

CPB Achtergronddocument

# Eigen vermogen en woonconsumptie

1 augustus 2013

Machiel van Dijk  
Centraal Planbureau  
[M.F.van.Dijk@cpb.nl](mailto:M.F.van.Dijk@cpb.nl)



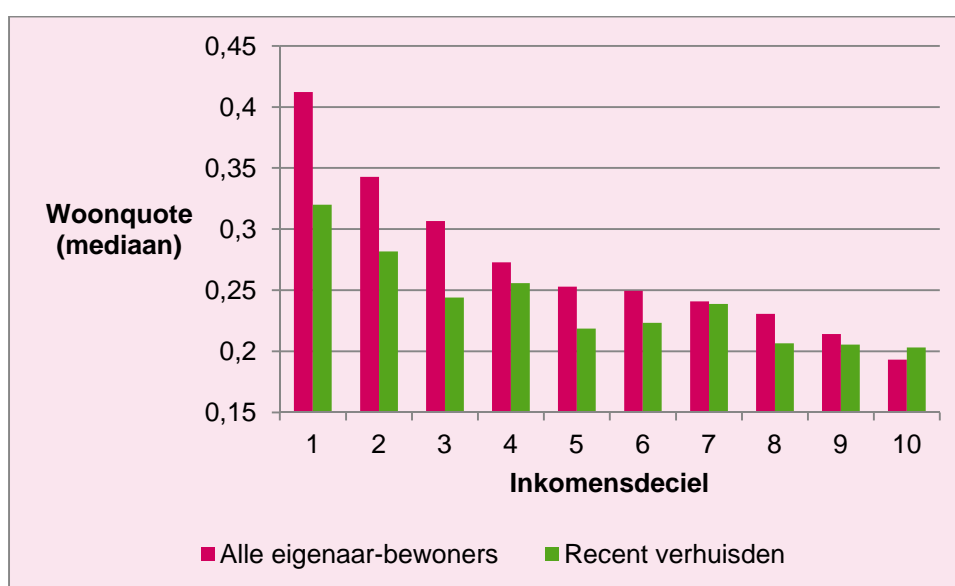
# Ten geleide

Deze empirische studie is onderdeel van een onderzoeksproject naar toepassingen vanuit de gedragseconomie op de woningmarkt. Dit project richt zich op de vraag hoe de uitkomsten van woningmarktanalyses veranderen als wordt uitgegaan van veronderstellingen die beter sporen met de bevindingen uit de gedragseconomische literatuur. Dit onderzoek is mede mogelijk gemaakt door een financiële bijdrage van het ministerie van Binnenlandse Zaken en Koninkrijksrelaties. Bij dit achtergronddocument hebben wij dankbaar gebruik gemaakt van opmerkingen en suggesties van de leden van de beleidsmatige klankbordgroep, Co Westerweel, Vincent Fructuoso van Veen, Ben Geurts, Michiel Blom, Wouter Schilperoort en Henk Nijboer, deelnemers aan het seminar 'De woningmarkt in beweging', waarvan Martijn Droës in het bijzonder, en collega's van het CPB, Gerbert Romijn, Arie ten Cate, Johannes Hers, Ruud Okker, Wouter Vermeulen, Daniël van Vuuren, Niels Achterberg, Frank van Erp en Casper van Ewijk.

# 1 Inleiding

Huishoudens met een eigen woning geven een geringer deel van het besteedbare huishoudinkomen uit aan woninguitgaven naarmate hun inkomen hoger is. In figuur 1.1 is dit goed zichtbaar. In dit figuur staat op de verticale as de woonquote weergegeven. Deze woonquote is gelijk aan de woonlasten van een huishouden gedeeld door het besteedbare inkomen.<sup>1</sup> De mediaan van deze woonquote is in 2008 duidelijk lager voor de hogere inkomensdecilen. Dit patroon is consistent met het idee dat een deel van de vraag naar woonconsumptie vast is, dat wil zeggen niet beïnvloed wordt door de relatieve prijs van woonconsumptie en evenmin door het besteedbare inkomen van het huishouden. Dit deel noemen we de minimale woonconsumptie: een zekere minimale hoeveelheid koopwoningdiensten die een huishouden in een koophuis in ieder geval vraagt.

**Figuur 1.1 Hogere inkomens kennen lagere woonquotes**

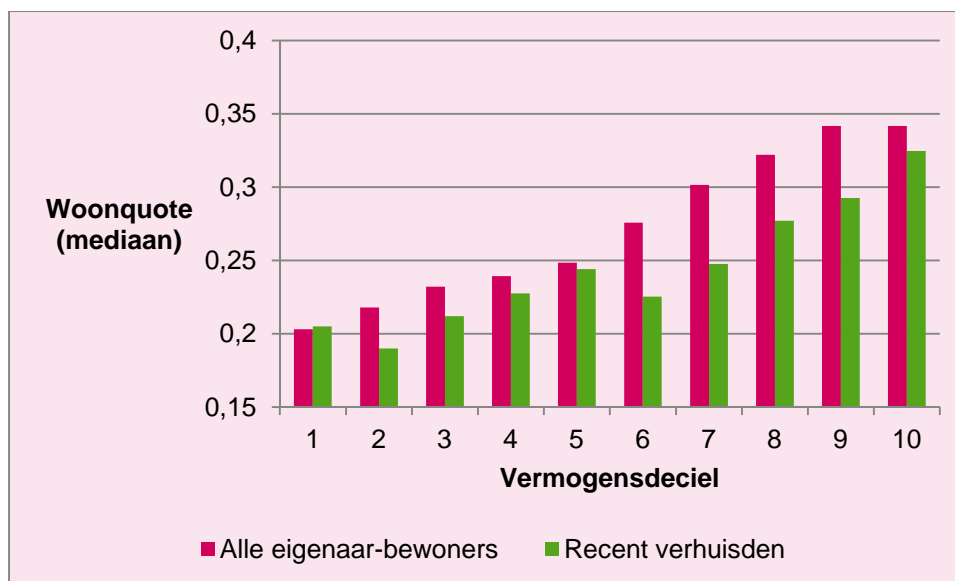


In het besteedbare inkomen, dat gebruikt is in de berekening van de woonquote, is het vermogen van een huishouden meegenomen. Vermogen genereert immers inkomen, en dit inkomen is opgeteld bij het reguliere inkomen van huishoudens uit bijvoorbeeld werk of pensioen. Als inkomen uit vermogen op dezelfde wijze besteed wordt als andere vormen van inkomen, dan zou de (bovenminimale) woonquote niet moeten samenhangen met de omvang van het vermogen. Hooguit zou er, uitgaande van een positief verband tussen vermogen en inkomen, een negatief verband zichtbaar moeten zijn vanwege de vaste uitgaven aan minimale woonconsumptie.

Figuur 1.2 laat echter wat anders zien. Een hoger vermogen gaat gepaard met een hogere woonquote. Dus de woonlasten, als percentage van het besteedbare inkomen (inclusief inkomen uit vermogen), nemen toe naarmate huishoudens over meer vermogen beschikken.

<sup>1</sup> De precieze definities van inkomen, woonlasten en vermogen worden in latere hoofdstukken besproken.

**Figuur 1.2 Meer vermogen gaat samen met hogere woonquotes**

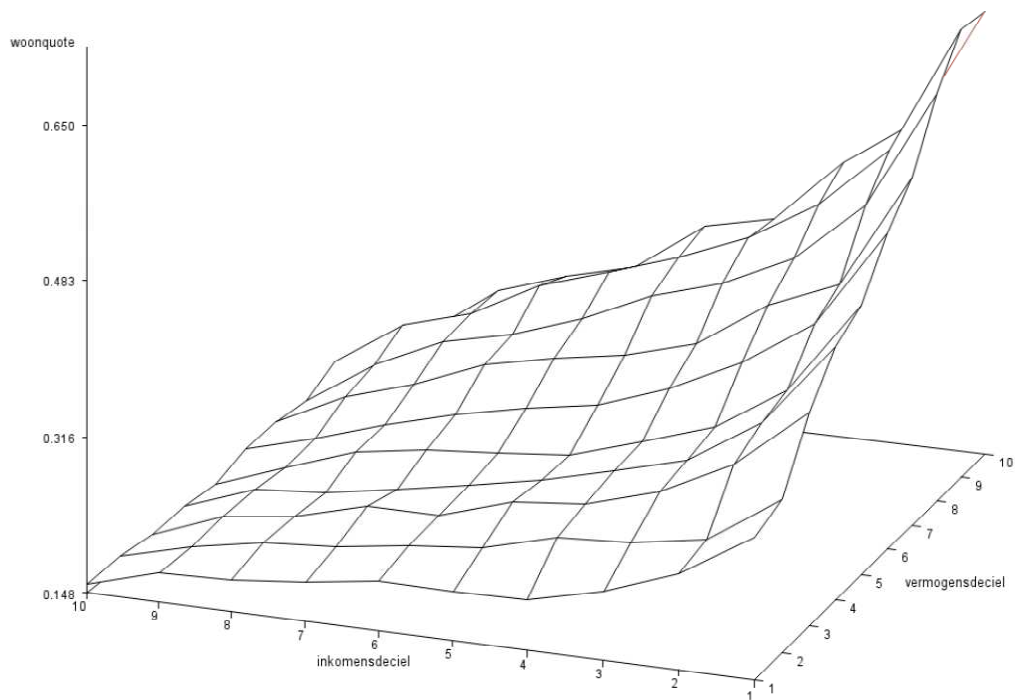


Voor een groot deel van de huizenbezitters is dit positieve verband goed verklaarbaar. Eigenaar-bewoners die hun woning ruim voor 2008 gekocht hebben, kennen vaak grote vermogenswinsten op hun woningbezit. De waarde van hun woning is in de loop van de tijd meestal flink gestegen, maar daarmee ook hun woonlasten. Die hangen, via de vermogenskosten van een woning, immers nauw samen met de waarde van de woning. Als tegelijkertijd hun inkomen ook nog eens is gedaald, bijvoorbeeld als gevolg van pensionering, dan ligt een stijgend aandeel van de woonlasten in het inkomen voor de hand.

