

De samenhang tussen beurskoersen en huizenprijzen

Jan Willem van den End en Jan Kakes¹

September 2002

Samenvatting

In dit paper wordt de samenhang onderzocht tussen beurskoersen en huizenprijzen in zes landen over de periode 1976-2001. Beide vermogensprijzen vertonen op lange termijn positieve samenhang, die deels valt te verklaren uit gemeenschappelijke macro-economische factoren zoals de kredietverlening, consumptieve bestedingen en de rente. Voorts wordt een rechtstreekse en toenemende wisselwerking tussen aandelen- en huizenprijzen geconstateerd. Daarbij lijkt de richting van beïnvloeding vooral te verlopen van de aandelen- naar de huizenmarkt, waarbij huizenprijzen met een vertraging van twee tot drie jaar reageren op beurskoersen.

¹ De Nederlandsche Bank, Afdeling Monetair en economisch beleid.

1. Inleiding

Nadat in de jaren negentig aandelenkoersen wereldwijd fors stegen, is sinds 2000 een neerwaartse correctie opgetreden. Huizenprijzen daarentegen zetten in veel landen de stijgende trend voort. Het recente uiteenlopen van aandelen- en huizenprijzen is opmerkelijk omdat beide prijzen in belangrijke mate door dezelfde algemeen economische ontwikkelingen worden bepaald. Economische groei en het rentebelooft zijn bijvoorbeeld langetermijnkrachten achter zowel aandelen- als huizenprijzen. In dit paper staat de wisselwerking tussen aandelen- en huizenprijzen centraal, die zowel rechtstreeks als via macro-economische kanalen kan ontstaan.

Kennis van de samenhang tussen aandelen- en huizenprijzen is van belang omdat elkaar versterkende vermogensprijzen gevolgen kunnen hebben voor de financiële stabiliteit. Een dergelijke interactie zal meer dan voorheen de financiële positie van gezinnen raken, aangezien deze een steeds groter deel van hun vermogen aanhouden in aandelen en huizen.² Dit heeft tot gevolg dat de consumptieve bestedingen in toenemende mate worden beïnvloed door vermogenseffecten. Volgens een eerder dit jaar in opdracht van de Bank gehouden enquête onder Nederlandse gezinnen belegt 42% van de huiseigenaren in aandelen, tegenover 9% van de huurders (zie Van den End et al., 2002). Hierdoor zijn het consumptiepatroon en de financiële positie van bepaalde huishoudens extra gevoelig geworden voor de wisselwerking tussen beurskoersen en huizenprijzen. Ook financiële instellingen, zoals banken, verzekeraars en pensioenfondsen, zijn door de jaren heen actiever geworden op de vermogensmarkten. Hoewel deze in de regel meer mogelijkheden hebben hun risico's te spreiden dan gezinnen, kunnen dalende vermogensprijzen substantiële invloed hebben op hun financiële positie. Empirisch onderzoek naar het verband tussen financiële activa en huizenbezit is veelal gebaseerd op microgegevens uit enquêtes (zie bijvoorbeeld Flavin en Yamashita, 1998). In dit paper wordt daarentegen vooral gebruik gemaakt van macro-variabelen, aangezien deze in vergelijkbare vorm voor een groep van landen beschikbaar zijn. Bovendien ligt de nadruk in dit paper op de wisselwerking tussen aandelenkoersen en huizenprijzen, rechtstreeks of via macro-economische variabelen zoals kredietverlening, bestedingen en de rente.

Het paper is als volgt opgebouwd. In de volgende paragraaf wordt ingegaan op gemeenschappelijke factoren achter aandelen- en huizenprijzen. Hoewel op langere termijn dezelfde krachten tot uiting zouden moeten komen in de prijsbepaling, bestaat op korte termijn veel minder samenhang en kan zelfs worden gesproken van segmentatie. Vervolgens wordt in paragraaf 3 ingegaan op de invloed van

² Zie Van den End et al. (2002) voor Nederland; OESO-cijfers laten zien dat het aandelenvermogen van gezinnen als percentage van het beschikbare inkomen tussen 1990 en 2000 ruimschoots verdubbelde in de VS, het VK en Frankrijk en vanaf een lager niveau verzevenvoudigde in Duitsland (OESO, 2001).

vermogensprijzen op de economie en op de wisselwerking tussen aandelen- en huizenprijzen. Tot slot worden in de paragrafen 4 en 5 empirische resultaten gepresenteerd. Daarbij wordt gebruik gemaakt van eenvoudige statistische technieken en een klein vector autoregressiemodel. Er wordt een meerlandenvergelijking gemaakt van de samenhang tussen aandelen- en huizenprijzen in Finland, Frankrijk, Nederland, het VK, de VS en Zweden, over de periode 1976-2001.

2. Fundamentele samenhang van vermogensprijzen

In de financieringstheorie wordt de prijs van een vermogenstitel veelal verklaard uit de verwachte inkomensstroom, contant gemaakt met een voor risico aangepaste rentevoet. Volgens de contante waardeformule is de activaprijs (V_t):³

$$V_t = \frac{I_t(1+g)}{r-g} \quad (1)$$

In het geval van aandelen staat I_t voor de huidige dividenduitkering, die met een – gemakshalve constant veronderstelde – groeivoet g toeneemt; r is de disconteringsvoet, te interpreteren als een minimum rendementseis bestaande uit de risicovrije rente plus een risicopremie. Ook de huizenprijs kan met de contante waardeformule worden weergegeven, waarbij I_t de impliciete huuropbrengst representeert. Een huis onderscheidt zich van puur financiële activa doordat het behalve een beleggings- ook een consumptiekarakter heeft. I_t kan in die zin worden beschouwd als de opbrengsten van het woongenot dat het huis de consument biedt.

In empirisch onderzoek wordt vaak verondersteld dat op lange termijn de prijzen van aandelen en huizen door gemeenschappelijke factoren worden bepaald. Zowel voor aandelen als huizen wordt de nominale bbp-groei veelal als proxy gebruikt voor de (verwachte) groeivoet (g) van de inkomsten (I_t).⁴ Wat betreft aandelen valt te verwachten dat de dividendontwikkeling op lange termijn gelijke tred houdt met de winstontwikkeling van bedrijven, die op haar beurt samenhangt met het bbp. De economische groei heeft ook invloed op huizenprijzen. Een hoger bbp zal immers leiden tot hogere nominale lonen, waardoor de leencapaciteit van gezinnen toeneemt en men meer voor een woning kan bieden. De (lange) rente kan worden beschouwd als alternatieve opbrengst, waarmee het rendement op aandelen en huizen wordt verdisconteerd. De risicopremie is voor huizen doorgaans lager dan voor aandelen: volgens empirische studies scheelt dit ruwweg een factor 0,25 tot 1 (zie bijvoorbeeld Miles, 1994).

³ Deze formule staat bekend als de 'Gordon-formule', zie bijvoorbeeld Gordon (1994).

⁴ Zie Borio et al. (1994) voor een nadere onderbouwing. Quan en Titman (1999) laten voor een groep van 17 landen zien dat het bbp een belangrijke determinant is van zowel aandelenkoersen als onroerendgoedprijzen.

