliteitsverandering van onderkomens. Hierom wordt BBP per capita uitgesloten van de regressie die arbeidsloon (*loon*) bevat. De variabele is gemeten in Amerikaanse dollars en in deze vorm gebruikt. Voor alle landen zijn observaties genoteerd vanaf 1990. Net als bij BBP per capita wordt verwacht dat de te vinden relatie met huizenprijzen positief is voor arbeidsloon:

$$p^{huizen} = f(\overset{-}{LT\ rente}, \overset{+}{loon}) \quad (5)$$

Methodologie en technieken

Allereerst zal gekeken worden naar de mogelijk stationariteit⁴ en non-stationariteit in level. Non-stationariteit kan valse resultaten (*spurious results*) opleveren waardoor een relatie tussen variabelen aangetoond lijkt, terwijl realistisch gezien de variabelen niet causaal gerelateerd zijn aan een ander. Om te testen op (non-)stationariteit wordt in dit onderzoek gebruik gemaakt van twee unit root toetsen: de Im-Pesaran-Shin test (IPS) (Im, Pesaran, & Shin, 2003) en de Fisher test (Whitehead, 2002). Beide toetsen zijn compatibel met een ongebalanceerde dataset en testen

⁴ Een tijdreeks met statistische eigenschappen, zoals gemiddelde, autocorrelatie en variantie, die constant zijn over de tijd.

de nulhypothese dat er sprake is van non-stationariteit, $H_0 : \rho = 1$. De alternatieve hypothese luidt $H_A : \rho < 1$. Indien H_0 verworpen wordt is er sprake van stationariteit in minstens één van de landen (Im, Pesaran, & Shin, 2003). Indien een variabele stationair blijkt te zijn of niet overtuigend non-stationair, wordt de *first-difference* gegenereerd en bekeken of er sprake is van een I(1) proces. Op basis van een visuele beschouwing wordt allereerst bepaald of er sprake is van een trend in de data van een variabele.

Levin, Lin & Chu (2002) betogen om rekening te houden met cross-sectionele correlatie tussen landen. De auteurs suggereren om het cross-sectionele gemiddelde te verwijderen uit de data om zo te controleren voor deze correlatie. In het gehanteerde statistische programma Stata komt dit neer op het specificeren van de optie *demean* in de syntax. Dit is praktisch gezien efficiënt aangezien de panels in macro panels zelden onafhankelijk zijn van elkaar. Het is aannemelijk dat gemeenschappelijke factoren meerdere landen uit de dataset beïnvloeden. Door de optie *demean* toe te passen verminderen deze problemen (Choi, 2001). Wegens overwegingen aangaande de ruimte die een aparte tabel per geteste variabele inneemt, is een bondige tabel geconstrueerd met de resultaten van de eerste test, de IPS test (*Tabel 2*).

Tabel 2. De resultaten van de Im-Persaran-Shin test op stationariteit per variabele weergeven.

IPS	Reële huizenprijs index	BBP per capita (\$)	Langetermijnrente	Aandelenindex
Trend?	Ja	Ja	Ja	Ja
p-waarde test Significant?	0,9466 Nee	0,9935 Nee	0,0021*** Ja	0,0764* Ja
First difference: p-waarde Significant?	0,0000*** Ja	0,0000*** Ja	-	0,0000*** Ja

IPS	Geharmoniseerde werkloosheid	Werkende populatie	Gemiddeld arbeidsloon
Trend?	Ja	Ja	Ja
p-waarde test Significant?	0,1084 Nee	0,7067 Nee	0,3490 Nee
First difference: p-waarde Significant?	0,0000*** Ja	0,0000*** Ja	0,0000*** Ja

*Significant op 10% **Significant op 5% ***Significant op 1%

In *Tabel 3* zijn de resultaten weergegeven van de Fisher test. Ook voor deze test is eerst bestudeerd of er een trend aanwezig is in de tijdreeksen. Tevens is de optie *demean* toegepast met een identieke argumentatie voor het toepassen hiervan als voor de IPS test, volgens Choi (2001).

Tabel 3. De resultaten van de Fisher test op stationariteit per variabele weergegeven.