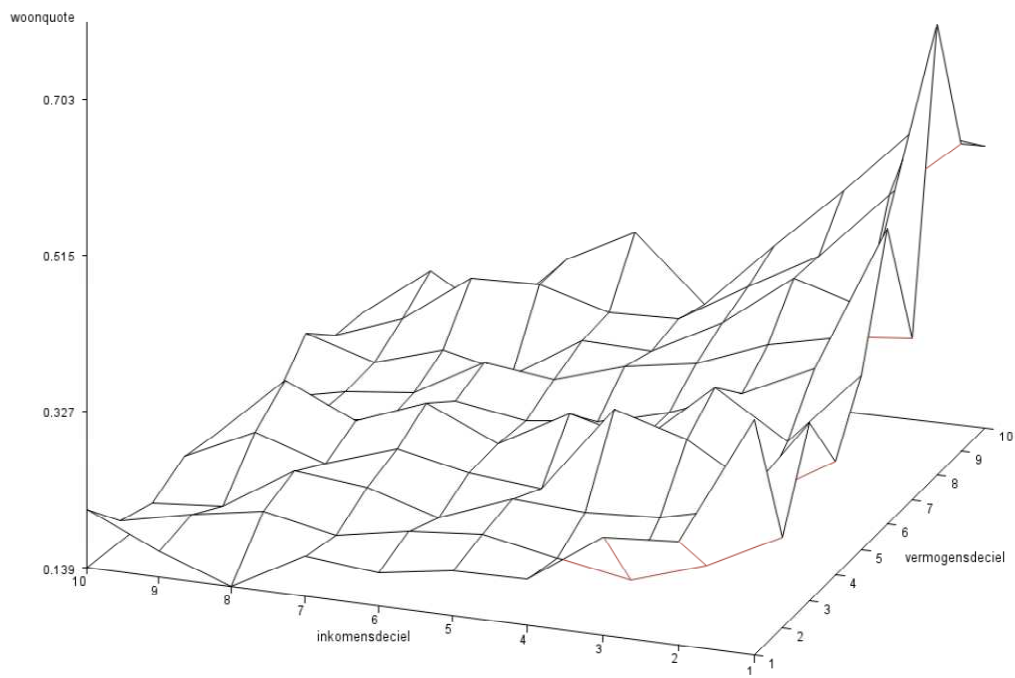
Echter, hetzelfde patroon is ook zichtbaar bij huishoudens die recent verhuisd zijn, en dan vooral bij de hogere vermogensdecielen. Ook bij deze groep gaat meer vermogen samen met een relatief hoog aandeel van de woonlasten in het besteedbare inkomen. Hun vermogen zit op het moment van verhuizen niet meer vast 'in stenen' en is dus vrij besteedbaar. Desondanks zien we dat ook bij deze groep meer vermogen samengaat met een hogere woonquote. Een groter vermogen lijkt dus, puur kijkend naar het inkomenseffect van een groot vermogen, samen te gaan met een onevenredig hoge woonconsumptie.

Figuur 1.3 geeft het verband nog eens weer tussen de mediane woonquote en de inkomens- en vermogensdecielen in drie dimensies voor alle huishoudens met een koopwoning. Figuur 1.4 betreft alleen de recent verhuisde huishoudens. Vanwege het veel kleinere aantal waarnemingen per groep laat figuur 1.4 een veel grilliger verloop zien dan figuur 1.3, echter het patroon van een dalende woonquote voor hogere inkomensdecielen en een stijgende woonquote voor hogere vermogensdecielen is in beide figuren zichtbaar.

**Figuur 1.3 Woonquotes (mediaan) naar inkomens- en vermogensdeciël van alle huizenbezitters**



**Figuur 1.4 Woonquotes (mediaan) naar inkomens- en vermogensdeciël van recent verhuisden**



Een positief verband tussen vermogen en woonconsumptie ligt voor de hand, maar dat een hoger vermogen samengaat met een hogere *woonquote* is minder evident. Zeker als vermogen puur gezien wordt als een bron van inkomen. Dit inkomen kan, net als regulier inkomen uit werk of uitkering, consumptief besteed worden. A priori is er geen reden waarom inkomen uit vermogen anders besteed zou worden dan andere vormen van inkomen. Dus als een huishouden, afgezien van de minimale woonconsumptie, het optimaal vindt om bijvoorbeeld tien procent van zijn reguliere inkomen te besteden aan woongenot, dan zou dat percentage niet anders moeten zijn voor het inkomen uit vermogen. Zoals figuur 1.2 echter laat zien, besteden huishoudens met meer vermogen juist een groter deel van hun inkomen aan woonconsumptie dan huishoudens met een klein vermogen. Dit geldt ook voor huishoudens die verhuizen, bij wie het vermogen niet meer 'vast zit in stenen' en die hun vermogen dus vrij kunnen besteden. Wat kan dit positieve verband tussen vermogen en de woonquote verklaren? Een antwoord op deze vraag is van belang omdat het waargenomen gedrag gevolgen kan hebben voor het woonbeleid, als wel op de modellering van consumptiegedrag op de woningmarkt.

Voor het positieve verband tussen vermogen en de woonquote zijn verschillende verklaringen mogelijk. Zo zou kredietransoenering van invloed kunnen zijn. Huishoudens zonder vermogen zouden meer woningdiensten willen consumeren, maar lopen tegen hypothecaire kredietrestricties aan. Huishoudens met vermogen hebben hier minder of geen last van en kunnen dus wel het gewenste aantal woningdiensten consumeren door hun eigen vermogen bovenop de gerantsoeneerde hypotheeksom in te brengen.

Wellicht spelen heterogene preferenties een rol. Als er een (al dan niet causale) relatie tussen de woonvoorkeur en de omvang van het vermogen van een huishouden bestaat, zal meer vermogen uiteraard samengaan met meer woonconsumptie. Ook leeftijd, of beter, de fase van de levenscyclus, zou een rol kunnen spelen. Denk aan ouderen met veel vermogen in hun woning, maar tegelijkertijd een relatief laag pensioeninkomen. Tenslotte is het denkbaar dat vermogen en inkomen door huishoudens mentaal verschillend beschouwd en behandeld kunnen worden.

Dit onderzoek richt zich echter op een alternatieve verklaring, die zijn oorsprong vindt in de gedragseconomische literatuur. Onderzocht wordt of de kosten van eigen vermogen dat in de woning geïnvesteerd wordt, anders worden meegenomen in de woonconsumptiebeslissing dan de kosten van vreemd vermogen. Hieraan kunnen twee mechanismen ten grondslag liggen. Ten eerste zouden huishoudens de kosten van eigen vermogen dat in de woning geïnvesteerd wordt, kunnen onderschatten. De kosten van eigen vermogen zijn gelijk aan de gederfde rente-inkomsten. Omdat er, in tegenstelling tot bij geleend geld, geen daadwerkelijke rentebetalingen plaatsvinden, zouden mensen de werkelijke vermogenskosten kunnen onderschatten. Meer vermogen leidt dan tot een grotere onderschatting van de werkelijke woonlasten, wat weer kan leiden tot een relatief hoge woonconsumptie.

Een tweede mogelijkheid is dat huishoudens gederfde rente-inkomsten anders waarderen dan rente op hypothecaire schuld. Rentebetalingen worden als een verlies ervaren, terwijl

gederfde rente-inkomsten als een gemiste winst worden gezien. Binnen de prospecttheorie krijgen verliezen een groter gewicht dan vergelijkbare winsten, waardoor de *out-of-pocket* woonlasten zwaarder worden meegewogen dan de gederfde rente-inkomsten uit eigen vermogen. Meer eigen vermogen leidt dan, mentaal gezien, tot lagere kosten van de woning, wat eveneens kan leiden tot relatief veel woonconsumptie.

Dit document is als volgt opgebouwd. Na de theoretische onderbouwing van de voornaamste hypothese in dit onderzoek in hoofdstuk twee leiden we in hoofdstuk drie het empirische model af waarmee de hypothese zal worden getoetst. De data die we daarvoor gebruiken, komen aan bod in hoofdstuk vier. Hoofdstuk vijf toetst de hypothese dat de kosten van eigen vermogen een ander gewicht krijgen in de woonconsumptiebeslissing. Hoofdstuk zes beschouwt een aantal alternatieve verklaringen voor het gevonden fenomeen. De welvaarts- en beleidsimplicaties van de belangrijkste resultaten van het onderzoek komen aan bod in hoofdstuk zeven, waarna hoofdstuk 8 concludeert.



## 2 Theorie

Aan woonconsumptie zijn kosten verbonden. Het meest zichtbaar is dat bij het huren van een woning. De bewoner moet immers huur betalen aan de eigenaar van de woning als vergoeding voor het gebruik ervan. Maar ook als de woning in eigen bezit is, zijn er kosten verbonden aan het bewonen ervan. Conceptueel gezien kan het inzichtelijk zijn om een huishouden met een eigen woning op te splitsen in zijn rol als eigenaar en zijn rol als bewoner. Als we het huishouden echter voor het gemak als een geconsolideerde eenheid van eigenaar-bewoner zien, dan bestaan de kosten van het bewonen van een eigen woning voornamelijk uit vermogens- en onderhoudskosten.

Voor huishoudens die hun woning met een hypothecaire lening gefinancierd hebben, zijn de vermogenskosten het meest evident. Zij betalen immers maandelijks een vergoeding voor deze lening in de vorm van rente. Maar ook de financiering met eigen vermogen brengt kosten met zich mee. Dit vermogen had immers ook alternatief belegd kunnen worden, bijvoorbeeld in aandelen of obligaties, of had simpelweg op een spaarrekening kunnen worden gezet. Dat levert normaliter een bepaald rendement op, dat mede afhangt van de genomen beleggingsrisico's. Het verwachte rendement van dit vermogen is in feite het bedrag dat wordt misgelopen als het geld in de eigen woning wordt geïnvesteerd. Deze gederfde inkomsten kunnen we aanduiden als de opportunity kosten van een eigen woning die gefinancierd is met eigen vermogen. De woonlasten van een woning die geheel met eigen geld gefinancierd is, zijn daarom zeker niet gelijk aan nul.