Als op langere termijn aandelen- en huizenprijzen door gemeenschappelijke factoren worden bepaald zullen beide vermogensprijzen een positieve samenhang vertonen, de markten zijn dan geïntegreerd.⁵ De mechanismen die samenhang aanbrengen tussen aandelenkoersen en onroerendgoedprijzen worden onder andere beschreven door investeringstheorieën, zoals in Okunev et al. (2000). Als verschillende vermogensobjecten in bepaalde mate substitueerbaar zijn, kunnen prijsmutaties op één vermogensmarkt (bijvoorbeeld de beurs) via arbitrage door investeerders leiden tot een prijsbeweging in dezelfde richting op andere vermogensmarkt (bijvoorbeeld de onroerendgoedmarkt). Niet alleen professionele investeerders, maar ook gezinnen kunnen een rol spelen bij arbitrage tussen vermogenstitels. Hoewel deze hun woning voornamelijk als duurzaam consumptiegoed beschouwen, vormt het met andere activa (waaronder aandelen) ook een deel van hun beleggingsportefeuille. Actief portefeuillebeheer van huishoudens kan daarom de samenhang tussen activaprijzen vergroten. Deze samenhang wordt gemodelleerd door Hochguertel en Van Soest (2001), die laten zien dat een stijgende huizenprijs via 'spill-over' effecten tot een toename van financiële beleggingen leidt.

De samenhang tussen huizenprijzen en aandelenkoersen behoeft echter, met name op kortere termijn, niet altijd zichtbaar te zijn. Hiervoor is een aantal factoren verantwoordelijk. Ten eerste wordt de prijsontwikkeling sterk beïnvloed door het eigen marktsentiment. Aangezien de verwachtingsvorming zich op beide markten verschillend kan ontwikkelen, kan de samenhang tussen vermogensprijzen tijdelijk worden verstoord. Ten tweede kunnen verbeterende economische vooruitzichten leiden tot hogere aandelenkoersen, maar ook tot een hogere reële rente die de huizenprijzen juist negatief beïnvloedt. Een derde tijdelijke factor betreft de lonen. Hogere nominale lonen vergroten de leencapaciteit van gezinnen en kunnen langs die weg de huizenprijzen opstuwten. Bij een gelijkblijvende arbeidsproductiviteit gaat dit echter ten koste van de winstmarge van bedrijven, met negatieve gevolgen voor de aandelenkoersen. Een vierde factor is dat beleggers gebruik kunnen maken van het feit dat de aandelen- en huizenmarkt op korte termijn gesegmenteerd zijn. Het 'capital switching'-model beschrijft deze negatieve samenhang tussen de markten voor aandelen en onroerend goed, zie Lizieri et al. (1997). De objecten zijn in dit model niet direct substitueerbaar, maar dienen als contraire beleggingen. Negatieve winstvooruitzichten in de ene vermogensmarkt leiden tot kapitaalstroom naar de andere markt, waardoor prijzen divergeren. Tot slot zijn er belangrijke verschillen in de wijze waarop beide markten werken. Zo worden aandelenkoersen op korte termijn gedomineerd door internationale ontwikkelingen, terwijl huizenprijzen meer door lokale factoren worden bepaald zoals de regionale economische groei en demografische ontwikkelingen. In veel landen spelen bovendien restricties bij het aanbod van nieuwe woningen een rol bij de prijsvorming.

⁵ Dit positieve verband op lange termijn volgt ook uit de literatuur. Zie bijvoorbeeld Takala en Pere (1991), Englund en Ionnides (1997), Barot en Takala (1998), Chaudhry et al. (1999) en Okunev et al. (2000).

Zo is in Nederland het aanbodtekort van kwalitatief goede woningen een belangrijke factor achter de prijsstijgingen van de afgelopen jaren.⁶

Het verband tussen aandelen- en huizenbezit in het kader van huishoudportefeuilles is voornamelijk onderzocht met behulp van microdata uit enquêtes, waaruit het beleggingsgedrag van huishoudens wordt gedestilleerd (zie bijvoorbeeld Flavin en Yamashita, 1998 en Bertaut en Starr-McCluer, 2000). In de volgende paragrafen wordt de samenhang tussen aandelen- en huizenprijzen op basis van macro-economische variabelen geanalyseerd.

3. De invloed van vermogensprijzen

Vermogenseffecten en kredietverlening

Volgens de permanente inkomenshypothese wordt de consumptie van gezinnen beïnvloed door zowel het huidige en (verwachte) toekomstige inkomen als de netto vermogenspositie. Derhalve zullen bezitters van aandelen en huizen bij vermogensprijsveranderingen hun bestedingen aanpassen. Hiertoe kan men de betreffende vermogenstitels verkopen, meer krediet opnemen (eventueel met het vermogen als onderpand) of minder sparen. In het algemeen zijn vermogenseffecten groter bij prijsveranderingen van woningen dan van aandelen. Dit komt in de eerste plaats doordat het huizenbezit veruit de voornaamste vermogenscomponent in de portefeuille van huishoudens is (IMF, 2002).⁷ Voorts is het huizenbezit breed verspreid onder de bevolking, terwijl het aandelenbezit relatief sterk is geconcentreerd bij vermogende huishoudens die in de regel een lage consumptiequote hebben. Tot slot is het in sommige landen de afgelopen jaren gemakkelijker geworden om vermogenswinst op woningen te verzilveren via oversluitingen en tweede hypotheke. Hierdoor is een belangrijke belemmering voor het realiseren van vermogenswinst op huizen grotendeels verdwenen.⁸

In veel empirische studies komt de relatie tussen kredietverlening en vermogensprijzen sterk naar voren.⁹ Zo wordt de aankoop van vermogenstitels, met name woningen, veelal deels met leningen gefinancierd. Omgekeerd worden vermogenstitels als onderpand gebruikt en is kredietopname één van de manieren om vermogenswinst te verzilveren. Op de huizenmarkt was dit de afgelopen jaren duidelijk zichtbaar in Nederland, en recentelijk ook in de VS, in de vorm van tweede hypotheke en oversluitingen. Hierdoor is de consumptie sterk gestimuleerd.

⁶ Deze geringe prijselasticiteit van het aanbod komt ook naar voren in recent empirisch onderzoek, zie Swank et al. (2002).

⁷ De vermogenswaarde in het eigen huis is 1,5 maal (VS, Frankrijk) tot 8 maal (Nederland) zo hoog als de vermogenswaarde in aandelen (OESO, 2002).

⁸ Daar staat voor Nederland tegenover dat sinds de invoering van het nieuwe belastingstelsel in 2001 oversluitingen en tweede hypotheke fiscaal minder aantrekkelijk zijn geworden, voorzover het betreffende krediet wordt aangewend voor andere doeleinden dan aankoop of verbetering van de eigen woning. De rentelasten zijn in dat geval namelijk niet langer fiscaal aftrekbaar.

⁹ Zie bijvoorbeeld Borio et al. (1994) en Hofmann (2001).

Naast vermogens-effecten kunnen vermogensprijzen als indicator fungeren voor toekomstige economische ontwikkelingen. Het beloop van vermogensprijzen is daardoor nauw verbonden met het algemene vertrouwen in de economie. Langs deze weg kunnen de bestedingen indirect worden beïnvloed, ook bij gezinnen die zelf geen vermogenstitels bezitten.¹⁰

Interactie tussen aandelen- en huizenprijzen

Naast de relatie tussen vermogensprijzen en macroeconomische variabelen is de vraag relevant in hoeverre aandelenkoersen en huizenprijzen elkaar kunnen beïnvloeden. Dit kan in de eerste plaats rechtstreeks doordat prijsstijgingen van activa de bezitters meer financiële armslag geven om andere vermogenstitels te kopen. Men kan bijvoorbeeld vermogenswinst op aandelen via verkoop verzilveren en direct aanwenden voor de aanschaf van een woning. Daarnaast kan interactie op indirecte wijze plaatsvinden via de hierboven besproken kanalen. Zo kan vermogenswinst via bestedingseffecten een hogere bbp-groei genereren, waardoor vervolgens ook andere vermogensprijzen worden opgedreven. Voorts kan beïnvloeding optreden via het kredietkanaal, bijvoorbeeld als door een stijging van huizenprijzen meer kan worden geleend, hetgeen vervolgens wordt gebruikt voor aankoop van aandelen. Voor Nederland speelt bovendien dat een deel van de hypothecaire kredietverlening leidt tot investeringen in aandelen via beleggingshypotheken.