Fisher	Reële huizenprijs index	BBP per capita (\$)	Langetermijnrente	Aandelenindex
Trend?	Ja	Ja	Nee	Ja
-Inverse chi-kwadraat	0,8325	0,9995	0,0332**	0,0691*
-Inverse normaal	0,8247	0,9998	0,0133**	0,1595
-Inverse logit	0,8232	0,9998	0,0160**	0,1501
-Aangepaste inverse chi-kwadraat	0,8298	0,9878	0,0189**	0,0556*
Significant?	Nee	Nee	Ja	Nee
First difference:			-	
-Inverse chi-kwadraat	0,0024***	0,0000***		0,0000***
-Inverse normaal	0,0009***	0,0000***		0,0000***
-Inverse logit	0,0014***	0,0000***		0,0000***
-Aangepaste inverse chi-kwadraat	0,0002***	0,0000***		0,0000***
Significant?	Ja	Ja		Ja

Fisher	Geharmoniseerde werkloosheid	Werkende populatie	Gemiddeld arbeidsloon
Trend?	Ja	Ja	Ja
-Inverse chi-kwadraat	0,0298**	0,6871	0,9518
-Inverse normaal	0,0278**	0,7849	0,9946
-Inverse logit	0,0264**	0,7637	0,9928
-Aangepaste inverse chi-kwadraat	0,0160**	0,7127	0,9259
Significant?	Ja	Nee	Nee
First difference:	-		
-Inverse chi-kwadraat		0,0004***	0,0000***
-Inverse normaal		0,0001***	0,0000***
-Inverse logit		0,0001***	0,0000***
-Aangepaste inverse chi-kwadraat		0,0000***	0,0000***
Significant?		Ja	Ja

*Significant op 10%

**Significant op 5%

***Significant op 1%

De resultaten in *Tabel 2* zijn niet opmerkelijk wanneer vergeleken met de gevonden processen door Égert & Mihaljek (2007), bij een significantieniveau van 5%. In bijna alle gevallen wordt de nulhypothese verworpen waardoor aangetoond wordt dat er sprake is van stationariteit in minstens één van de onderzochte landen in de steekproef. De enige uitzondering hierop is de gevonden p-waarde voor de langetermijnrente. Deze impliceert dat de langetermijnrente een $I(0)$ proces is terwijl conventionele bevindingen de langetermijnrente aanduiden als een *mean reversion* proces (Égert & Mihaljek, 2007), oftewel een $I(1)$ proces. Ogenscheinlijk vindt dit $I(0)$ proces zijn oorsprong in een trend van lage rentestanden sinds 2000 waardoor de serie aangemerkt wordt als stationair in level. Gezien de eerdere bevindingen in gerelateerde literatuur wordt uitgegaan van een $I(1)$ proces voor de langetermijnrente (Égert & Mihaljek, 2007).

De resultaten van de Fisher test zijn weergegeven in *Tabel 3*. Uit de gevonden p-waarden in de tabel blijkt dat in alle gevallen op twee variabelen na de nulhypothese van non-stationariteit verworpen wordt. Echter wordt er wederom wordt een $I(0)$ proces vastgesteld voor de langetermijnrente. In de vorige alinea is reeds uiteengezet waardoor dit mogelijk veroorzaakt wordt en hoe deze series aangemerkt zullen worden in het vervolg. Opmerkelijk is het aangetoonde $I(0)$ proces in de variabele geharmoniseerde werkloosheid, die stationair is voor het gehanteerde significantieniveau van 5%. Rekening houdend met het eerder bepaalde $I(1)$ proces in *Tabel 2* wordt deze variabele ook aangemerkt als een $I(1)$ proces, bij geen overweldigend bewijs hiertegen vanuit de beide toetsen. Indien alle variabelen $I(1)$ processen zijn, zoals zojuist aangetoond, dan is de error term in de regressie een $I(0)$ proces voor alle landen (Pesaran & Smith, 1995).

De gehanteerde econometrische technieken in dit onderzoek zijn de *Pooled Mean Group* en de *Mean Group* schatter, om de lange termijn relatie tussen veranderingen in reële huizenprijzen en conventionele determinanten te benaderen. Bassanini & Scarpetta (2001) betogen dat het overgrote deel van de bestaande literatuur aangaande groei regressies, een cross-sectionele benaderingen hanteert. Cross-sectionele regressies bieden echter alleen consistente schattingen van de lange termijn relatie onder een aantal zeer restrictieve voorwaarden: de land specifieke parameters zijn onafhankelijk gedistribueerd en de regressors zijn strict exogeen (Pesaran & Smith, 1995). Ook worden potentiële heterogeniteit en technologische vooruitgang genegeerd door cross-sectionele regressies (Bassanini & Scarpetta, 2001).