De kosten van eigen vermogen verschillen dus op twee manieren van de kosten van vreemd vermogen. Ten eerste bestaan de kosten van eigen vermogen eigenlijk uit een vorm van winst die een huishouden misloopt, terwijl de kosten van vreemd vermogen eerder als een verlies kunnen worden geïnterpreteerd. Ten tweede zijn de kosten van eigen vermogen moeilijk waarneembaar, terwijl de kosten van vreemd vermogen juist heel zichtbaar zijn. Uiteraard hangen deze twee aspecten met elkaar samen, maar vanuit gedragseconomisch oogpunt is het toch nuttig deze twee aspecten van elkaar te onderscheiden.

Het eerste aspect, gederfde opbrengsten, appelleert aan de prospecttheorie van Kahneman en Tversky (1979). Binnen deze theorie worden winsten en verliezen mentaal verschillend gewogen. Uitgangspunt daarbij is dat mensen het nut van een bepaalde situatie of uitkomst evalueren in termen van veranderingen en verschillen ten opzichte van een referentiepunt. Negatieve veranderingen en verschillen ten opzichte van dat referentiepunt wegen daarbij zwaarder dan positieve veranderingen van gelijke omvang.

Het tweede aspect, de relatieve onzichtbaarheid van de kosten van eigen vermogen, appelleert aan het gedragseconomische concept van de *heuristic bias*. Daarmee wordt bedoeld dat mensen, bij het nemen van beslissingen onder onzekerheid, bewust of onbewust gebruik maken van snelle vuistregels. Zo laten mensen zich bijvoorbeeld meer leiden door informatie die gemakkelijk beschikbaar en zichtbaar is dan informatie die wellicht even

relevant, maar minder gemakkelijk te verkrijgen of te interpreteren is (Tversky en Kahneman, 1974).

Beide gedragseconomische concepten kunnen een verklaring geven waarom veel eigen vermogen in de woning samengaat met een relatief hoge woonconsumptie. Binnen het kader van de prospecttheorie kunnen, zoals gezegd, de kosten van vreemd vermogen als een verlies worden gedefinieerd, terwijl de kosten van eigen vermogen juist als een gemiste winst kunnen worden ervaren (zie Thaler, 1980 en 1999). Aangezien verliezen binnen de prospecttheorie een groter gewicht krijgen dan vergelijkbare winsten, zouden de expliciete kosten van vreemd vermogen dus zwaarder kunnen worden meegewogen dan de opportunity kosten gerelateerd aan eigen vermogen. Dat zou ertoe kunnen leiden dat de mentale evaluatie van de woonlasten lager uitkomt naarmate er meer eigen vermogen in de woning wordt geïnvesteerd. De woonconsumptie wordt als het ware als minder kostbaar ervaren als het met eigen vermogen gefinancierd wordt. Dit zou de relatief hoge woonconsumptie kunnen verklaren bij huishoudens met veel eigen vermogen in de woning.

Waar de prospecttheorie er vanuit gaat dat de opportunity kosten van eigen vermogen volledig bekend zijn, impliceert de heuristic bias eerder dat deze impliciete kosten onderschat worden. De opportunity kosten van een woningdienst zijn immers moeilijk waarneembaar. De maandelijkse netto uitgaven aan rente zijn daarentegen juist het meest zichtbaar. De relatieve onzichtbaarheid van de opportunity kosten van een woningdienst kan ertoe leiden dat deze component onderschat wordt in de evaluatie van de totale woonlasten.<sup>2</sup> Met name huishoudens met veel eigen vermogen in hun woning zouden dus de totale woonlasten significant kunnen onderschatten en, als gevolg daarvan, meer consumeren dan wanneer zij de kosten wel correct zouden evalueren.

Of de opportunity kosten van eigen vermogen een lager gewicht krijgen in de woonconsumptiebeslissing dan de expliciete kosten van vreemd vermogen, is empirisch te toetsen met behulp van de vraagfunctie in het CPB-woningmarktmodel. Het volgende hoofdstuk beschrijft het empirische model dat in dit onderzoek zal worden gebruikt voor de schattingen van de woonconsumptie van Nederlandse eigenaar-bewoners.

---

<sup>2</sup> Zie, onder meer, Knetsch en Sinden (1987). Frederick et al. (2009) betogen dat opportunity kosten in veel gevallen zelfs geen enkele rol spelen in de evaluatie.

## 3 Model

### 3.1 Vraag naar woningdiensten

Een woning kan gezien worden als een kapitaalgoed dat de bewoners bepaalde diensten verschaft. Deze diensten noemen we woningdiensten. Om woningen onderling vergelijkbaar te maken, rekenen we ze om in een aantal standaardwoningen. Een standaardwoning kan worden gedefinieerd als een woning die de bewoners één woningdienst per jaar levert. Een woning die de bewoners twee woningdiensten per jaar verschaft, is – uitgaande van deze definitie – gelijkwaardig aan twee standaardwoningen. We spreken dan ook wel over twee standaardwoningequivalenten. In deze studie doet als standaardwoning een gemiddeld koophuis dienst met een vrije verkoopwaarde van 295.000 euro (prijspeil 2008). Ervan uitgaande dat de vrije verkoopwaarde een goede afspiegeling is van de (ruim gedefinieerde) kwaliteit van een woning, betekent dit dat het aantal woningdiensten dat een woning levert, gelijk is aan de vrije verkoopwaarde (prijspeil 2008) gedeeld door 295.000 euro.

In een eigendomsneutrale wereld met vrije prijsvorming op de woningmarkt kiest een huishouden tussen de consumptie van woningdiensten  $h$  tegen consumentenprijs  $w$  en overige goederen en diensten  $x$  tegen prijs  $p_x$ . Daarbij maximaliseert het huishouden zijn nut  $u$  gegeven zijn besteedbaar inkomen  $b$ , als volgt:

$$\begin{aligned} \max_{h,x} \quad & u = (h - \bar{h})^\delta x^{1-\delta} \\ \text{s.t.} \quad & b = wh + p_x x \end{aligned} \quad (3.1)$$

De optimale consumptie van woningdiensten van dit huishouden is:

$$h = \bar{h} + \frac{\delta(b - w\bar{h})}{w} \quad (3.2)$$

In deze vergelijking staat  $\bar{h}$  voor de minimale woonconsumptie. De parameter  $\delta$  uit de vraagrelatie betreft de woonvoorkeurparameter uit de Cobb-Douglas nutsfunctie in vergelijking (3.1). De vraag naar woningdiensten is dus voor een deel onafhankelijk van het inkomen en de prijs. Het overige deel van de vraag wordt wel beïnvloed door het besteedbare inkomen  $b$  en de consumenten- of nettoprijs van woonconsumptie  $w$ .

Het totale besteedbare inkomen van een huishouden dat over een eigen woning beschikt, bestaat uit drie delen. Het eerste deel is het besteedbare inkomen uit werk, pensioen of uitkering. Het tweede deel betreft het inkomen dat voortvloeit uit het vermogen van een huishouden dat meetelt in box 3 van de inkomstenbelasting. Dit inkomen is forfaitair bepaald op vier procent van het vermogen, onder aftrek van dertig procent heffing boven de heffingsvrijstelling. Het derde deel van het besteedbare inkomen vloeit voort uit het vermogen dat het huishouden in de eigen woning heeft geïnvesteerd. Het vermogen in de

eigen woning is gelijk gesteld aan het verschil tussen de waarde van de woning en de hypothecaire schuld. Het inkomen uit dit vermogen is eveneens forfaitair bepaald op vier procent van het vermogen, onder aftrek van dertig procent heffing boven de heffingsvrijstelling. Hoewel eigen vermogen in de eigen woning is vrijgesteld van heffing in box 3, rekenen we de fiscale subsidie die uit deze vrijstelling voortvloeit, niet toe aan het besteedbare inkomen, maar verwerken we deze in de netto prijs van een woningdienst.

### 3.2 Netto prijs woningdienst

De bruto prijs van een woningdienst volgt uit de confrontatie van vraag en aanbod van woningdiensten op de woningmarkt. Deze bruto prijs is, bij afwezigheid van fiscale ondersteuning van het eigenwoningbezit, gelijk aan de totale gebruikerskosten van een standaardkoopwoning en dus aan de prijs van een koopwoningdienst. Fiscale subsidies zorgen er echter voor dat de jaarlijkse netto gebruikerskosten van een standaardkoopwoning (en dus de netto prijs van een koopwoningdienst) lager zijn dan de bruto prijs van een woningdienst.

Om te onderzoeken of de impliciete kosten van eigen vermogen anders worden meegenomen dan de expliciete kosten van vreemd vermogen, splitsen we de netto prijs van een woningdienst op in twee delen. Een deel betreft de werkelijke maandelijkse netto uitgaven die een huishouden doet om woningdiensten te kunnen consumeren. Dit deel noemen we de *out-of-pocket* woonlasten. Het gaat hierbij om het saldo van de rentelasten en het netto fiscale voordeel in box 1. Het resterende deel noemen we de *opportunity* kosten van een woningdienst. Dit deel betreft allereerst het saldo van de vermogenskosten (inclusief risico-opslag) van het eigen vermogen in de woning en het fiscale voordeel van de vrijstelling van het eigen vermogen van heffing in box 3. Daarnaast kan er een verschil bestaan tussen de betaalde hypotheekrente en de langetermijnvermogenskosten van een eigen woning. Zo kan er in de betaalde rente een vergoeding opgenomen zijn voor de dienstverlening van de bank, of een premie voor het afdekken van renterisico's bij lange rentevaste periodes. Transactiekosten, overdrachtsbelasting en instandhoudingskosten worden, ten slotte, evenmin gerekend tot de *out-of-pocket* woonlasten en vallen daardoor per (bovenstaande) definitie eveneens onder de *opportunity* kosten. Strikt genomen is dit dan ook niet de juiste term. Het gaat om het deel van de werkelijke woonlasten dat als het ware niet geïnternaliseerd wordt via de *out-of-pocket* woonlasten.

### 3.3 Empirisch model

In het CPB-woningmarktmodel beïnvloedt de rantsoenering op de huurmarkt de vraag naar koopwoningdiensten. Alleen als we deze rantsoeneringseffecten negeren, kan vergelijking (3.2) geschat worden voor alle huishoudens met een koopwoning. Dit omdat de rantsoeneringseffecten van de huurprijsregulering niet naar individuele huishoudens zijn om te slaan.