4. Empirische uitkomsten

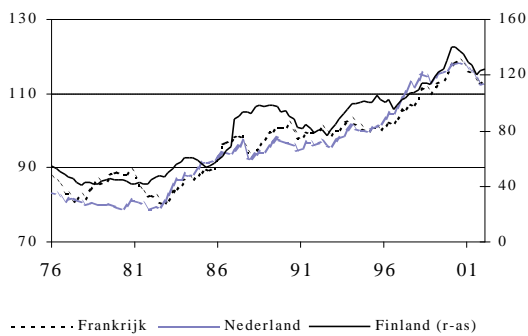
Uit het voorgaande blijkt dat de theoretische samenhang tussen aandelen- en huizenprijzen complex is. Hoe is deze relatie in de praktijk? Het is niet gemakkelijk hierover empirisch uitsluitsel te geven. Ook als een samenhang kan worden aangetoond blijft het namelijk lastig om op grond van statistische technieken uitspraken te doen over interactie en causaliteit. Niettemin valt op voorhand te verwachten dat de transmissie eerder verloopt van de aandelen- naar de huizenmarkt dan andersom. Door sterke onderlinge verwevenheid van aandelenbeurzen worden aandelenkoersen immers sterk bepaald door mondiale ontwikkelingen, waardoor de invloed van de meer nationaal georiënteerde huizenmarkt beperkt zal zijn. Tegen deze achtergrond wordt in de rest van deze paragraaf de relatie tussen aandelenkoersen en huizenprijzen nader geanalyseerd over de periode 1976-2001 voor Finland, Frankrijk, Nederland, VK, VS en Zweden (zie appendix 1 voor een beschrijving van de data). Daarbij wordt eerst ingegaan op de achterliggende macroeconomische factoren en de correlatie tussen beide reeksen bij verschillende vertragingen van de huizenprijzen. Vervolgens wordt gekeken naar

¹⁰ Jansen en Nahuis (2002) vinden een dergelijke empirische relatie tussen aandelenkoersen en vertrouwensindicatoren voor een groep Europese landen. Met name de verwachtingen ten aanzien van de algemene economische ontwikkeling hangen – met een korte vertraging – sterk samen met de beurskoersen. Ook tussen vertrouwensindicatoren en bestedingen bestaat volgens verschillende studies een empirisch verband (zie Carroll et al., 1994; Nahuis, 2002).

correlaties waarbij onderscheid wordt gemaakt tussen verschillende typen huizen en aandelen. Een dergelijke desagregatie kan meer inzicht bieden in de manier waarop aandelenkoersen de woningmarkt beïnvloeden en in de vraag of daadwerkelijk sprake is van causaliteit. Tot slot wordt een multivariate analyse uitgevoerd, waarbij naast aandelen- en huizenprijzen ook de invloed van enkele macro-variabelen wordt meegenomen.

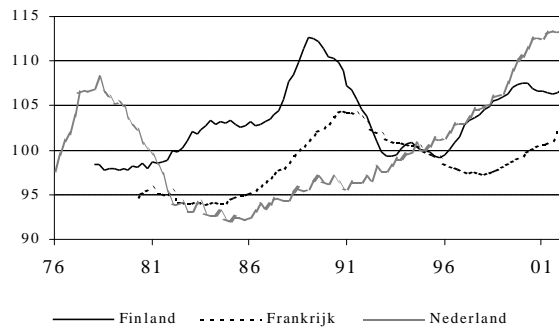
Grafiek 1a, Aandelenindices

indices van reële prijzen in logs (1995q1=100)



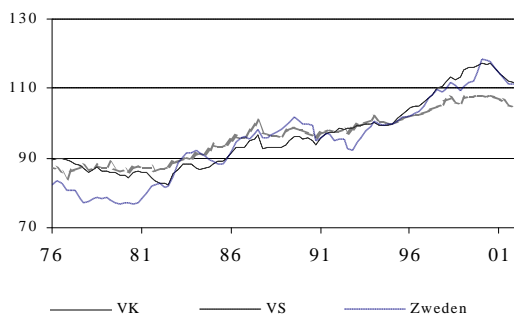
Grafiek 2a, Huizenprijzen

indices van reële prijzen in logs (1995q1=100)



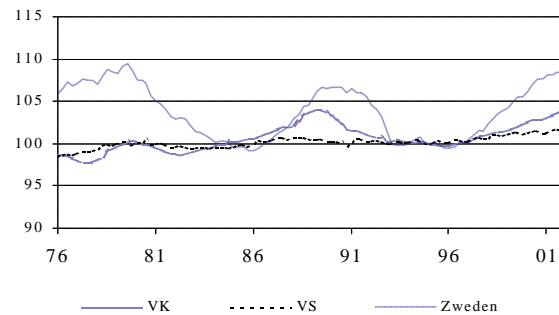
Grafiek 1b, Aandelenindices

indices van reële prijzen in logs (1995q1=100)



Grafiek 2b, Huizenprijzen

indices van reële prijzen in logs (1995q1=100)



Lange termijn samenhang

Een eerste grafische inspectie laat zien dat prijzen van aandelen en huizen in enige mate vergelijkbare langetermijnbewegingen hebben gekend (zie grafieken 1 en 2).¹¹ Keerpunten in beurskoersen waren vaak enkele jaren later zichtbaar in huizenprijzen. Zo versnelde de stijging van aandelenkoersen in de meeste landen vanaf 1983 en vanaf 1995/96, gevolgd door een acceleratie van huizenprijzen vanaf 1986, respectievelijk 1997. Verder werden de prijstoppen van aandelen in 1987, eind jaren tachtig gevolgd door piekende huizenprijzen. Het grafisch zichtbare langetermijnverband tussen prijsniveaus wordt ondersteund door statistische testen. Zo wijst de Johansen-test uit dat over de periode 1976-2001 voor vrijwel alle landen cointegratie tussen beurskoersen en woningprijzen bestaat (zie appendix 2, tabel 1). Voor het VK, waar over de hele periode bezien geen cointegratie bestaat, komt een langetermijnverband wel naar voren in de deelperiode 1984-2001. Alleen voor Zweden wordt bij een betrouwbaarheidsinterval van 5% geen cointegratie tussen aandelenkoersen en huizenprijzen gevonden.

Richting van beïnvloeding

Met name in het eerste deel van de beschouwde periode (1976 tot 1985) liepen prijsontwikkelingen uiteen: huizenprijzen kenden eind jaren zeventig, begin jaren tachtig een (in sommige landen sterke) cyclische beweging, zonder dat dit op de aandelenbeurzen het geval was. Chow testen indiceren dat halverwege de jaren tachtig in de meeste landen een breuk optrad in de samenhang tussen aandelenkoersen en huizenprijzen.¹² Daarom zijn eenvoudige statistische analyses uitgevoerd voor de perioden 1976-2001 en 1984-2001.

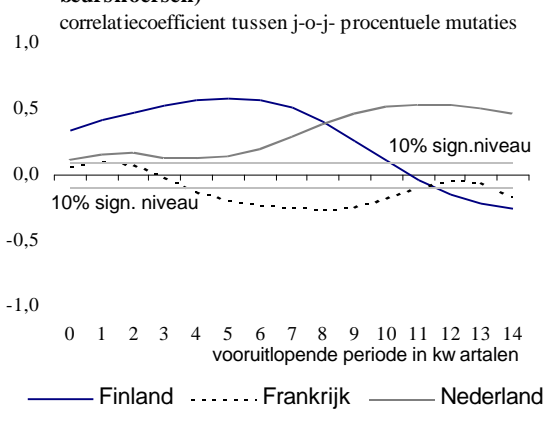
Granger causaliteitstesten laten zien dat, met name over kortere deelperioden, aandelenprijzen vaker vooruit te lopen op huizenprijzen dan andersom, een relatie die met name voor de jaren negentig wordt gevonden (zie tabel 2 in appendix 2).¹³ Alleen in het VK wordt in de eerste deelperiode vaker een omgekeerde transmissie gevonden.