Door het gebruik van paneldata kan wel gecontroleerd worden voor landspecifieke effecten. Pesaran & Smith (1995) en Pesaran et al. (1999) introduceren twee technieken om non-stationaire dynamische panels te schatten, waarin parameters heterogeen zijn tussen groepen, respectievelijk het MG en het PMG model. Het MG model benadert in eerste instantie individuele tijdreeksen voor ieder land van het onderzochte panel, om vervolgens van deze tijdreeksen het gemiddelde te nemen. Het PMG model zich baseert op een combinatie van gepoolde coëfficiënten voor de lange termijn relatie, en gemiddelde coëfficiënten voor de korte termijn relatie. In andere woorden stelt het PMG model een homogeniteit restrictie aan de lange termijn relatie tussen variabelen, terwijl de MG deze restrictie niet toepast (Pesaran et al., 1999).

Wanneer het PMG model toegepast wordt op huizenprijs analyse is een voordeel dat het prijsontwikkelingen verbindt met de onderliggende fundamentele waarde en daardoor efficiëntere schattingen genereert, in verhouding tot het MG model, indien de homogeniteit restrictie valide is. Beide modellen worden toegepast op de in het empirisch model vermelde regressies. De hypothetische homogeniteit kan niet zomaar aangenomen worden, en vandaar wordt deze empirisch getest in alle specificaties door middel van de Hausman test (Hausman, 1978). De Hausman test benadert het meest toepasselijke model door te testen op de efficiëntie en consistentie eigenschappen. Onder de nulhypothese is het verschil tussen de geschatte coëfficiënten door de PMG en MG modellen niet significant, en is het PMG model efficiënter. Baum, Schaffer & Stillman (2003) opteren voor het gebruik van de variantie-covariantie matrix van het meeste efficiënte model, in de berekening van de test statistieken. Aangezien het gehanteerde statistische programma dit niet automatisch doet, is de syntax optie *sigmamore* gespecificeerd om dit te forceren. Onder de lange termijn homogeniteit hypothese vergroot het PMG model de efficiëntie van de schattingen in vergelijking tot de MG schattingen (Pesaran et al., 1999).

In mathematische vorm ziet het dynamische panel model er als volgt uit:

$$p_{i,t}^{huizen} = \delta_{10,i}LT\ rente_{i,t} + \delta_{11,i}LT\ rente_{i,t-1} + \delta_{20,i}x_{i,t} + \delta_{21,i}x_{i,t-1} + \delta_{30,i}z_{i,t} + \delta_{31,i}z_{i,t-1} + \lambda_i p_{i,t-1}^{huizen} + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

De PMG specificatie wanneer toegepast op de gehanteerde panel dataset ziet er als volgt uit:

$$\Delta p^{huizen}_{i,t} = \rho_i \left(p^{huizen}_{i,t-1} + \beta_{0,i} + \beta_{1,i} LT\ rente_{i,t} + \beta_{2,i} x_{i,t} + \beta_{3,i} z_{i,t} \right) + \delta_{11,i} \Delta LT\ rente_{i,t} + \delta_{21,i} \Delta x_{i,t} + \delta_{31,i} \Delta z_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

waarbij $\rho_i = -(1 - \lambda_i)$, $\beta_{1,i} = \frac{\delta_{10i} + \delta_{11i}}{1 - \lambda_i}$, $\beta_{2,i} = \frac{\delta_{20i} + \delta_{21i}}{1 - \lambda_i}$, $\beta_{3,i} = \frac{\delta_{30i} + \delta_{31i}}{1 - \lambda_i}$

Hierbij is/zijn:

- de parameters weergeven door $LT\ rente$, x , z waarbij de invulling van x en z afhankelijk is van de respectievelijke regressors uit de empirische regressies (1) - (5) aangezien deze verschillen per vergelijking, en in de vergelijkingen (1) en (5) is de derde parameter z niet van toepassing;
- de landen $i = 1, 2, \dots, N$;
- het aantal periodes $t = 1, 2, \dots, T$;
- de error correctie snelheid van de aanpassing parameter ρ_i ;
- de lange termijn coëfficiënten van de regressors uit de eerder geschetste empirische modellen $\beta_{1,i}$, $\beta_{2,i}$, $\beta_{3,i}$ waarbij $\beta_{3,i}$ alleen van toepassing is indien er drie regressors in het corresponderende empirische model zijn opgenomen;
- $\beta_{0,i}$ het gemiddelde van de co-integratie relatie indien deze ongelijk aan nul is.

Van ρ_i wordt verwacht dat deze negatief zal zijn, indien de variabelen een terugkeer naar het lange termijn evenwicht vertonen (Pesaran et al., 1999).