Het empirische model ziet er in zijn basisvorm als volgt uit:

$$\ln h_i = \ln \left( (1 - \delta) \underline{h} f_i + \frac{\delta b}{w_{pock,i} + w_{opp,i}} \right) + e_i \quad (3.3)$$

De minimale woonconsumptie  $\bar{h}$  uit model (3.1) hangt af van het aantal personen waaruit het huishouden bestaat en van de samenstelling van het huishouden. Huishoudens die uit meerdere personen bestaan willen een grotere minimale omvang van de consumptie van woningdiensten. De equivalentiefactor  $f$  voor een meerpersoonshuishouden is echter kleiner dan het aantal personen waaruit het huishouden bestaat, omdat mensen die samenwonen van schaalvoordelen kunnen profiteren. In het empirisch model wordt gebruik gemaakt van dezelfde equivalentiefactoren die het CBS hanteert bij het standaardiseren van netto huishoudinkomens. Er geldt dat  $\bar{h}_i = f_i \underline{h}$ .

In vergelijking (3.3) is de netto prijs uit vergelijking (3.2) opgesplitst in een out-of-pocket deel en een opportunity deel, zoals uiteengezet in de voorgaande paragraaf. Om de mogelijke verklaring voor het positieve verband tussen vermogen en woonquote te toetsen, voegen we een parameter  $\beta$  toe aan vergelijking (3.3). Met het schatten van deze parameter kunnen we de hypothese toetsen dat de opportunity kosten een zelfde gewicht krijgen in de woonconsumptiebeslissing als de out-of-pocket woonlasten. Als huishoudens zich meer laten leiden door de woongerelateerde out-of-pocket uitgaven dan door de werkelijke woonlasten per woningdienst, dan zal dat zich in de schatting uiten in een waarde van  $\beta$  die kleiner is dan één. Een kleinere waarde impliceert immers dat de variatie in woonconsumptie in de steekproef beter verklaard wordt als het gewicht van de opportunity kosten lager is dan de out-of-pocket woonlasten. Met deze parameter ziet het empirische model er als volgt uit:

$$\ln h_i = \ln \left( (1 - \delta) \underline{h} f_i + \frac{\delta b}{(w_{pock,i} + \beta w_{opp,i})} \right) + e_i \quad (3.4)$$

In onderstaande tabel staan de gebruikte variabelen schematisch weergegeven. De toelichting op de gebruikte parameters en de hypothesen die getoetst zullen worden, komen aan bod in de volgende hoofdstukken.

**Tabel 3.1**                      **Overzicht variabelen**

| Variabele       | Toelichting   |
|-----------------|---|
| $h$             | woonconsumptie in standaardwoningdiensten (peiljaar 2008) |
| $f$             | equivalentiefactor huishouden                             |
| $\underline{h}$ | minimale woonconsumptie alleenstaande                     |
| $b$             | besteedbaar inkomen inclusief inkomen uit vermogen        |
| $w_{pock}$      | out-of-pocket woonlasten per woningdienst                 |
| $w_{opp}$       | opportunity kosten per woningdienst                       |

## 4 Data

### 4.1 WoON 2009

Voor dit onderzoek is gebruik gemaakt van het databestand WoON 2009. Het Woononderzoek Nederland (WoON) geeft inzicht in onder andere de samenstelling van huishoudens, de huisvestingssituatie, de woonwensen, de woning en de woonomgeving. WoON 2009 betreft een landelijke steekproef van ongeveer 70.000 huishoudens, waarvoor het veldwerk is uitgevoerd van september 2008 tot mei 2009. Een deel van de informatie in het bestand is verkregen door een koppeling met (externe) registratiebestanden, waaronder die van het CBS (WOZ-waarde) en de belastingdienst (inkomen en box 3 vermogen).

### 4.2 Constructie variabelen

In model (3.4) wordt geschat met een individueel berekende netto prijs van een woningdienst. Deze netto prijs is, zoals gezegd, opgesplitst in een prijs die gelijk is aan de out-of-pocket prijs van een woningdienst en de opportunity prijs van een woningdienst. Dit is als volgt gedaan.

Allereerst zijn voor ieder huishouden de netto woonlasten berekend conform Donders et al. (2010). Deze noemen we  $wl_{tot}$ . Vervolgens zijn de out-of-pocket woonlasten  $wl_{pock}$  berekend. Deze zijn gelijk aan de jaarlijkse rentelasten minus de netto fiscale subsidie in box 1. Dit bedrag is dus inclusief het eigenwoningforfait. De opportunity woonlasten zijn gelijk verondersteld aan de netto woonlasten minus de out-of-pocket woonlasten:

$$wl_{opp} = wl_{tot} - wl_{pock} \quad (4.1)$$

De out-of-pocket en opportunity prijzen van een woningdienst worden ten slotte als volgt berekend:

$$w_{pock} = \frac{wl_{pock}}{h}, w_{opp} = \frac{wl_{opp}}{h} \quad (4.2)$$

De individueel berekende netto prijzen kennen nogal wat uitschieters. Belangrijkste oorzaak daarvan zijn hoge gerapporteerde maandelijkse rentelasten en grote hypothecaire leningen (ten opzichte van de WOZ). In een aantal gevallen leiden deze zelfs tot negatieve woonlasten. Om de verstorende invloed van deze outliers zo veel mogelijk te elimineren, zijn observaties met een gerapporteerde rentevoet van meer dan 10% en observaties met een gerapporteerde hypotheek van meer dan 150% van de WOZ uit de steekproef verwijderd. Het betreft hier ongeveer veertig observaties. In paragraaf 4.3 geven we wat statistieken van de gebruikte variabelen.

### 4.3 Beschrijvende statistieken

Tabel 4.1 geeft enkele statistische kengetallen van de variabelen die in de empirische analyse worden gebruikt. Vanwege mogelijke problemen met endogeniteit zijn niet alle huishoudens met een eigen woning in de steekproef opgenomen, maar alleen huishoudens die in het jaar van de steekproef verhuisd zijn. Daarover meer in het volgende hoofdstuk. De steekproef van recent verhuisden bevat overigens 1720 bruikbare observaties.

**Tabel 4.1 Beschrijvende statistieken steekproef**

| Variabele  | Gemiddelde | Mediaan | Standaarddeviatie | Minimum | Maximum |
|--|------------|---------|-------------------|---------|---------|
| Woonconsumptie ( $h$ , in standaardwoningdiensten)               | 0,86       | 0,76    | 4,38              | 0,17    | 5,05    |
| Equivalentiefactor ( $f$ )                                       | 1,43       | 1,37    | 3,30              | 1       | 4,77    |
| Verhouding tussen hypothecaire lening en bruto inkomen ( $LTI$ ) | 4,54       | 4,34    | 28,3              | 0       | 35,6    |
| Dummyvariabele voor vorige woning ( $D_{own}$ )                  | 0,47       | 0       | 4,98              | 0       | 1       |
| dzd euro   |            |         |                   |         |         |
| Besteedbaar inkomen ( $b$ )                                      | 43,4       | 38,8    | 230               | 0,2     | 382     |
| Out-of-pocket woonlasten per woningdienst ( $w_{pock}$ )         | 6,94       | 7,20    | 31,8              | 0       | 17,0    |
| Opportunity kosten per woningdienst ( $w_{opp}$ )                | 5,11       | 5,01    | 52,9              | -13     | 17,1    |

De steekproef bevat 1720 huishoudens die in het jaar van de steekproef hun eigen woning hebben betrokken.

Ondanks het verwijderen van de genoemde outliers zijn er nog steeds enkele observaties met negatieve waarden voor de opportunity kosten van een woningdienst. Dit komt omdat deze huishoudens een dusdanig grote rentevoet rapporteren (in combinatie met een grote hypothecaire lening) dat hun out-of-pocket woonlasten  $wl_{pock}$  groter zijn dan de netto woonlasten  $wl_{tot}$  berekend conform Donders et al. (2010).

De netto woonlasten bedragen gemiddeld 12,1 duizend euro per woningdienst. Daarvan behoort 6,9 duizend euro tot de out-of-pocket woonlasten en 5,1 duizend tot de opportunity kosten. Deze variabelen kennen behoorlijk wat spreiding. Deze spreiding ontstaat door verschillen in de leenquote en verschillen in de werkelijk betaalde rentelasten.

## 5 Empirische analyse

### 5.1 Endogeniteit

Zoals aangegeven in hoofdstuk 1 is voor een groot deel van de eigenaar-bewoners het positieve verband tussen vermogen en woonconsumptie endogeen. Het vermogen bestaat voor het merendeel uit de overwaarde op de eigen woning. Deze overwaarde is gedefinieerd als de waarde van de woning (WOZ) minus de omvang van de hypothecaire lening. De consumptie van woningdiensten is gedefinieerd als de waarde van de woning gedeeld door de gemiddelde huizenprijs. Een exogene stijging van de huizenprijs, ceteris paribus, beïnvloedt volgens bovenstaande definities dus zowel de woonconsumptie als de overwaarde. Dit maakt (het inkomen uit) de overwaarde, dat onderdeel is van het totale besteedbare inkomen  $b$ , een endogene variabele, tenzij een huishouden zijn woonconsumptie direct zou kunnen aanpassen aan de nieuwe situatie. Aanpassingskosten (verhuizen, overdrachtsbelasting) zorgen er echter voor dat niet daadwerkelijk hoeft te gebeuren.

Om deze reden wordt het model geschat voor een groep van huishoudens die verhuisd zijn in het jaar van de steekproef. Voor deze huishoudens wordt het eventuele eigen vermogen dat in de aangekochte woning is geïnvesteerd, niet beïnvloed door de waarde(stijging) van diezelfde woning. Voor deze huishoudens is de overwaarde afkomstig uit bijvoorbeeld eigen spaargeld, of uit de winst op de verkoop van de vorige woning. Voor hen mag het vermogen geïnvesteerd in hun nieuwe woning dan ook als exogeen worden verondersteld.<sup>3</sup>

### 5.2 Stochastische exogenen

In de berekening van de exogenen  $b$ ,  $w_{pock}$  en  $w_{opp}$  wordt gebruik gemaakt van onder meer de *loan to value* ratio (LTV). Voor de waarde van een woning wordt daarbij uitgegaan van de WOZ-waarde. Deze is echter ook bepalend voor het meten van de woonconsumptie van een huishouden. Net als andere variabelen in een databestand kan de WOZ-waarde afwijken van de werkelijke waarde van een woning, bijvoorbeeld door meet- en registratiefouten. Gemiddeld genomen kloppen deze waarden wel, maar dergelijke fouten veroorzaken mogelijk toch wat statistische ruis. Dezelfde bron van ruis komt in het empirisch model voor aan beide kanten van de regressievergelijking. Het is daarom zeer aannemelijk dat de storingstermen van de stochastische exogenen  $b$ ,  $w_{pock}$  en  $w_{opp}$  gecorreleerd zijn met de endogene woonconsumptie  $h$ . Dit kan de schattingsresultaten vertekenen.