¹¹ De grafieken van aandelenkoersen en huizenprijzen zijn verschillend geschaald, vanwege het grote verschil in volatiliteit van de vermogensprijzen. Zo varieert de standaard deviatie van de aandelenindex van 7,1 (VK) tot 29 (Finland), ten opzichte van 0,7 (VS) tot 5,8 (Nederland) voor huizen.

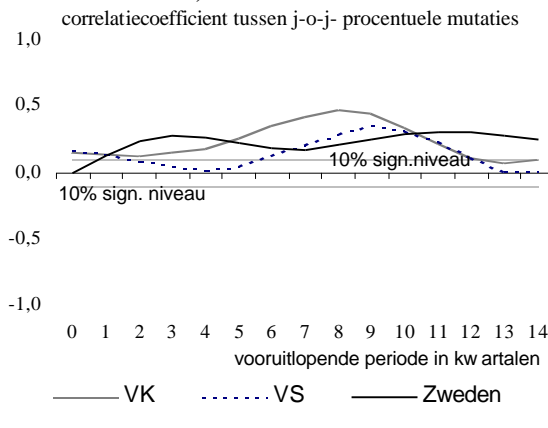
¹² De F-waarde in de Chow breakpoint test voor de samenhang tussen jaar-op-jaar prijsmutaties indiceert dat een breuk het meest waarschijnlijk is in 1987k2 voor Finland, in 1984k3 voor Frankrijk, in 1982k1 voor Nederland, in 1989k2 voor het VK, in 1984k1 voor de VS en in 1985k4 voor Zweden.

¹³ Takala en Pere (1991) vindt hetzelfde resultaat voor Finland. Merk op dat de Granger test de invloed van vertraagde waarden van variabele x op variabele y toetst. Causaliteit is slechts in deze strikt statistische betekenis gedefinieerd.

Grafiek 3a, Correlatie beurskoersen, huizenprijzen 1976-01 (vooruitlopende beurskoersen)



Grafiek 3b, Correlatie beurskoersen, huizenprijzen 1976-01 (vooruitlopende beurskoersen)

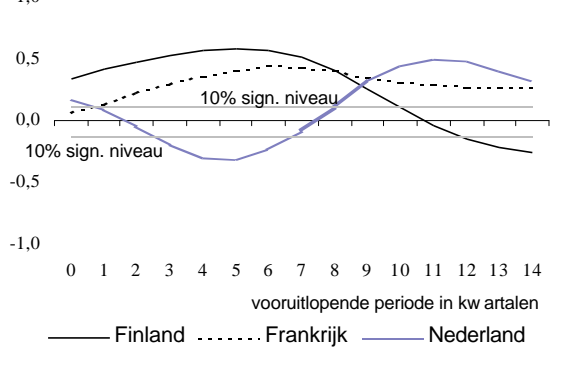


Op basis van deze meest aannemelijke richting van beïnvloeding is een correlatieanalyse uitgevoerd tussen cycli (ofwel mutaties) van huizen- en aandelenprijzen, bij vooruitlopende beurskoersen. Uit de grafieken 3a en 3b blijkt dat mutaties van aandelen- en huizenprijzen overwegend positief zijn gecorreleerd, waarbij het verband in de meeste landen significant is als aandelenprijzen 5 tot 10 kwartalen vooruitlopen. Deze vertraagde reactie van huizenprijzen kan verband houden met het minder liquide karakter van de huizenmarkt, een langzame prijsaanpassing, alsmede met de doorwerking van aandelenprijzen naar de huizenmarkt via macro-economische transmissiekanalen. Zo laten simulaties met het macro-economische model MORKMON zien dat vermogenswinst op aandelen pas na twee jaar het maximale effect op de economische groei genereert, en na drie jaar het maximale effect op de lonen, waardoor de vraagimpuls op de huizenmarkt de nodige vertraging oploopt (zie De Nederlandsche Bank, 2000). Deze lange tijdsduur correspondeert met Borio en Lowe (2002), die concluderen dat beurskoersen tot 2 jaar vooruitlopen op huizenprijzen.

Als de grafieken 3a en 3b worden vergeleken met de grafieken 4a en 4b, blijkt in de VS en Zweden de positieve correlatie tussen mutaties van huizen- en aandelenprijzen bij *korte* vertragingen in beurskoersen (0 tot 2 kwartalen) in de tweede deelperiode te zijn toegenomen. Dit zou een aanwijzing kunnen zijn dat rechtstreekse interactie tussen de vermogensmarkten (zonder tussenkomst van transmissievariabelen) belangrijker is geworden.

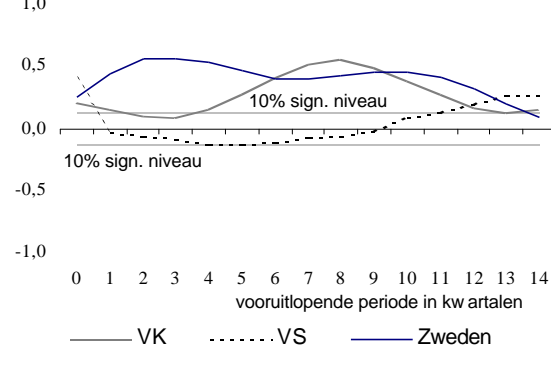
Grafiek 4a, Correlatie beurskoersen, huizenprijzen 1984-01 (vooruitlopende beurskoersen)

correlatiecoëfficiënt tussen j-0-j- procentuele mutaties



Grafiek 4b, Correlatie beurskoersen, huizenprijzen 1984-01 (vooruitlopende beurskoersen)

correlatiecoëfficiënt tussen j-0-j- procentuele mutaties



In sommige gevallen worden bij enkele vertragingen negatieve correlaties gevonden (in de tweede deelperiode in met name Nederland en de VS, zie grafieken 4a en 4b). In paragraaf 2 zijn verschillende verklaringen gegeven voor een dergelijke uiteenlopende ontwikkeling. Een voor de hand liggende factor hieruit voor de recente jaren is het beloop van de lange rente. In meerdere landen wordt de daling van de kapitaalmarktrente in 2000 en 2001 als één van de belangrijkste factoren beschouwd achter de aanhoudende stijging van huizenprijzen, terwijl de rentedaling tevens samenhang met de wereldwijde groeivertraging die de aandelenkoersen neerwaarts heeft beïnvloed. Voorts is de 'capital switching' theorie mogelijk van toepassing voor de afgelopen jaren. In een slecht beursklimaat zullen gezinnen een huis immers als relatief waardevast beschouwen, waardoor meer vraag naar koopwoningen ontstaat en prijzen ervan blijven stijgen. Al met al lijken de correlaties bij verschillende vertragingen te wijzen op een belangrijke rol van transmissievariabelen (economische groei, rente); in paragraaf 5 worden deze expliciet meegenomen in een vector autoregressiemodel.