In de hierop volgende sectie aangaande de resultaten worden de gevonden waardes voor de parameters uit formule (7) besproken, en de invloed die zij werkelijk hebben op de afhankelijke variabele reële huizenprijzen. Daarnaast wordt gekeken naar de significantie van deze parameters voor het gehanteerde significantieniveau van 5% en of deze conventionele determinanten voor de onderzochte periode de werkelijke drijvers waren van fluctuaties in de reële huizenprijzen.

Empirische resultaten

In deze sectie zullen de empirische resultaten van dit onderzoek besproken worden. Alle resultaten zullen verwijzen naar de vergelijkingen (1) – (5) die vermeld en opgesteld zijn in de subsectie betreffende het empirisch model. De resultaten zijn vermeld in *Tabel 4-8* waarin ook de Hausman test statistiek van deze test is opgenomen. Alle *error correction terms* (ECT) voldoen aan het dubbele criterium van een negatief teken en statistische significantie benodigd om een lange termijn co-integrerende relatie vast te stellen tussen reële huizenprijzen en de geselecteerde variabelen.

Allereerst de resultaten aangaande de ECT. In de korte introductie tot deze sectie is reeds gemeld dat deze voldoen aan de criteria voor co-integratie. Égert & Mihaljek (2007) stellen in hun onderzoek vast dat de ECT varieert van -0,05 tot -0,11 voor het panel waarin de OECD landen zijn opgenomen. Onder deze OECD landen vallen ook de landen die in dit onderzoek ter sprake komen. Bijzonder genoeg worden door het PMG model ECT waardes variërend van -0,042 tot -0,106 gevonden, wat neerkomt op bijna exact dezelfde spreiding in ECT waardes. Deze waardes voor de ECT impliceren een relatief lage aanpassing snelheid richting het groeipercentage van reële huizenprijzen in het evenwicht, in verhouding tot de gevonden ECT waardes voor transitielanden door Égert & Mihaljek (2007), waarvoor de waardes tussen de -0,15 en -0,33 liggen.

De Hausman test wijst voor alle vijf gehanteerde regressies uit, dat de *Pooled Mean Group* methode het meest efficiënt is in vergelijking met de *Mean Group* schatter. Dat kan geconcludeerd worden naar aanleiding van de test statistieken, vermeld in de vierde kolommen van *Tabel 5 t/m Tabel 8*. In alle vijf de gevallen zijn de waardes niet significant. In de vorige sectie betreffende het empirisch model werd gesteld dat indien de gevonden test statistiek niet significant is, het PMG model het efficiëntere model is. Dit houdt in dat de nulhypothese, van geen significant verschil tussen de geschatte coëfficiënten door de PMG en MG modellen, in alle gevallen niet verworpen kan worden. Daarmee is het PMG model het meest efficiënt in alle onderzochte gevallen.

Tabel 4. De resultaten van regressie (1). Afhankelijke variabele: Δ reële huizenprijs index. Standaard error is vermeld tussen haakjes.

Eq(1)	Pooled Mean Group	Mean Group	Hausman-test
Lange termijn coëfficiënten			
BBP/capita	0,00025* (0,00014)	-0,0061 (0,0043)	$\chi^2(1) = 1,04$ Kans $> \chi^2 =$ 0,307
LT rente	-9,36*** (1,43)	-32,28* (18,74)	
Korte termijn coëfficiënten			
Δ BBP/capita	0,00084* (0,00050)	0,0013** (0,0006)	
Δ LT rente	0,81*** (0,27)	83,17*** (32,49)	
ECT	-0,106***	-0,039**	

*Significant op 10%

**Significant op 5%

***Significant op 1%

BBP per capita is slechts in twee van de vier modellen waarin de variabele een rol speelt zeer significant. Wel heeft de variabele in bijna alle modellen het verwachte positieve teken, behalve in model (3), waarin ook de variabele aandelenindex is opgenomen. Opvallend genoeg is dit respectievelijke model, het model waarin BBP per capita de meest significante waarde heeft, in vergelijking met BBP per capita in andere modellen. Er kan niet geconcludeerd worden dat BBP per capita een significant positieve of negatieve invloed heeft gehad op de huizenprijzen in het onderzochte tijdsbestek. Deze bevinding kan aangemerkt worden als opvallend aangezien de variabele in kwestie een conventionele determinant is van de huizenprijzen. Mogelijk wordt dit veroorzaakt door de recente fluctuaties in de huizenprijzen, terwijl BBP per capita een relatief constante groei doormaakte, waardoor de verklarende waarde afneemt. Het onderzoek van Gallin (2006) stelt ook dat BBP per capita niet significant is voor de verandering in huizenprijzen. Tevens vond Borowiecki (2009) een insignificant verband tussen het reële BBP en de reële huizenprijzen. Deze bevindingen zijn niet in overeenstemming met de resterende besproken bestaande literatuur over de determinanten van huizenprijzen, waarin de het BBP naar voren komt als een belangrijke determinant. Wel zijn deze twee onderzoeken in lijn met de bevindingen in dit onderzoek over het BBP per capita.