Dit probleem is te ondervangen als we de endogene woonconsumptie meten met behulp van de aankoopprijs (in plaats van met de WOZ). Huishoudens die in 2008 hun woning hebben gekocht, zullen een aankoopprijs rapporteren die normaliter nauw zal samenhangen met de

---

<sup>3</sup> Hierbij wordt uitgegaan van constante en homogene preferenties. In hoofdstuk vijf komen we daar op terug.



geregistreerde WOZ-waarde van de woning (die 1 januari 2008 als peildatum heeft). Dat is veelal ook het geval: de medianen bedragen 225.000 (WOZ) en 224.000 (aankoopprijs). Echter, enkele observaties laten een groot verschil zien tussen de WOZ en de aankoopprijs. Om de resultaten niet te veel te verstoren laten we de observaties waarbij de WOZ meer dan vijftig procent afwijkt van de aankoopprijs, buiten beschouwing. Iets meer dan honderd observaties worden daardoor geëlimineerd. Verder passen we een kleine correctie toe op de hoogte van de aankoopprijs, zodat de gemiddelde aankoopprijs in de steekproef na correctie gelijk is aan de gemiddelde WOZ-waarde. Deze schaling heeft geen invloed op de schattingsresultaten.

### 5.3 Schattingsresultaat

Tabel 5.1 geeft de schattingsresultaten weer van model (3.4). Ter vergelijking zijn in de bovenste regel van deze tabel de gekalibreerde waarden voor  $\underline{h}$  en  $\delta$  uit Donders et al. (2010) gegeven.<sup>4</sup> Het model is geschat met behulp van de methode van gewogen kleinste kwadraten. Voor de gewichten is gebruik gemaakt van de ophoogfactor die in WoON wordt gebruikt om het bestand op te hogen naar het aantal particuliere huishoudens in Nederland, volgens de huishoudensstatistiek van het CBS.

**Tabel 5.1 Schattingsresultaten model (3.4)**

| Variant                              | Minimale woonconsumptie | Bovenminimale woonconsumptiequote | Wegingsfactor opportunity kosten | Gecorrigeerde R-kwadraat |
|--------------------------------------|-------------------------|-----------------------------------|----------------------------------|--------------------------|
| Donders et al. (2010)                | 0,36                    | 0,15                              | 1                                | n.v.t.                   |
| Model (3.4) met restrictie $\beta=1$ | 0,34<br>(0,01)          | 0,11<br>(0,01)                    | 1                                | 0,39                     |
| Model (3.4) zonder restricties       | 0,27<br>(0,01)          | 0,11<br>(0,01)                    | 0,47<br>(0,02)                   | 0,51                     |

Noot: standaardfouten staan tussen haakjes. Alle geschatte parameters verschillen significant van 0 op minimaal 1% betrouwbaarheidsniveau.

Een Wald-test laat zien dat de hypothese  $\beta < 1$  in de schatting van het ongerestricteerde model geaccepteerd wordt. Verder toont een F-toets aan dat het ongerestricteerde model een significant beter resultaat geeft dan het model met de restrictie  $\beta=1$ . De variatie in woonconsumptie in de steekproef wordt derhalve beter verklaard als de restrictie dat out-of-pocket kosten en opportunity kosten hetzelfde gewicht hebben, wordt losgelaten. De geschatte waarde van  $\beta$  duidt erop dat opportunity kosten een beduidend lager gewicht krijgen in de woonconsumptiebeslissing dan de out-of-pocket kosten. Huishoudens lijken zich inderdaad meer te laten leiden door out-of-pocket uitgaven dan door de werkelijke totale woonlasten. Meer eigen vermogen in de woning, dat de out-of-pocket woonlasten drukt, kan dus leiden tot een hogere woonconsumptie.

<sup>4</sup> De waarde voor de minimale woonconsumptie uit Donders et al.(2010) is uitgedrukt in standaardwoningdiensten gemeten in 2006. De overige waarden in deze tabel zijn echter gebaseerd op standaardwoningdiensten gemeten in 2009.

Het lagere gewicht van de opportunity kosten kan het resultaat zijn van het (bewust) toekennen van een lager gewicht aan opportunity kosten, maar ook van het onderschatten van deze impliciete kosten. Op basis van de gebruikte data is echter niet aan te geven welk effect domineert.

## **5.4 Conclusie**

De out-of-pocket uitgaven aan wonen krijgen een groter gewicht in de woonconsumptiebeslissing dan de werkelijke woonlasten waarin ook de 'verborgen' kosten van eigen vermogen zijn opgenomen. Kosten van eigen vermogen worden mogelijk ofwel onderschat, dan wel anders gewaardeerd (in vergelijking met out-of-pocket woonlasten). Dit kan verklaren waarom huishoudens met veel eigen vermogen in de woning een relatief hoge woonconsumptie laten zien. De belangrijkste hypothese uit dit onderzoek lijkt dus te worden bevestigd door de data. Zoals echter aangegeven in hoofdstuk 1 bestaan er ook andere mogelijke verklaringen voor het positieve verband tussen vermogen en woonquote. Deze komen in het volgende hoofdstuk aan bod.

## 6 Alternatieve verklaringen

Dit hoofdstuk gaat in op een aantal alternatieve verklaringen voor het gevonden positieve verband tussen vermogen en de woonquote. Voor zover mogelijk worden deze verklaringen empirisch getoetst op basis van het empirische model uit hoofdstuk vijf. Daarbij geldt dat het toetsen van sommige van deze verklaringen vermoedelijk beter gedaan kan worden met andere data en modellen. Een dergelijke benadering valt echter buiten het bestek van deze studie. De resultaten in dit hoofdstuk vormen dan ook slechts een eerste indicatie van de verklaringskracht van alternatieve redeneringen.

Om de verschillende verklaringen te toetsen, breiden we het empirische model met een aantal variabelen en parameters uit. De belangrijkste aanpassing is het onderscheiden van de eerder genoemde drie bronnen van inkomen. Het besteedbare inkomen uit werk, pensioen of uitkering duiden we aan met  $b_{pock}$ . Het tweede deel, inkomen dat voortvloeit uit het vermogen van een huishouden dat meetelt in box 3, duiden we aan met  $b_{box3}$ . Het inkomen dat voortvloeit uit het bezit van een eigen woning duiden we aan met  $b_{opp}$ .

$$\ln h_i = \ln \left( (1 - \delta) h_i + \frac{\delta (b_{pock,i} + b_{box3,i} + \alpha b_{opp,i})}{(w_{pock,i} + \beta w_{opp,i})} \right) + e_i \quad (6.1)$$

Model (6.1) vormt het basismodel voor de verschillende empirische toetsen in dit hoofdstuk. In vergelijking met model (3.4) kan het positieve verband tussen woonconsumptie en vermogen in model (6.1) echter via een tweede weg tot stand komen. Deze tweede weg loopt via het inkomen uit vermogen. Zoals gezegd, vermogen genereert inkomen en dit inkomen zou meer dan evenredig aan woonconsumptie besteed kunnen worden. Dit zou zich kunnen uiten in een waarde van de parameter  $\alpha$  van groter dan één. De eerste weg, die we in de voorgaande hoofdstukken al besproken hebben, loopt via de kosten van eigen vermogen. Een lager gewicht van de opportunity kosten kan ertoe leiden dat huishoudens de kosten van een woning lager inschatten naarmate er meer eigen vermogen in geïnvesteerd wordt. Dat kan een hogere woonconsumptie bij een groter vermogen eveneens verklaren.

Twee vragen zijn relevant hier: (1) kun je de twee bronnen empirisch onderscheiden en (2) doet het er toe? Het antwoord is twee keer ja. Om het effect van een variabele te kunnen meten is een bepaalde mate van variatie van deze variabele in de steekproef noodzakelijk. Het forfaitair berekende inkomen uit vermogen varieert over huishoudens, simpelweg omdat huishoudens over verschillende vermogens beschikken. Echter, die verschillende vermogens genereren ook verschillen in de verhouding tussen out-of-pocket woonlasten en de opportunity woonlasten. Als verschillen in vermogens de enige bron zouden zijn van verschillen tussen out-of-pocket en opportunity kosten, dan zou het niet mogelijk zijn om een onderscheid te kunnen maken tussen een hogere consumptiequote uit eigen vermogen en een lager gewicht van de kosten van eigen vermogen. Inkomen uit vermogen en de kosten van eigen vermogen zouden dan perfect gecorreleerd zijn.

Echter, binnen de steekproef bestaan er ook verschillen tussen de betaalde hypotheekrente en de gemiddelde vermogenskosten van een eigen woning. Zo kan er in de betaalde rente een vergoeding opgenomen zijn voor de dienstverlening van de bank, of een premie voor het afdekken van renterisico's bij lange rentevaste periodes. Verschillen hierin komen tot uitdrukking in verschillen in out-of-pocket en opportunity woonlasten die niet samenhangen met de omvang van het eigen vermogen. In de steekproef zijn de variabele  $b_{opp}$  en  $w_{opp}$  uiteraard gecorreleerd, maar de correlatiecoëfficiënt bedraagt niet meer dan 0,5. Door de variatie in out-of-pocket woonlasten (bij gegeven schuldquoten) kunnen we schatten of een groter aandeel van out-of-pocket uitgaven in de totale woonlasten invloed heeft op het geconsumeerde volume aan woningdiensten. In feite geeft een dergelijke schatting antwoord op de vraag met welke prijs voor een woningdienst huishoudens mentaal rekening houden. Kijkt men uitsluitend naar de totale woonlasten ( $wl_{tot}$ ) per woningdienst, dan zou dat in de regressie tot uitdrukking moeten komen in een waarde voor  $\beta$  gelijk aan één. Laat men zich echter meer leiden door de zichtbare out-of-pocket uitgaven  $wl_{pock}$  'ten koste' van de verborgen uitgaven  $wl_{opp}$ , dan zou dit tot uitdrukking moeten komen in een waarde voor  $\beta$  van kleiner dan één.