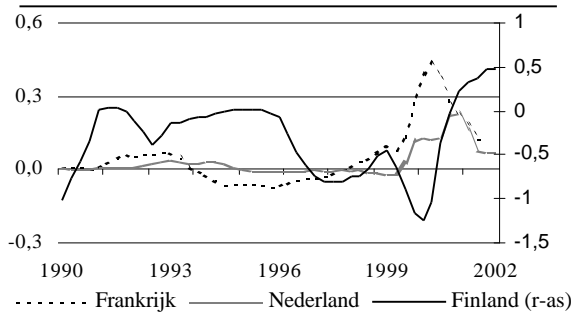
Invloed van technologiezeepbel

Voor aandelen kan een opsplitsing worden gemaakt tussen technologie- (TMT) en niet-technologie-aandelen, teneinde specifieker te kijken naar de invloed van technologie-zeepbel op huizenprijzen sinds eind jaren negentig. De laatste jaren bestaat een sterker positief verband (dan wel een minder sterk negatief verband) tussen huizenprijzen en de totale beursindex dan met de index exclusief TMT-aandelen (grafieken 5a en 5b), een aanwijzing dat de invloed van TMT-aandelen op de huizenprijs is toegenomen. De periode sinds 1998 werd gedomineerd door de technologiezeepbel, die de bredere beursontwikkelingen eerst sterk positief (tot 2000) en vervolgens sterk negatief beïnvloedde. Opmerkelijk genoeg was de invloed van TMT-fondsen op huizenprijzen in de Europese landen asymmetrisch: tijdens de beurs hausse van 1998-1999 was er geen sterkere positieve correlatie in vergelijking met niet-TMT-aandelen, maar in de periode van de technologiekrach (2000-2001) wel. In

de Europese landen met een relatief grote TMT-sector, Finland en Zweden, was in de jaren van de beurscrisis de invloed van technologieaandelen op de huizenmarkt zelfs zwakker.

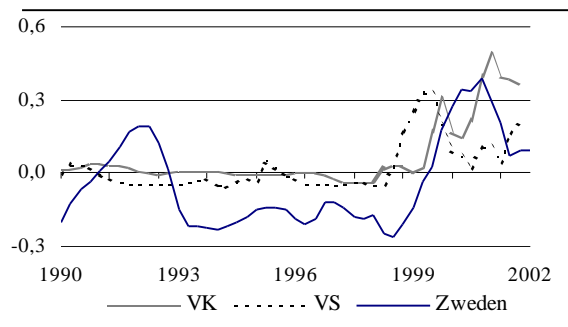
Grafiek 5a, Invloed TMT-aandelen op huizenprijs

correl. coef. (Hp,beursindex) -/- correl. coef. (Hp,beursindex excl. TMT), 3 jaars verschuivende perioden



Grafiek 5b, Invloed TMT-aandelen op huizenprijs

correl. coef. (Hp,beursindex) -/- correl. coef. (Hp,beursindex excl. TMT), 3 jaars verschuivende perioden



In de VS is daarentegen een symmetrische 'extra' beïnvloeding van technologieaandelen zichtbaar; de extra correlatie in de VS nam al vanaf 1998 toe. Een logische verklaring voor het asymmetrische verband tussen huizenprijzen en TMT-fondsen in Europa is dat veel particuliere beleggers pas technologieaandelen hebben aangekocht toen de koersen reeds een hoog niveau hadden bereikt.¹⁴ Het feit dat toen ook veel emissies van telecomaandelen plaatsvonden droeg bij aan deze trend. Met name in Europa waren telecomaandelen actief op de emissiemarkt, hetgeen door het IMF (2001) wordt gezien als oorzaak van de uiteenlopende vermogens-effecten bij TMT-aandelen en niet-TMT-aandelen in Europa ten opzichte van de VS.

Uitsplitsing naar woningtype

Het valt te verwachten dat de directe invloed van de beurs op de huizenmarkt met name groot zal zijn in het duurdere segment. Bewoners van duurdere huizen hebben immers gemiddeld hogere inkomens en een lagere consumptiequote, waardoor vermogenswinst op de beurs relatief meer wordt geïnvesteerd in huizen. Verder is het particuliere aandelenbezit grotendeels geconcentreerd bij huizenbezitters in het duurdere segment van de woningmarkt. Als de correlatie tussen aandelenkoersen en huizenprijzen inderdaad sterker is voor duurdere woningcategorieën, is dat op zichzelf een aanwijzing dat niet alleen sprake is van samenhang, maar ook van een daadwerkelijke invloed van de beurs op de huizenmarkt.

Een eenvoudige correlatieanalyse bevestigt het verwachte verband tussen woningcategorieën en beurskoersen voor Nederland en het VK, de landen waarvoor een onderscheid naar woningtype beschikbaar is (zie tabel 3 in appendix 2). De prijzen van duurdere, vrijstaande woningen blijken sterker te correleren met aandelenprijzen dan de prijzen van goedkopere categorieën, waarbij de

correlatie afneemt naarmate de gemiddelde prijs binnen een segment lager ligt. Ontwikkelingen in de aandelenmarkt beïnvloeden dus met name bepaalde segmenten van de huizenmarkt. Overigens is vooral in Nederland sprake van substantiële verschillen tussen segmenten; in het VK zijn deze beperkt.

5. Multivariate analyse

Model

De samenhang tussen beurskoersen en huizenprijzen, zoals hierboven beschreven, wordt mede bepaald door gemeenschappelijke factoren. Om hiermee rekening te houden, worden in een vector error correctiemodel (VECM) drie macro-economische variabelen meegenomen: de particuliere consumptie C_t , bankkrediet K_t en de kapitaalmarktrente R_t .¹⁵ Het volgende model is geschat:

$$\Delta Z_t = \Gamma(L) \cdot \Delta Z_{t-1} + \Pi \cdot Z_{t-1} + \mathbf{m} + \mathbf{e}_t \quad (2)$$

waarin de vector $Z_t = (A_t, H_t, C_t, K_t, R_t)$, met A_t de aandelenindex en H_t de huizenprijnsindex. De matrix Γ bevat informatie over de lange termijnrelaties tussen de variabelen in vector Z_t , waarbij het aantal lange termijn relaties met behulp van de Johansen coïntegratietest is bepaald.¹⁶ μ is een vector met constanten. De matrix $G(L)$ is:

$$\Gamma(L) = \begin{bmatrix} B_{AA}(L) & B_{AH}(L) & B_{AC}(L) & B_{AK}(L) & B_{AR}(L) \\ B_{HA}(L) & B_{HH}(L) & B_{HC}(L) & B_{HK}(L) & B_{HR}(L) \\ B_{CA}(L) & B_{CH}(L) & B_{CC}(L) & B_{CK}(L) & B_{CR}(L) \\ B_{KA}(L) & B_{KH}(L) & B_{KC}(L) & B_{KK}(L) & B_{KR}(L) \\ B_{RA}(L) & B_{RH}(L) & B_{RC}(L) & B_{RK}(L) & B_{RR}(L) \end{bmatrix} \quad (3)$$

¹⁴ Onderzoek van het NIPO laat voor Nederland zien dat technologie-aandelen snel populair werden tussen het najaar van 1999 en 2001 (zie NIPO persbericht, 9 januari 2002).

¹⁵ Het model is ook geschat met bbp in plaats van consumptie, met vergelijkbare uitkomsten. Als indicator van vermogenseffecten en potentiële beïnvloeding van de huizenmarkt ligt consumptie meer voor de hand dan het bbp terwijl deze, vanwege de hoge correlatie met het bbp, tegelijk de bredere economische ontwikkelingen indiceert. Het aanbod van huizen wordt buiten beschouwing gelaten, aangezien dit relatief constant is (Iaccoviello, 2000).

¹⁶ Op grond van de uitkomsten van de Johansen-coïntegratietest is het model geschat met één coïntegratievergelijking in het geval van Finland, het VK en Zweden en twee coïntegratievergelijkingen in het geval van Frankrijk en Nederland. In de lange termijnvergelijkingen zijn een constante en een deterministische trend (die in bijna alle vergelijkingen significant blijkt te zijn) opgenomen. Voor de VS wordt geen significant coïntegratieverband gevonden zodat het model met variabelen in eerste verschillen is geschat.