De langetermijnrente is in alle vijf modellen zeer significant en heeft het verwachte negatieve teken. In ieder van de vijf modellen is de berekende p-waarde van de langetermijnrente 0,000 behalve in het model vermeld in *Tabel 5*. In dit model is de p-waarde overigens 0,012 wat nog immer significant is voor het gehanteerde significantieniveau van 5%. Deze bevindingen zijn in lijn met de bestaande literatuur aangaande de determinanten van huizenprijzen, zoals de genoemde onderzoeken van Borowiecki (2009) en Adams & Füss (2010). De negatieve coëfficiënt impliceert dat een stijging in de langetermijnrente geassocieerd wordt met een daling in de reële huizenprijzen. De coëfficiënt van de langetermijnrente fluctueert in de vergelijkingen tussen de -16,35 en -6,97, afhankelijk van de additionele variabelen in de betreffende vergelijking. Er kan geconcludeerd worden dat langetermijnrente een belangrijke determinant is van de reële huizenprijzen, op basis van deze resultaten. Indien de langetermijnrente door bijvoorbeeld de afbouw van het obligatie opkoopprogramma van de ECB zal stijgen impliceert dit een daling van de huizenprijzen op termijn.

Tabel 5. De resultaten van regressie (2). Afhankelijke variabele: Δ reële huizenprijs index. Standaard error is vermeld tussen haakjes.

Eq(2)	Pooled Mean Group	Mean Group	Hausman-test
Lange termijn coëfficiënten			
BBP/capita	-0,0032*** (0,0012)	-0,0027 (0,0029)	$\chi^2(2) = 2,29$ Kans $> \chi^2 =$ 0,319
LT rente	-6,97** (2,79)	-40,61 (45,39)	
Aandelenindex	0,93*** (0,23)	-0,56 (1,19)	
Korte termijn coëfficiënten			
Δ BBP/capita	0,0010** (0,0005)	0,00084 (0,00055)	
Δ LT rente	0,18 (26,92)	0,87*** (0,34)	
Δ Aandelenindex	-0,0085 (0,0142)	-0,0059 (0,0114)	
ECT	-0,042***	-0,042	

*Significant op 10%

**Significant op 5%

***Significant op 1%

De aandelenindex heeft een zeer significante positieve relatie tot de huizenprijzen. De gevonden p-waarde bedraagt 0,000 en is hiermee zelfs voor een significantieniveau van 1% significant. De coëfficiënt van 0,93 zoals deze genoteerd is in *Tabel 5*, impliceert een sterk positief verband van de ene index, de aandelenindex, op de ander, de reële huizenprijs index. Ter illustratie, een 1 procentpunt verhoging in de aandelenkoersen leidt tot een 0,93 procentpunt verhoging in de huizenprijzen. Zoals eerder gesteld zorgt de toevoeging van de aandelenindex ervoor, dat het teken van BBP per capita verandert van de positief naar negatief. In het theoretisch raamwerk werd gesteld dat gerealiseerde winsten op de beurs mogelijk leiden tot een vermogensverschuiving van de aandelenmarkt naar de vastgoedmarkt. Deze stelling is meer aannemelijk geworden door het gevonden resultaat. Bijzonder genoeg vinden Égert & Mihaljek (2007) een negatief verband tussen de aandelenindex en de huizenprijzen in OECD landen. Zij suggereren dat er sprake kan zijn van een substitutie effect tussen de huizenmarkt en de beurs. Er kan op basis van de resultaten geconcludeerd worden dat de aandelenindex een significante determinant is van de huizenprijzen, en een positieve invloed heeft op de afhankelijke variabele.

Tabel 6. De resultaten van regressie (3). Afhankelijke variabele: Δ reële huizenprijs index. Standaard error is vermeld tussen haakjes.