## 6.1 Kredietrantsoenering

Een mogelijke alternatieve verklaring voor het positieve verband tussen vermogen en de woonquote kan zijn dat huishoudens zonder eigen vermogen gereëticteerd zijn in hun woonconsumptie. Wellicht zouden zij, gegeven hun inkomen, meer woningdiensten willen consumeren, maar staan banken hun eenvoudigweg geen grotere hypothecaire leningen toe. Huishoudens met eigen vermogen hebben daar minder last van en kunnen dus wel het gewenste volume aan woningdiensten consumeren. Dit zou onderzocht kunnen worden door te kijken naar de manier waarop inkomen uit vermogen besteed wordt. Huishoudens die last hebben van kredietrestricties, zouden als zij over vermogen beschikken een groter deel van hun inkomen uit vermogen aan woonconsumptie moeten besteden. Daarbij is het wel noodzakelijk om te weten of een huishouden daadwerkelijk last heeft van kredietrestricties.

Deze gegevens ontbreken in het databestand WoON 2009. Echter, de mate waarin huishoudens gereëticteerd zijn, kan enigszins benaderd worden door te kijken naar de *LTI*-ratio. Dat is de verhouding tussen de hypothecaire lening en het bruto inkomen van het huishouden. Huishoudens met een lage *LTI* hadden bij de aankoop van hun woning waarschijnlijk minder te maken met kredietrantsoenering dan huishoudens met een hoge *LTI*. Gegeven hun inkomen hadden huishoudens met een lage *LTI* vermoedelijk meer kunnen lenen dan zij feitelijk gedaan hebben. Huishoudens met een lage *LTI* hoeven dus in principe niet hun eigen vermogen aan te spreken om de gewenste woonconsumptie te financieren. Als kredietrantsoenering een rol speelt, zou je dus kunnen verwachten dat huishoudens met een hoge *LTI* een relatief groot deel van hun inkomen uit vermogen aan de gewenste woonconsumptie besteden.

Om dit te kunnen toetsen voegen we de variabele *LTI*, met bijbehorende parameter  $\gamma$ , toe aan model (6.1). De geschatte waarde van  $\alpha$  geeft aan in hoeverre inkomen uit eigen

vermogen in de woning anders besteed wordt dan het overige inkomen. De parameter  $\alpha$  zou dus meer en meer richting de waarde van één moeten gaan naarmate huishoudens minder gerantsoeneerd zijn (lees: een lagere *LTI* hebben). Dat zou zich moeten uiten in een positieve waarde van  $\gamma$ .

$$\ln h_i = \ln \left( (1 - \delta) \underline{h} f_i + \frac{\delta (b_{pock,i} + b_{box3,i} + (\alpha + \gamma LTI_i) b_{opp,i})}{(w_{pock,i} + \beta w_{opp,i})} \right) + e_i \quad (6.2)$$

Om dit te toetsen schatten we model (6.2) en testen we of de hypothese  $\gamma = 0$  wordt verworpen. Deze parameter geeft namelijk de invloed weer van de interactie tussen woonconsumptie uit vermogen en de *LTI*. Als kredietrantsoenering een rol speelt, zou de parameter voor deze interactieterm significant positief moeten zijn: meer kredietrantsoenering betekent dat meer eigen vermogen aan woonconsumptie wordt besteed.

**Tabel 6.1 Schattingsresultaten model (6.2)**

| Model | Minimale woonconsumptie<br>$\underline{h}$ | Bovenminimale woonconsumptie-<br>quote<br>$\delta$ | Woonconsumptie uit eigen vermogen<br>$\alpha$ | Invloed krediet-restrictie<br>$\gamma$ | Wegingsfactor opportunity kosten<br>$\beta$ | Gecorrigeerde R-kwadraat |
|-------|--|--|---|--|---|--------------------------|
| (6.2) | 0,28<br>(0,01)                             | 0,10<br>(0,01)                                     | 3,9<br>(0,47)                                 | -0,13<br>(0,08)                        | 0,62<br>(0,03)                              | 0,53                     |
| (3.4) | 0,27<br>(0,01)                             | 0,11<br>(0,01)                                     | 1   | 0                                      | 0,47<br>(0,02)                              | 0,51                     |

Noot: standaardfouten staan tussen haakjes. Alle geschatte parameters verschillen significant van 0 op minimaal 1% betrouwbaarheidsniveau, met uitzondering van  $\gamma$ . Model (6.2) is volgens een F-toets statistisch beter dan model (3.4).

De schattingsresultaten in tabel 6.1 laten zien dat dit niet het geval is. De verhouding tussen lening en bruto inkomen lijkt geen significante invloed te hebben op de mate waarin eigen vermogen wordt aangesproken voor woonconsumptie. Volgens deze analyse consumeren ook huishoudens met een lage *LTI* meer woningdiensten als zij over meer eigen vermogen beschikken.

Overigens is de geschatte waarde van  $\alpha$  een interessant gegeven. Deze waarde is in model (6.2) significant groter dan één, wat aangeeft dat inkomen uit eigen vermogen in de woning anders besteed wordt dan regulier inkomen. In de volgende paragrafen komen we terug op eventuele verschillen in woonconsumptie uit regulier inkomen en uit vermogensinkomen.

## 6.2 Heterogene preferenties

Een al dan niet causaal verband tussen de woonvoorkeur en de omvang van het vermogen van een huishouden zou een directe verklaring kunnen leveren voor de correlatie tussen de woonquote en het eigen vermogen. Een niet-causaal verband kan bestaan als vermogen gecorreleerd is met een verklarende variabele die niet in het model is opgenomen. Denk

hierbij aan bijvoorbeeld leeftijd: als leeftijd een verklarende variabele is voor de gewenste woonconsumptie en leeftijd gecorreleerd is met vermogen, dan zou het weglaten van leeftijd als verklarende variabele er waarschijnlijk toe leiden dat de invloed van vermogen overschat wordt. Het verband tussen woonvoorkeur en vermogen kan echter ook causaal zijn. Zo'n verband kan bestaan als er bij woonconsumptie sprake is van *habit formation*. De voorkeur van een consument voor wonen (ten opzichte van overige consumptie) wordt dan endogeen bepaald door het absolute niveau van de huidige consumptie.

Stel dat iemand in jaar  $t$  een bovenminimale woonvoorkeur  $\delta$  heeft van 0,1. In het model van vergelijking (3.2), met een bovenminimale substitutie-elasticiteit van één, betekent dat dat deze persoon bereid is tien procent van zijn bovenminimale inkomen aan woonconsumptie te besteden. Als deze persoon in jaar  $t$  een woning koopt en in de jaren daarop te maken krijgt met een aanzienlijke waardeinstijging van de woning, ziet hij zijn woonlasten dus navenant toenemen. Bij een verhuizing zou deze persoon zijn woonlasten weer in overeenstemming kunnen brengen met zijn oorspronkelijke woonvoorkeur van 0,1. Dat betekent echter wel dat, aannemende dat alle woningen in prijs zijn gestegen, deze persoon bij een gelijk gebleven inkomen minder woningdiensten zal gaan consumeren. De prijs van een woningdienst is immers gestegen, terwijl zijn nutsfunctie een constant budgetaandeel van bovenminimale woonconsumptie impliceert. *Habit formation* in woonconsumptie zal er echter toe leiden dat dit huishouden bijvoorbeeld minimaal hetzelfde volume aan bovenminimale woningdiensten zal willen consumeren. Dat vertaalt zich modelmatig in een hogere woonvoorkeur (ten koste van overige consumptie). Deze hogere woonvoorkeur kan zich, zoals in bovenstaand voorbeeld, uiten in een hogere bovenminimale woonquote. Maar een hogere minimale woonconsumptie vormt eveneens een uiting van een hogere woonvoorkeur.

Huishoudens die in 2008 vanuit een eigen woning naar een andere koopwoning zijn verhuisd, hebben waarschijnlijk aanzienlijke vermogenswinsten op hun vorige woning behaald. Huizenprijzen zijn vanaf halverwege de jaren tachtig immers vrijwel continu gestegen. Het eigen vermogen van deze doorstromers is waarschijnlijk grotendeels ontstaan uit een gerealiseerde waardeinstijging van hun vorige woning. Onder de veronderstelling van *habit formation* zullen deze huishoudens een hogere woonvoorkeur hebben ontwikkeld. Merk overigens op dat een aanzienlijk deel van de geconsumeerde woningdiensten in absolute termen vast ligt en daarmee onafhankelijk is van de prijs. Voor een gemiddeld huishouden gaat het om iets meer dan de helft van de woonconsumptie (zie Donders et al., 2010). Bij stijgende prijzen blijft dit deel van de vraag dus intact, ook als een huishouden zou verhuizen. Gegeven het inkomen leiden stijgende huizenprijzen dus ook zonder *habit formation* tot een stijgend aandeel van de woonlasten in het besteedbare inkomen bij huishoudens die hun woonkeuze opnieuw kunnen optimaliseren.