Met L de vertragingoperator en B_{ij} de parameters. Het aantal vertragingen is gekozen op basis van verschillende testen.¹⁷ Door middel van zogeheten blok-exogeniteitstesten is onderzocht of vertragingen van een bepaalde variabele gezamenlijk significant samenhangen met een andere variabele. Blok-exogeniteit kan worden beschouwd als een multivariabele toepassing van een Granger test (zie bijvoorbeeld Enders, 1995). Om de rol van de drie transmissievariabelen te analyseren, worden de volgende restricties getest:

- | | | | |
|--------------------------|---|----------------------|--|
| (1) Aandelen | → | Transmissievariabele | restrictie $H_0 : B_{CA}, B_{KA}, \text{ resp. } B_{RA} = 0$ |
| (2) Transmissievariabele | → | Huizen | restrictie $H_0 : B_{HC}, B_{HK}, \text{ resp. } B_{HR} = 0$ |
| (3) Huizen | → | Transmissievariabele | restrictie $H_0 : B_{CH}, B_{KH}, \text{ resp. } B_{RH} = 0$ |
| (4) Transmissievariabele | → | Aandelen | restrictie $H_0 : B_{AC}, B_{AK}, \text{ resp. } B_{AR} = 0$ |

Gezamenlijke verwerping van de vier restricties vormt een aanwijzing dat de betreffende transmissievariabele een rol speelt bij de wederzijdse versterking van aandelenkoersen en huizenprijzen. Als alleen de eerste twee restricties worden verworpen is sprake van een eenzijdige Granger-causale invloed van aandelenkoersen naar woningprijzen via een transmissievariabele. Als slechts restricties 3 en 4 worden verworpen duidt dit op een eenzijdige verband van woningprijzen naar aandelenkoersen via een transmissievariabele. Voor de rechtstreekse interactie tussen beurskoersen en huizenprijzen worden de volgende restricties getest:

- | | | | |
|--------------|---|----------|-------------------------------|
| (5) Aandelen | → | Huizen | restrictie $H_0 : B_{HA} = 0$ |
| (6) Huizen | → | Aandelen | restrictie $H_0 : B_{AH} = 0$ |

Als alleen restrictie 5 wordt verworpen versterken aandelenkoersen alleen woningprijzen (vice versa bij verwerping van alleen restrictie 6). Als restricties 5 en 6 beide worden verworpen is dit een aanwijzing voor rechtstreekse wederzijdse interactie tussen de vermogensprijzen.

Uitkomsten

In appendix 3, tabel 4 zijn de resultaten van blok-exogeniteitstesten per land opgenomen, zowel voor de hele steekproefperiode als voor de periode vanaf 1984. Een belangrijke conclusie is dat rechtstreekse samenhang tussen huizenprijzen en aandelenkoersen in vier van de zes landen bestaat (alleen niet in Frankrijk en de VS), ook als rekening wordt gehouden met de andere variabelen. Quan

¹⁷ De testen gebruikt om het optimale aantal vertragingen te bepalen zijn: sequential modified LR test statistic, Final predictions error, Akaike information criterion, Schwartz information criterion en Hannan-Quinn information criterion. Ook is getest of bij een groter aantal vertragingen nog gemeenschappelijke significantie bestaat. LM testen voor autocorrelatie en White testen voor heteroscedasticiteit zijn gebruikt om te testen op witte ruis. Op grond van deze testen is 1 vertraging opgenomen voor Finland en Frankrijk, 4 vertragingen voor Nederland, het VK en de VS en 5 vertragingen voor Zweden.

et al. (1999) vinden voor 17 landen eveneens een directe relatie tussen aandelenkoersen en huizenprijzen, rekening houdend met controlevariabelen.¹⁸ In ieder van de vier landen met rechtstreekse samenhang loopt de Granger-causale relatie van de aandelen- naar de huizenmarkt (verwerping van restrictie 5). Bovendien wordt wederzijdse rechtstreekse interactie tussen aandelen- en huizenprijzen gevonden voor Finland en het VK: de restricties 5 en 6 worden beide verworpen.

De transmissievariabelen blijken de afgelopen decennia steeds meer een rol te spelen bij de samenhang tussen beurskoersen en huizenprijzen. Zo wordt in de periode vanaf 1984 een relatie tussen de vermogensprijzen gevonden die loopt via de consumptie in het VK en de VS en via de kredietverlening in Finland en Frankrijk (restrictie 1 en 2, resp. 3 en 4 worden verworpen). De economie lijkt met andere woorden in toenemende mate samen te hangen met de ontwikkeling van vermogensprijzen.¹⁹ Daarbij valt het uiteenlopende belang van de transmissievariabelen per land op. De kredietverlening speelt met name een rol in Finland, Frankrijk en Nederland, terwijl in de Angelsaksische landen (VK en VS, maar ook Zweden) bestedingeffecten via de consumptie van belang zijn.

6. Conclusie

Uit de statistische analyse komt de samenhang tussen aandelenkoersen en huizenprijzen op verschillende manieren naar voren:

- Een analyse van kortere-termijn cycli, zoals gemeten door correlatie van prijsmutaties, laat zien dat huizenprijzen vertraagd samenhangen met beurskoersen. Hoewel soms een negatieve samenhang tussen aandelen- en huizenprijzen bestaat (mogelijk als gevolg van contrair beleggingsgedrag of een uiteenlopende reactie van vermogensprijzen op de rente), is de relatie overwegend positief. Het verband is significant positief bij twee tot drie jaar vooruitlopende beurskoersen, een vertraging die wijst op de werking van macro-economische transmissievariabelen.
- Verdere aanwijzingen voor daadwerkelijke invloed van de beurs op de huizenmarkt kunnen worden afgeleid uit een desaggregatie van aandelen- en huizenprijzen. Zo blijkt dat de technologie-zeepbel van de afgelopen jaren heeft bijgedragen aan de prijsstijgingen op de huizenmarkt. Een uitsplitsing naar woningtype laat zien dat duurdere categorieën woningen het sterkst zijn gecorreleerd met aandelenkoersen. Dit strookt met de verwachting dat de invloed van de beurs het grootst zou moeten zijn in het hogere segment van de woningmarkt.
- Een multivariate analyse laat zien dat de bancaire kredietverlening en de consumptieve bestedingen een rol spelen in de prijsvorming op de twee vermogensmarkten, in lijn met de

¹⁸ Onder de 17 landen zijn Nederland, Frankrijk, VS en het VK begrepen.

gedachte dat op lange termijn aandelen- en huizenprijzen worden bepaald door gemeenschappelijke factoren. Het is opvallend dat in de continentaal Europese landen als Frankrijk en Nederland de kredietverlening van belang is, terwijl in de Angelsaksische landen, vermogenseffecten via de consumptie een rol lijken te spelen. Afgezien van de beïnvloeding via macro-economische variabelen vormen de uitkomsten een aanwijzing dat beurskoersen en huizenprijzen elkaar ook rechtstreeks kunnen beïnvloeden en zo tot een zelfversterkende spiraal van vermogensprijzen kunnen leiden. Gezien de sterke groei van het aandelen- en huizenbezit in de meeste landen valt te verwachten dat de invloed van vermogenseffecten, en daarmee het belang van interactie tussen vermogensprijzen, op de economie is toegenomen.

¹⁹ Een soortgelijk resultaat vinden Davis and Palumbo (2001) en Ludwig en Sløk (2002), die concluderen dat de gevoeligheid van de economie voor ontwikkelingen in beurskoersen in de jaren negentig is toegenomen. Zij baseren zich daarbij op de toegenomen effecten van aandelenprijzen op de particuliere consumptie.