Eq(3)	Pooled Mean Group	Mean Group	Hausman-test
Lange termijn coëfficiënten			
BBP/capita	0,00038** (0,00015)	-0,0016 (0,0041)	$\chi^2(2) = 0,28$ Kans $> \chi^2 =$ 0,869
LT rente	-14,22*** (2,34)	-74,30 (78,12)	
Werkloosheid	-4,21*** (1,29)	-21,07 (36,00)	
Korte termijn coëfficiënten			
Δ BBP/capita	0,00058 (0,00043)	0,00080* (0,00046)	
Δ LT rente	0,28** (0,14)	0,44*** (0,16)	
Δ Werkloosheid	-0,95*** (0,37)	-0,35 (0,32)	
ECT	-0,075***	-0,046	

*Significant op 10%

**Significant op 5%

***Significant op 1%

De geharmoniseerde werkloosheid heeft een coëfficiënt van -4,21, wat betekent dat een procentuele toename in het percentage werkenden van de beroepsbevolking leidt tot een verhoging van 4,21 in de reële huizenprijsindex. Deze coëfficiënt is terug te vinden in de corresponderende tabel, *Tabel 6*. De gevonden coëfficiënt is daarnaast zeer significant wanneer gekeken wordt naar de p-waarde van deze respectievelijke coëfficiënt die 0,001 bedraagt. Deze p-waarde is significant voor het gehanteerde significantieniveau van 5% en zelfs voor een significantieniveau van 1%. Deze negatieve coëfficiënt is in lijn met het verwachte teken op basis van bestaande literatuur, zoals de besproken onderzoeken van Schnure (2005) en Abelson et al. (2005). De gevonden coëfficiënt is zeer significant en er kan geconcludeerd worden dat de geharmoniseerde werkloosheid een determinant is van de huizenprijzen in West-Europa gedurende het onderzochte tijdsbestek.

Tabel 7. De resultaten van regressie (4). Afhankelijke variabele: Δ reële huizenprijs index. Standaard error is vermeld tussen haakjes.

Eq(4)	Pooled Mean Group	Mean Group	Hausman-test
Lange termijn coëfficiënten			
BBP/capita	0,00024 (0,00015)	-0,0052 (0,0171)	$\chi^2(2) = 3,61$ Kans $> \chi^2 =$ 0,1643
LT rente	-10,08*** (1,48)	-92,58 (121,56)	
Beroepsbevolking	-0,26 (1,79)	-86,89** (37,27)	
Korte termijn coëfficiënten			
Δ BBP/capita	0,00087* (0,00052)	0,0012** (0,0006)	
Δ LT rente	0,82*** (0,27)	1,02*** (0,36)	
Δ Beroepsbevolking	2,86*** (1,00)	2,19 (1,43)	
ECT	-0,104***	-0,063	

*Significant op 10%

**Significant op 5%

***Significant op 1%

De beroepsbevolking heeft een bijzonder insignificante relatie tot de huizenprijzen, wat zichtbaar is in de corresponderende resultatentabel, *Tabel 7*. De gevonden p-waarde bedraagt maar liefst

0,883 wat niet in de buurt komt van het gehanteerde significantieniveau. De gevonden coëfficiënt bedraagt -0,26 waarbij het teken van de coëfficiënt verrassend is. Men zou verwachten dat een verhoging in de verhouding beroepsbevolking tot de totale bevolking leidt tot hogere prijzen. Deze redenering wordt bevestigd door de resultaten van Égert & Mihaljek (2007) die wel een positief significant verband vinden. Er kan niet geconcludeerd worden dat beroepsbevolking als percentage van de totale bevolking een significante determinant is van de huizenprijzen in de onderzochte landen gedurende 1970-2016.

Tabel 8. De resultaten van regressie (5). Afhankelijke variabele: Δ reële huizenprijs index. Standaard error is vermeld tussen haakjes.

Eq(5)	Pooled Mean Group*	Mean Group	Hausman-test
Lange termijn coëfficiënten			
LT rente	-16,35*** (3,63)	-2,93 (8,32)	$\chi^2(1) = 0,95$ Kans $> \chi^2 =$ 0,329
Salaris	0,00033 (0,00104)	0,0023 (0,0069)	
Korte termijn coëfficiënten			
Δ LT rente	1,46*** (0,36)	1,37*** (0,31)	
Δ Salaris	0,00089* (0,00052)	0,00060 (0,00055)	
ECT	-0,079***	-0,076*	
*Significant op 10% **Significant op 5% ***Significant op 1%			