Gegeven de cross-sectionele aard van het databestand is het direct toetsen van *habit formation* niet evident. Maar het is wellicht wel interessant om te kijken of de minimale woonconsumptie en/of de bovenminimale woonconsumptie uit vermogen anders is voor doorstromers op de koopmarkt dan voor niet-doorstromers (starters en ex-huurders). Dit is gedaan in model (6.3) met behulp van het toevoegen van de dummy variabele  $D_{own}$  aan

model (6.1). Deze variabele is gelijk aan één als de vorige woning een koopwoning in eigen bezit was. Als de parameter  $\psi_1$  significant groter is dan nul, dan laten huishoudens die vanuit een koopwoning zijn verhuisd, een hogere minimale woonconsumptie zien. Als de parameter  $\psi_2$  significant groter is dan nul, dan besteden huishoudens die vanuit een koopwoning zijn verhuisd, een groter deel van hun inkomen uit overwaarde aan bovenminimale woonconsumptie. Significant positieve waarden voor  $\psi_1$  en  $\psi_2$  kunnen een indicatie zijn voor *habit formation*.

$$\ln h_i = \ln \left( (1 - \delta)(\underline{h} + \psi_1 D_{own,i}) f_i + \frac{\delta(b_{pock,i} + b_{box3,i} + (\alpha + \psi_2 D_{own,i}) b_{opp,i})}{(w_{pock,i} + \beta w_{opp,i})} \right) + e_i \quad (6.3)$$

De schatting van model (6.3) toont aan dat  $\psi_1$  en  $\psi_2$  significant groter zijn dan nul. Bovendien daalt de waarde voor  $\alpha$  in deze schattingen dermate dat de hypothese  $\alpha > 1$  statistisch gezien weer wordt verworpen. Dit suggereert dat de groep die verhuisd is vanuit een koopwoning, een hoger minimaal niveau van woonconsumptie aspireert en dat vermogen dat waarschijnlijk ontstaan is door winst op de verkoop van een vorige woning, bovengemiddeld aan woonconsumptie besteed wordt. Dat kan dus, zij het indirect, duiden op een vorm van *habit formation*. Andere verklaringen, waaronder die vanuit de levenscyclustheorie en de *mental accounting* theorie, worden hiermee echter niet uitgesloten. Daarover meer in de volgende paragrafen.

**Tabel 6.2 Schattingsresultaten model (6.3)**

| Model | Minimale woonconsumptie<br>$\underline{h}$ | Bovenminimale woonconsumptiequote<br>$\delta$ | Woonconsumptie uit eigen vermogen<br>$\alpha$ | Effect dummies ex-eigenaar op woonconsumptie<br>$\psi_1$ $\psi_2$ |               | Wegingsfactor opportunity kosten<br>$\beta$ | Gecorrigeerde R-kwadraat |
|-------|--|---|---|---|---------------|---|--------------------------|
| (6.3) | 0,27<br>(0,01)                             | 0,10<br>(0,01)                                | 0,6<br>(0,45)                                 | 0,02<br>(0,01)  | 3,5<br>(0,52) | 0,60<br>(0,03)                              | 0,55                     |
| (3.4) | 0,27<br>(0,01)                             | 0,11<br>(0,01)                                | 1   | 0   | 0             | 0,47<br>(0,02)                              | 0,51                     |

Noot: standaardfouten staan tussen haakjes. Alle geschatte parameters verschillen significant van 0 op minimaal 1% betrouwbaarheidsniveau,  $\alpha$  verschilt niet significant van 1. Model (6.3) is volgens een F-toets statistisch beter dan model (3.4).

Preferenties zouden, zoals gezegd, ook kunnen afhangen van de leeftijd en op die manier dus ook heterogeen kunnen zijn. Wellicht dat, naast de (leeftijdsgelateerde) variabelen inkomen  $b$  en de omvang van het huishouden  $f$ , leeftijd een autonome rol speelt in de gewenste woonconsumptie. De voorkeur voor het hebben van een (grotere) tuin zou bijvoorbeeld rechtstreeks aan een bepaalde leeftijdsklasse gekoppeld kunnen zijn. Aangezien de leeftijd van de eigenaar-bewoner gecorreleerd is met het eigen vermogen van het huishouden, zou het positieve verband tussen vermogen en woonquote wellicht verklaard kunnen worden door leeftijdsgelateerde woonvoorkeuren. Het niet opnemen van de variabele leeftijd kan dan tot een *omitted variable bias* leiden.

De hypothese dat leeftijd een zelfstandige rol speelt is getoetst door in het model een aantal dummy's voor de leeftijdsklasse van het hoofd van het huishouden als onafhankelijke variabelen op te nemen. Daarbij zijn de dummy's voor middelbare (tussen de 30 en 60 jaar) en hogere leeftijd (ouder dan 60)<sup>5</sup> zowel via een interactieterm met de minimale woonconsumptie  $\underline{h}$  als via een interactieterm met de bovenminimale woonconsumptiequote  $\delta$  in model (6.3) opgenomen. Geen van deze parameters blijkt statistisch significant, maar de leeftijdparameters voor de minimale en bovenminimale woonconsumptie zijn wel sterk gecorreleerd.<sup>6</sup> Dat maakt het lastig om de ware invloed van de leeftijdsklassen goed te kunnen schatten. Het opnemen van de verschillende leeftijdsklassen heeft overigens een verwaarloosbaar effect op de geschatte waarde van de overige parameters.

### 6.3 Levenscyclustheorie

Traditionele levenscyclus theorieën voorspellen dat de consumptie over de levenscyclus bepaald wordt door het permanente inkomen, dat weer afhangt van het totale vermogen van een huishouden (inclusief menselijk kapitaal). Alleen veranderingen in het permanente inkomen leiden tot veranderingen in consumptieniveau. Verder voorspelt deze theorie dat de verhouding tussen woonconsumptie en overige consumptie constant is over de levenscyclus.

Andere veronderstellingen binnen de levenscyclustheorie kunnen er echter toe leiden dat er wel een positief verband ontstaat tussen vermogen en woonconsumptiequote. Als we aannemen dat huishoudens in een latere fase van hun leven op hun vermogens gaan interneren, dan kan een groot vermogen in een vroegere levensfase de noodzaak om te sparen voor later doen afnemen. Dat betekent dat huishoudens met veel vermogen dus meer aan consumptie, waaronder woonconsumptie, kunnen uitgeven.

Voor het toetsen van deze verklaring geldt des te meer dat dit beter gedaan zou kunnen worden op basis van een ander model en met andere databronnen. Binnen het model van dit onderzoek kunnen we hooguit kijken of de woonconsumptie uit de verschillende bronnen van vermogen beide hoger zijn dan de consumptie uit regulier inkomen. De uitkomsten van een variant op model (6.1), waarin de woonconsumptie uit vermogen in box 3 apart wordt meegeschat, lijken dit echter tegen te spreken:

$$\ln h_i = \ln \left( (1 - \delta) \underline{h}_i + \frac{\delta (b_{pock,i} + \theta b_{box3,i} + \alpha b_{opp,i})}{(w_{pock,i} + \beta w_{opp,i})} \right) + e_i \quad (6.4)$$

Uit de schatting blijkt dat box 3 vermogen een significant ander effect heeft op de woonconsumptie dan inkomen uit overwaarde. De waarde voor  $\theta$  in tabel 6.3 wijkt niet

<sup>5</sup> De leeftijdsgroep van jonger dan 30 jaar (grosso modo de groep van 'starters') vormt dus de referentiegroep in deze schatting.

<sup>6</sup> Omwille van de leesbaarheid zijn deze resultaten niet apart in een tabel opgenomen. De resultaten zijn echter op te vragen bij de auteur.



significant af van één. Vermogen in de eigen woning leidt wel tot hogere consumptie, getuige de waarde van  $\alpha$ . We weten echter uit de schatting van model (6.3) dat deze relatief hoge waarde van  $\alpha$  voornamelijk wordt veroorzaakt door doorstromers op de koopmarkt. Bij de overige huishoudens zien we dus niet dat een hoog vermogen samengaat met een hoge woonconsumptie uit dit vermogen.

**Tabel 6.3** Schattingsresultaten model (6.4)

| Model | Minimale woonconsumptie<br>$h$ | Bovenminimale woonconsumptiequote<br>$\delta$ | Woonconsumptie uit vermogen in woning<br>$\alpha$ | Woonconsumptie uit box 3 vermogen<br>$\theta$ | Wegingsfactor opportunity kosten<br>$\beta$ | Gecorrigeerde R-kwadraat |
|-------|--------------------------------|---|---|---|---|--------------------------|
| (6.4) | 0,27<br>(0,01)                 | 0,10<br>(0,01)                                | 3,3<br>(0,33)                                     | 0,88<br>(0,27)                                | 0,62<br>(0,03)                              | 0,53                     |
| (3.4) | 0,27<br>(0,01)                 | 0,11<br>(0,01)                                | 1   | 0   | 0,47<br>(0,02)                              | 0,51                     |

Noot: standaardfouten staan tussen haakjes. Alle geschatte parameters verschillen significant van 0 op minimaal 1% betrouwbaarheidsniveau. De geschatte waarde voor  $\theta$  verschilt niet significant van één. Model (6.4) is volgens een F-toets statistisch beter dan model (3.4).

Fricities op de kapitaalmarkt en transactiekosten op de woningmarkt zouden er ook toe kunnen leiden dat de consumptie van woningdiensten en overige consumptie met elkaar uit de pas gaan lopen. Hypothecaire restricties geven huishoudens een prikkel om versneld vermogen in de eigen woning op te bouwen aan het begin van hun levenscyclus (Yang, 2006). Zo kunnen zij sneller de gewenste woning kopen. Echter, een snelle afbouw van dit vermogen later in hun leven wordt belemmerd door transactiekosten op de woningmarkt, die het aanpassen van de woonconsumptie kostbaar maakt. Daarmee kan bijvoorbeeld verklaard worden waarom woonconsumptie op hogere leeftijd (in de VS) nauwelijks afneemt, terwijl overige consumptie dat wel doet. Het resultaat is dan een woonquote (als percentage van het permanente inkomen) die stijgt met de leeftijd.

Aangezien leeftijd en eigen vermogen in de woning positief gecorreleerd zijn, kunnen bovenstaande aanpassingen van het standaard levenscyclusmodel door Yang (2006) indirect verklaren waarom meer vermogen samengaat met hogere woonquotes voor huizenbezitters die niet verhuizen. Wellicht zouden deze huishoudens hun woonconsumptie wel willen aanpassen, maar weerhouden hoge transactiekosten hen ervan om dit ook daadwerkelijk te doen. Huishoudens die verhuizen van de ene koopwoning naar de andere hebben echter de mogelijkheid om hun woonconsumptie en hun eigen vermogen in de woning 'kosteloos' aan te passen. Desondanks zagen we in de schattingen van model (6.3) uit de vorige paragraaf dat ook bij deze groep een positief verband bestaat tussen eigen vermogen en woonquotes. Hoge transactiekosten, die door deze groep al genomen zijn, kunnen het gevonden positieve verband dus waarschijnlijk niet verklaren.