Appendix 1

De empirische uitkomsten zijn gebaseerd op kwartaalcijfers over de periode 1976 tot en met 2001. Deze cijferreeksen zijn bewerkt tot seizoengecorrigeerde (indien een seizoenpatroon bestaat) reële indices in logaritmes. Phillips Perron-testen voor stationariteit wijzen uit dat bijna alle reeksen I(1) zijn. Om geen schijnverbanden te vinden, wordt daarom bij correlatieberekeningen gewerkt met prijsmutaties. Alleen in geval van de rente wordt gewerkt met niveaus.

Voor Finland, Frankrijk en Zweden zijn indices van huizenprijzen gebruikt zoals beschikbaar in de BIS database. Achterliggende bronnen voor deze data: Statistics Finland (Finland), Ministère de l'Équipement (Frankrijk) en Statistics Sweden (Zweden). Voor Nederland is de bron voor huizenprijzen het Kadaster en de NVM voor een uitsplitsing van huizenprijzen per woningtype. Huizenprijzen van het VK en de VS zijn ontleend aan Nationwide (hypotheekverstrekker in het VK) en National Association of Realtors (VS). Beurskoersen zijn voor alle landen, behalve Finland, afkomstig van Thomson Financial, waardoor per land (door Thomson Financial) vergelijkbaar samengestelde indices zijn gebruikt. Voor een verdere uitleg zij verwezen naar de handleiding Datastream Global Equity Indices. Finse beurskoersen zijn ontleend aan IMF International Financial Statistics.

Bronnen voor de particuliere consumptie zijn: Eurostat (Finland), Banque de France (Frankrijk), Centraal Bureau voor de Statistiek (Nederland), Office for National Statistics (VK), Bureau of Economic Analysis (VS) en Statistics Sweden (Zweden). Bronnen voor bancaire krediet zijn: IMF International Financial Statistics (Finland), Banque de France (Frankrijk), De Nederlandsche Bank (Nederland), Office for National Statistics (VK), Federal Reserve Bank (VS) en IMF International Financial Statistics (Zweden).

Als kapitaalmarktrente is gebruikt: voor Finland de lending rate (beschikbaar vanaf 1987, bron: IMF International Financial Statistics), voor Frankrijk de government bond yield (bron: IMF International Financial Statistics), voor Nederland de 10 jaars benchmark bond yield (bron: Datastream), voor het VK de 10 jaars benchmark bond yield (bron: Thomson Financial), voor de VS de 10 jaars constant maturity bond yield (bron: Federal Reserve Bank) en voor Zweden de 10 jaars government bond yield (bron: OESO).

Appendix 2

Tabel 1, Johansen test voor cointegratie

	H ₀ : Geen cointegratie tussen prijzen van aandelen en huizen	
	1976-01	1984-01
Finland	26,6*	22,8
Frankrijk	27,1*	28,6*
Nederland	34,2**	20,6*
VK	22,6	25,8*
VS	27,4*	18,1
Zweden	21,4	22,0

Likelihood ratio van Johansen testen.

* = nulhypothese wordt verworpen met 5% betrouwbaarheid, ** met 1% betrouwbaarheid.

De cointegratievergelijking is geschat met een constante en een trend.

De testen zijn uitgevoerd met 4 kwartaalvertragingen.

Tabel 2, Granger causaliteitstoets

	H ₀ : aandelen beïnvloeden huizen niet	H ₀ : huizen beïnvloeden aandelen niet	Aantal vijfsjaarsperioden waarin aandelen (A), huizen (H) significant beïnvloeden, t.o.v. aantal perioden met een omgekeerde beïnvloeding			
	1976-01	1976-01	1976-84		1984-01	
			(A→H)	(H→A)	(A→H)	(H→A)
Finland	0,01*	0,28	0	0	28	7
Frankrijk	0,18	0,07	NA	NA	9	5
Nederland	0,01*	0,01*	7	2	24	17
VK	0,09	0,11	0	10	28	15
VS	0,98	0,30	4	0	10	9
Zweden	0,00*	0,45	11	1	29	8

De eerste twee kolommen geven de p-waarden van Granger causaliteitstoetsen weer, uitgevoerd op j-o-j procentuele mutaties bij 4 kwartaalvertragingen. * = nulhypothese wordt verworpen met 5% betrouwbaarheid. In de laatste vier kolommen is het aantal vijfsjaarsperioden weergegeven waarin significante causaliteit volgens de Granger test wordt gevonden (hier is een rolling window gebruikt).

Tabel 3, Correlatie aandelenindex, huizenprijs per woningtype
(correlatiecoëfficiënt)

	Periode	Vrijstaand	Hoekwoning	Tussenwoning	Appartement
Nederland	1985-01	0,24*	0,21*	0,14*	0,10
VK	1991-01	0,27*	-	0,26*	0,25*

Prijzen per woningtype zijn beschikbaar vanaf 1985 voor Nederland, vanaf 1991 voor het VK. Voor andere landen zijn geen prijzen per woningtype beschikbaar. Correlatiecoëfficiënt tussen j-o-j mutaties, gemiddelden bij vertragingen van aandelenprijzen van 4 tot 16 kwartalen. * = significante correlatie bij 10% betrouwbaarheidsinterval.

Appendix 3

Tabel 4

Land	Periode	Afhankelijke Variabele	Verklarende variabele (H0: coëfficiënten van vertragingen zijn 0)				Samenhang	Verworpen restrictie	
			Aandelen	Huizen	Krediet	Consump. Rente (r)			
Finland	76-01	Aandelen (S)		0,06*	0,00**	0,94	0,10*	H → A	6
		Huizen (H)	0,08*		0,02**	0,24	0,79	A → H	5
		Krediet (kr)	0,92	0,61		0,54	0,21		
		Consumptie (c)	0,36	0,01**	0,54		0,61		
		Rente (r)	0,73	0,71	0,84	0,44			
	84-01	Aandelen (S)		0,39	0,01**	0,13	0,21		
		Huizen (H)	0,50		0,03**	0,58	0,69	H → kr → A	3,4
		Krediet (kr)	0,26	0,02**		0,22	0,68		
		Consumptie (c)	0,87	0,30	0,26		0,33		
		Rente (r)	0,71	0,89	0,20	0,20			

P-waarden van Wald testen, ** H0 verworpen met 5% betrouwbaarheid, * H0 verworpen met 10% betrouwbaarheid

Frankr	76-01	Aandelen (S)		0,38	0,51	0,48	0,84		
		Huizen (H)	0,92		0,00**	0,06*	0,32		
		Krediet (kr)	0,67	0,00**		0,28	0,46		
		Consumptie (c)	0,74	0,21	0,09*		0,67		
		Rente (r)	0,81	0,81	0,03**	0,96			
	84-01	Aandelen (S)		0,67	0,08*	0,67	0,97		
		Huizen (H)	0,22		0,13	0,07*	0,42		
		Krediet (kr)	0,28	0,00**		0,09*	0,16	H → kr → A	3,4
		Consumptie (c)	0,24	0,01**	0,59		0,55		
		Rente (r)	0,05*	0,02**	0,04*	0,40			

P-waarden van Wald testen, ** H0 verworpen met 5% betrouwbaarheid, * H0 verworpen met 10% betrouwbaarheid

Neder- land	76-01	Aandelen (S)		0,13	0,00**	0,86	0,96		
		Huizen (H)	0,10*		0,99	0,24	0,14	A → H	5
		Krediet (kr)	0,54	0,01**		0,43	0,53	H → kr → A	3,4
		Consumptie (c)	0,84	0,19	0,00**		0,00**		
		Rente (r)	0,04**	0,15	0,26	0,33			
	84-01	Aandelen (S)		0,75	0,26	0,90	0,88		
		Huizen (H)	0,74		0,02**	0,02**	0,12		
		Krediet (kr)	0,17	0,03**		0,51	0,25		
		Consumptie (c)	0,12	0,20	0,88		0,24		
		Rente (r)	0,11	0,38	0,07*	0,12			