Het gemiddelde salaris is opgenomen in de afsluitende regressie, weergegeven in Tabel 8. De gevonden coëfficiënt bedraagt 0,00033 en is niet als significant bevonden, op basis van de corresponderende p-waarde. De p-waarde bedraagt 0,748 en zit eveneens als de gevonden p-waarde bij de variabele beroepsbevolking niet in de buurt van het gehanteerde significantieniveau. Deze bevinding is tegenstrijdig met de bevindingen aangaande het gemiddeld salaris in de geciteerde onderzoeken van Schnure (2005) en Abelson et al. (2005). Égert & Mihaljek (2007) vinden in hun onderzoek wel een significante invloed van het gemiddeld salaris op de huizenprijzen. Er kan niet geconcludeerd worden dat het gemiddeld salaris een significante determinant is voor de huizenprijzen in West-Europa gedurende het onderzochte tijdsbestek.

Volgend op deze resultatensectie zal een afsluitende sectie aan bod komen waarin een conclusie wordt getrokken over dit onderzoek, op basis van de zojuist uiteengezette resultaten. Tevens zullen de mogelijke verklaringen voor de gevonden significantie van de variabelen besproken worden.

Conclusie

Dit onderzoek heeft de conventionele fundamentele determinanten van reële huizenprijzen bestudeerd in 9 West-Europese landen. In dit onderzoek zijn gehanteerde regressies uit het onderzoek van Égert & Mihaljek (2007) gereconstrueerd en uitgevoerd met andere econometrische technieken. Er is geanalyseerd welke rol deze conventionele determinanten hebben gespeeld in de ontwikkeling van de reële huizenprijzen in de onderzochte periode die loopt van 1970 tot en met 2016. Om tot een conclusie te komen is gebruik gemaakt van de econometrische technieken PMG en MG, en deze toe te passen op een panel dataset. Er is gekozen voor deze econometrische technieken gezien het feit dat deze consistent zijn met korte termijn dynamiek en variantie verschillen tussen landen, in tegenstelling tot de homogeniteit restrictie die verondersteld wordt door de meeste panel data technieken. De gebruikte panel dataset is geconstrueerd aan de hand van conventionele determinanten volgens toonaangevende literatuur, waarna de data van de betreffende determinanten hoofdzakelijk is verkregen uit de OECD databank.

Over het algemeen zijn de onderzochte conventionele determinanten niet allemaal even bepalend geweest in de verklaring van ontwikkelingen van reële huizenprijzen in de onderzochte West-Europese landen. De meest toonaangevende determinant is de langetermijnrente volgens de verkregen resultaten en toekomstige fluctuaties in de variabele zullen dan ook waarschijnlijk gevolgen hebben voor de huizenprijzen. Deze vastgestelde relatie is negatief en zeer sterk op basis van de significantie van de variabele. Veranderingen in de rente beïnvloeden de vraag naar huizen en daarmee het prijsniveau sterk wat de meest logische verklaring is voor deze vastgestelde relatie. In tegenstelling tot de langetermijnrente is er voor het BBP per capita geen significante relatie gevonden voor iedere regressie. Wel is er een positieve sterk significante relatie vastgesteld tussen de reële huizenprijzen en de nationale aandelenindex. Daarnaast is er ook tussen de werkloosheid en de reële huizenprijzen een significante relatie gevonden, die negatief is van aard. Een mogelijke verklaring voor deze significante relatie is de verstrekking van hypotheeklen aan werkzame mensen. Deze verstrekkingen beïnvloeden de huizenprijzen door een hoger aantal verstrekkingen en daaropvolgend een hogere vraag naar woningen. Voor de determinanten beroepsbevolking en het gemiddeld salaris is in relatie tot de reële huizenprijzen geen significant verband ontdekt. Een mogelijke verklaring hiervoor is het procesverloop van het gemiddeld salaris wat een constante

stijging vertoond in ieder land, terwijl de reële huizenprijzen gekenmerkt worden door vele fluctuaties in de vorm van zowel dalingen als stijgingen van de index.

Een potentiële reden voor de bevindingen in het onderzoek van Égert & Mihaljek (2007), aangaande de significante vastgestelde relatie van iedere onderzochte determinant tot de reële huizenprijzen, is te vinden in de onderzochte periode. Égert & Mihaljek (2007) omvatten in hun dataset observaties van de huizenprijzen tot en met het jaar 2005. Na dit jaar volgde een periode die gekenmerkt wordt door fluctuaties van de huizenprijzen in ieder onderzocht land, zoals eerder vastgesteld in de sectie aangaande de economische en econometrische benadering. Deze recentere fluctuaties zijn niet te verklaren door iedere onderzochte variabele in dit onderzoek, op basis van de gevonden resultaten.

Voor vervolgonderzoek is het interessant om de aandacht te verleggen naar de recentere jaren en welke determinanten werkelijk ten grondslag liggen aan de veranderingen in huizenprijzen van de afgelopen 10 jaar. Ondanks het feit dat dit onderzoek de desbetreffende periode ook omvat weergeven de parameters een beeld van gehele bekeken periode die loopt van 1970-2016 wat minder specifiek van toepassing kan zijn op een korter onderzocht tijdsbestek.

Literatuurlijst

- Abelson, P., Joyeux, R., Milunovich, G., & Chung, D. (2005). Explaining house prices in Australia: 1970–2003. *Economic Record*, 81, 96-103.
- Adams, Z., & Füss, R. (2010). Macroeconomic determinants of international housing markets. *Journal of Housing Economics*, 19(1), 38-50.
- Agnello, L., & Schuknecht, L. (2011). Booms and busts in housing markets: Determinants and implications. *Journal of Housing Economics*, 20(3), 171-190.
- Bassanini, A., & Scarpetta, S. (2001). Does Human Capital Matter for Growth in OECD Countries? Evidence from Pooled Mean-Group Estimates. *OECD Economics Department Working Papers, No. 282, OECD Publishing, Paris*.
- Baum, C. F., Schaffer, M. E., & Stillman, S. (2003). Instrumental variables and GMM: Estimation and testing. *Stata journal*, 3(1), 1-31.
- Borowiecki, K. J. (2009). The determinants of house prices and construction: An empirical investigation of the Swiss housing economy. *International Real Estate Review*, 12(3), 193-220.
- Choi, I. (2001). Unit root tests for panel data. *Journal of international money and Finance*, 20(2), 249-272.
- Égert, B., & Mihaljek, D. (2007). Determinants of house prices in central and eastern Europe. *Comparative economic studies*, 49(3), 367-388.
- Financieele Dagblad, Elfanie toe Laer (31 maart, 2018). Voer voor een smartlap: de Amsterdamse huizenmarkt.

Gallin, J. (2006). The long-run relationship between house prices and income: evidence from local housing markets. *Real Estate Economics*, 34(3), 417-438.

Gallin, J. (2008). The long-run relationship between house prices and rents. *Real Estate Economics*, 36(4), 635-658.

Hausman, J. A. (1978). Specification tests in econometrics. *Econometrica: Journal of the econometric society*, 1251-1271.

Himmelberg, C., Mayer, C., & Sinai, T. (2005). Assessing high house prices: Bubbles, fundamentals and misperceptions. *Journal of Economic Perspectives*, 19(4), 67-92.

Hirata, H., Kose, M. A., Otrok, C., & Terrones, M. E. (2012). *Global house price fluctuations: Synchronization and determinants* (No. w18362). National Bureau of Economic Research.

Im, K. S., Pesaran, M. H., & Shin, Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of econometrics*, 115(1), 53-74.

Kao, C., & Chiang, M. H. (2001). On the estimation and inference of a cointegrated regression in panel data. In *Nonstationary panels, panel cointegration, and dynamic panels*(pp. 179-222). Emerald Group Publishing Limited.

Levin, A., Lin, C. F., & Chu, C. S. J. (2002). Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties. *Journal of econometrics*, 108(1), 1-24.

OECD (2018), Housing (indicator). doi: 10.1787/63008438-en.

Pesaran, M. H., & Smith, R. (1995). Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels. *Journal of econometrics*, 68(1), 79-113.

Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. P. (1999). Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels. *Journal of the American Statistical Association*, 94(446), 621-634.

Posedel, P., & Vizek, M. (2009). House price determinants in transition and EU-15 countries. *Post-communist economies*, 21(3), 327-343.

Schnure, C. (2005). *Boom-bust cycles in housing: The changing role of financial structure* (No. 5-200). International Monetary Fund.

Sutton, G. D. (2002). Explaining changes in house prices. *BIS quarterly review*, 32, 46-60.

Sutton, G., Mihaljek, D. & Subelyte, A. (2017). Interest rates and house prices in the United States and around the world.

Whitehead, A. (2002). *Meta-analysis of controlled clinical trials*(Vol. 7). John Wiley & Sons.

Williams, B., Hughes, B., & Redmond, D. (2010). Managing an unstable housing market.