P-waarden van Wald testen, * H0 verworpen met 5% betrouwbaarheid, ** H0 verworpen met 10% betrouwbaarheid

Land	Periode	Afhankelijke Variabele	Verklarende variabele (H0: coëfficiënten van vertragingen zijn 0)				Samenhang	Verworpen restrictie	
			Aandelen	Huizen	Krediet	Consump. Rente (r)			
VK	76-01	Aandelen (S)		0,07*	0,26	0,21	0,39	H → A	6
		Huizen (H)	0,00**		0,09*	0,13	0,00**	A → H	5
		Krediet (kr)	0,12	0,99		0,08*	0,59		
		Consumptie (c)	0,03**	0,00**	0,02**		0,07*		
		Rente (r)	0,06*	0,02**	0,17	0,00**		A → r → H	1,2
	84-01	Aandelen (S)		0,34	0,89	0,40	0,25		
		Huizen (H)	0,01**		0,50	0,02**	0,03**	A → H	5
		Krediet (kr)	0,39	0,51		0,12	0,06*		
		Consumptie (c)	0,00**	0,21	0,41		0,00**	A → c → H	1,2
		Rente (r)	0,01**	0,04**	0,88	0,04**		A → r → H	1,2

P-waarden van Wald testen, ** H0 verworpen met 5% betrouwbaarheid, * H0 verworpen met 10% betrouwbaarheid

VS	76-01	Aandelen (S)		0,43	0,20	0,25	0,21		
		Huizen (H)	0,77		0,05**	0,69	0,10		
		Krediet (kr)	0,64	0,00**		0,03**	0,12		
		Consumptie (c)	0,92	0,34	0,67		0,01**		
		Rente (r)	0,03**	0,00**	0,16	0,77			
	84-01	Aandelen (S)		0,49	0,23	0,03**	0,30		
		Huizen (H)	0,86		0,07*	0,28	0,29		
		Krediet (kr)	0,39	0,18		0,01**	0,03**		
		Consumptie (c)	0,79	0,06*	0,85		0,39	H → c → A	3,4
		Rente (r)	0,02**	0,47	0,10	0,91			

P-waarden van Wald testen, ** H0 verworpen met 5% betrouwbaarheid, * H0 verworpen met 10% betrouwbaarheid

Zwe- den	76-01	Aandelen (S)		0,16	0,03**	0,00**	0,19		
		Huizen (H)	0,05**		0,92	0,13	0,10	A → H	5
		Krediet (kr)	0,29	0,59		0,27	0,99		
		Consumptie (c)	0,05	0,00**	0,57		0,60	H → c → A	3,4
		Rente (r)	0,70	0,51	0,13	0,48			
	84-01	Aandelen (S)		0,29	0,14	0,02**	0,11		
		Huizen (H)	0,03**		0,02**	0,66	0,02**	A → H	5
		Krediet (kr)	0,27	0,90		0,24	0,99		
		Consumptie (c)	0,01**	0,06*	0,60		0,08*	H → c → A	3,4
		Rente (r)	0,53	0,09*	0,24	0,40			

P-waarden van Wald testen, ** H0 verworpen met 5% betrouwbaarheid, * H0 verworpen met 10% betrouwbaarheid

Literatuur

Barot en Takala (1998), 'House price and inflation: a cointegration analyses for Finland and Sweden', *Bank of Finland Discussion Papers*, 12/98.

Bertaut en Starr-McCluer (2000), 'Household Portfolios in the United States', *Finance and Economics Discussion Series*, 2000-26, Federal Reserve Board.

Borio, Kennedy en Prowse (1994), 'Exploring aggregate asset price fluctuations across countries', *BIS Economic Papers*, no. 40.

Borio en Lowe (2002), 'Asset prices, financial and monetary stability: exploring the nexus', *BIS Working Papers*, No. 114.

Carroll, Fuhrer en Cox (1994), 'Does consumer sentiment forecast household spending? If so, why?', *American Economic Review*, 84, blz. 1397-1408.

Chaudhry, Myer en Webb (1999), 'Stationarity and cointegration in systems with real estate and financial assets', *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 18:3, 229-349.

Davis and Palumbo (2001), 'A primer on the economics and the time series econometrics of wealth effects', *Finance and Economic Discussion Series*, 2001-09, Federal Reserve Board.

De Nederlandsche Bank (2000), 'De Nederlandse economie in 2000-2002: een voorspelling met MORKMON', *Kwartaalbericht*, december 2000, blz. 57-72.

Doan (1992), *Rats user's manual version 4*, Estima.

End, van den, Kakes, Van Rooij en Stokman (2002), 'Vermogensbeheer Nederlandse gezinnen: analyse op basis van een enquête', *Onderzoeksrapport WO nr 687 / Meb series nr. 2002-8*. (www.dnb.nl).

Enders (1995), *Applied econometric time series*, John Wiley & Sons.

Englund en Ioannides (1997), 'House price dynamics: an international perspective', *Journal of Housing Economics*, 6, 119-136.

Flavin and Yamashita (1998), 'Owner-occupied housing and the composition of the household portfolio over the life-cycle' *NBER Working Paper*, 6389.

Gordon (1994), *Finance, investment and macroeconomics*, Edward Elgar.

Guiso, Haliassos en Jappelli (2002), *Household portfolios*, MIT Press, London.

Hamilton (1994), *Time series analyses*, Princeton University Press, Princeton, NJ.

Hochguertel en van Soest (2001), 'The relation between financial and housing wealth: evidence from Dutch households', *Journal of Urban Economics*, 49, 374-403.

Hofmann (2001), 'The determinants of private sector credit in industrialised countries: do property prices matter?', *BIS Working Papers*, No. 108.

Iaccoviello (2000), 'Housing prices and the macroeconomy in Europe: results from a structural VAR analysis', *Working Paper*, No. 18, European Central Bank.

IMF (2000), *World Economic Outlook*, May 2000.

IMF (2001), *World Economic Outlook*, May 2001.

IMF (2002), *World Economic Outlook*, May 2002.

Jansen en Nahuis (2002), 'The stock market and consumer confidence: European evidence', *MEB Series*, No. 2002-11, De Nederlandsche Bank.

Lizieri en Satchell (1997), 'Interactions between property and equity markets: an investigation of linkages in the United Kingdom 1972-1992', *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 15:1, 11-26.

Ludwig en Sløk (2002), 'The impact of changes in stock prices and house prices on consumption in OECD countries', *IMF Working Paper Series*, WP/02/1.

Miles (1994), 'Housing, financial markets and the wider economy', *Series in financial economics and quantitative analyses*, John Wiley & Sons.

Mishkin (2001), 'The transmission mechanism and the role of asset prices in monetary policy', *NBER Working Paper*, 8617.

Nahuis (2000), 'Are survey indicators useful for monitoring consumption growth? Evidence from European countries', *MEB Series*, No. 2000-8, De Nederlandsche Bank.

OESO (2002), *Economic Outlook*, nr. 71, June 2002.

Okunev, Wilson en Zurbruegg (2000), 'The causal relationship between real estate and stock markets', *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 21:3, 251-261.

Quan en Titman (1999), 'Do real estate prices and stock prices move together? An international analysis', *Real Estate Economics*, 27, 183-207.

Swank, Kakes en Tieman (2002), 'The housing ladder, taxation, and borrowing constraints', *DNB Research Memorandum*, No. 2002-9/688. (zie www.dnb.nl).

Takala en Pere (1991), 'Testing the cointegration of house and stock prices in Finland', *Finnish Economic Papers*, Volume 4, Number 1.