## 6.4 Mental accounting

De zogenaamde *behavioral life cycle theory* laat de veronderstelling los dat de marginale consumptie uit inkomen en vermogen gelijk is. Shefrin en Thaler (1988) tonen aan dat veranderingen in huidig inkomen, huidig vermogen en toekomstige inkomsten een verschillend effect hebben op veranderingen in huidige consumptie. Zij voorspellen dat huishoudens, in hun keuze tussen consumeren en sparen, meer geneigd zullen zijn om (veranderingen in) het huidige besteedbare inkomen consumptief te besteden dan (veranderingen in) het huidige vermogen. Mensen maken volgens de *behavioral life cycle theory* mentaal een onderscheid tussen 'gewoon' inkomen en inkomen uit vermogen en hebben de neiging om 'gewoon' inkomen eerder consumptief te besteden dan (inkomen uit) vermogen.

De geschatte waarde voor  $\alpha$  in model (6.2) suggereert dat inkomen uit vermogen inderdaad anders besteed wordt dan overig inkomen. Model (6.3), waarin onderscheid wordt gemaakt tussen starters en ex-huurders enerzijds en doorstromers op de koopmarkt anderzijds, laat echter zien dat het vooral de doorstromers op de koopmarkt zijn die relatief veel van hun vermogen aan wonen uitgeven. Sterker nog, de geschatte waarde voor  $\alpha$  verschilt niet significant van één voor starters en ex-huurders. De woonconsumptie uit regulier inkomen is voor deze groep dus niet significant anders dan de woonconsumptie uit inkomen uit vermogen.

De data staan ook toe een onderscheid te maken in inkomen uit overwaarde op de eigen woning en inkomen uit overig (box 3) vermogen. Als de waarde voor de parameter  $\theta$  significant verschilt van één, mogen we aannemen dat inkomen uit box 3 vermogen anders besteed wordt dan regulier inkomen. De schattingen van model (6.4) laat echter zien dat dit niet het geval is. Inkomen uit box 3 vermogen wordt qua woonconsumptie niet significant anders besteed dan 'gewoon' inkomen.

Kortom, met name de huishoudens die vanuit een koopwoning naar een andere koopwoning zijn verhuisd, laten een relatief hoge woonconsumptie uit hun vermogen zien. Deze huishoudens hebben zeer waarschijnlijk hun vermogen zien toenemen als gevolg van stijgende huizenprijzen. Volgens de *behavioral life cycle theory* zou het extra inkomen uit dit vermogen relatief minder aan consumptie besteed moeten worden. Maar juist bij deze groep van huishoudens zien we dat meer vermogen in de eigen woning samengaat met een meer dan evenredige woonconsumptie.<sup>7</sup> De *behavioral life cycle theory* lijkt dus geen afdoende verklaring te kunnen bieden voor de geobserveerde patronen, zij het dat ook hier een dynamisch model in combinatie met paneldata beter geschikt zou zijn om de verklaringskracht van deze theorie te toetsen.

---

<sup>7</sup> Imbens et al. (2001) laten zien dat de loterijwinnaars in de VS, met een gemiddelde winst van 80.000 dollar, verhuizen naar een woning die circa 30.000 dollar meer waard is dan hun vorige woning. Hoewel een directe vergelijking lastig is, lijkt de extra woonconsumptie uit de vermogenswinst van een vergelijkbare orde als de uitkomsten voor het eigen vermogen van doorstromers op de Nederlandse koopmarkt.

## Invloed van aflossingen en premies voor vermogensopbouw

Met uitzondering van de zogenaamde aflossingsvrije hypotheekleningen moeten huishoudens met een hypothecaire lening ook maandelijks of jaarlijks een bedrag inleggen voor aflossingen op de hypothecaire lening, of voor premies ten behoeve van kapitaalopbouw (waarmee uiteindelijk de hypotheek kan worden afgelost). Het is niet ondenkbaar dat huishoudens deze uitgaven eveneens tot hun woonlasten rekenen, ook al staan deze uitgaven in feite los van de woonconsumptie. Als huishoudens deze aflossingen en premies tot hun woonlasten rekenen, dan zou het kunnen dat de woonconsumptie lager is naarmate er (per woningdienst) meer wordt afgelost. Om te toetsen of deze uitgaven de woonconsumptie beïnvloeden, is het model in vergelijking (6.3) als volgt aangepast en vervolgens geschat:

$$\ln h_i = \ln \left( (1 - \delta) (\underline{h} + \psi_1 D_{own,i}) f_i + \frac{\delta (b_{pock,i} + b_{box3,i} + (\alpha + \psi_2 D_{own,i}) b_{opp,i})}{(w_{pock,i} + \beta w_{opp,i} + \mu w_{rep,i})} \right) + e_i$$

In dit model staat  $w_{rep}$  voor de aflossing of premie per woningdienst per jaar. Gemiddeld leggen huishoudens iets minder dan 3000 euro per jaar in, de mediaan ligt echter een stuk lager: 1420 euro per huishouden.

De resultaten laten zien dat aflossingen en premies in het geschatte model geen invloed hebben op de woonconsumptie. De parameter  $\mu$  verschilt niet significant van nul, en de overige parameters blijven ook vrijwel onveranderd. Een F-toets toont aan dat ook het model als geheel niet significant verbetert door het toevoegen van aflossingen en premies als verklarende variabele. Het lijkt er dus op dat de woonconsumptie niet beïnvloed wordt door aflossingen en premies voor kapitaalopbouw.

## 6.5 Bijleenregeling

De zogenaamde bijleenregeling stimuleert vermogenswinsten op de vorige woning te investeren in de nieuwe woning. Huishoudens worden fiscaal 'gestraft' als zij de gerealiseerde vermogenswinsten niet hun woning investeren. Een hogere woonquote wordt hier echter niet mee verklaard. Huishoudens kunnen er immers voor kiezen om bij meer eigen vermogen minder geld te lenen voor de nieuwe woning. De bijleenregeling stimuleert op zichzelf niet om groter te gaan wonen. Indirect kan er echter wel een effect zijn. Als huishoudens gestimuleerd worden meer eigen vermogen in te brengen, zal een onderschatting of onderwaardering van de kosten van eigen vermogen toch tot een relatief hoge woonconsumptie kunnen leiden.

## 6.6 Samenvatting empirische analyse

Uit bovenstaande analyse en de analyse van hoofdstuk vijf kan een drietal conclusies worden getrokken:

1. Eigen vermogen speelt een 'zelfstandige' rol in de vraag naar woningdiensten.
2. De impliciete kosten van eigen vermogen worden ofwel onderschat, dan wel anders gewaardeerd (in vergelijking met out-of-pocket woonlasten). De out-of-pocket

uitgaven aan wonen krijgen een groter gewicht in de woonconsumptiebeslissing dan de werkelijke woonlasten waarin ook de ‘verborgen’ kosten van eigen vermogen zijn opgenomen.

3. Huishoudens die vanuit een vorige eigen woning doorstromen naar hun nieuwe woning, besteden een groter deel van hun vermogen aan woonconsumptie dan de starters en doorstromers vanuit de huurmarkt. Dat kan duiden op *habit formation*.

Deze conclusies lijken overigens ook consistent met de typische bepaling van het woonbudget op basis van het advies van bank of hypotheekadviseur. Veelal wordt bij een dergelijk advies, op basis van inkomensgegevens, een maximale hypotheeksom geformuleerd, waarbij de eventuele overwaarde op een vorige woning wordt opgeteld om tot een budget voor de nieuwe woning te komen. Dat budget wordt dan, rekening houdend met de zogenaamde kosten koper, geformuleerd in termen van de maximale aankoopsom van de nieuwe woning.

Een dergelijke bepaling van het budget houdt in feite geen rekening met de kosten van eigen vermogen. De maximale hypotheeksom wordt immers gebaseerd op de hypothecaire (out-of-pocket) maandlasten die het huishouden, gegeven zijn inkomen, kan dragen. Verder impliceert een dergelijke bepaling van het woonbudget dat het inkomen uit de overwaarde volledig aan woonconsumptie wordt besteed. Het bedrag aan overwaarde wordt, grosso modo, volledig bij de maximale hypotheeksom opgeteld.<sup>8</sup>

---

<sup>8</sup> In termen van het geschatte model betekent een dergelijke bepaling van het woonbudget voor de parameters dat  $\beta$  gelijk zou zijn aan nul en dat  $(\alpha + \psi_2) \delta$  gelijk zou zijn aan één. De schattingresultaten van model (6.3) laten zien dat dergelijke waarden niet gevonden worden, maar het gevonden patroon is kwalitatief gezien wel consistent met een dergelijke bepaling van het woonbudget. Wat de feitelijke rol hierbij is van het verkregen advies, is binnen het kader van dit onderzoek echter niet te bepalen.

## 7 Welvaarts- en beleidsimplicaties

Om te beoordelen of het waargenomen consumptiegedrag van huizenbezitters aanleiding geeft tot beleidsaanpassingen, is het van belang de precieze oorzaak van het waargenomen gedrag te kennen. De empirische analyse uit het voorgaande hoofdstuk laat zien dat enkele mogelijke oorzaken voor het positieve verband tussen vermogen en woonquote onwaarschijnlijk zijn, maar geeft tegelijkertijd geen uitsluitel over de meest waarschijnlijke oorzaak. Eventuele beleidsimplicaties kunnen dan ook slechts conditioneel geformuleerd worden. Daarnaast hangt de doelmatigheid van een beleidsaanpassing ook af van de (netto) welvaartswinst die ermee geboekt kan worden. We gaan daarom eerst in op de vraag welke welvaartseffecten zijn af te leiden uit de empirische analyse van hoofdstuk vijf en zes.

De empirische analyse uit hoofdstuk vijf en zes bracht een tweetal gedragingen aan het licht:

1. Verborgene kosten, zoals de gedeerde rente-inkomsten van eigen vermogen, krijgen een lager gewicht in de woonconsumptiebeslissing dan out-of-pocket uitgaven.
2. Doorstromers op de koopmarkt geven een groter deel van hun inkomen uit vermogen uit aan woonconsumptie dan starters en doorstromers vanuit de huurmarkt.

Het gedrag van doorstromers op de koopmarkt is weliswaar significant anders dan dat van de overige huishoudens, echter het economische effect van dit gedrag is zeer beperkt. Voor een gemiddeld huishouden uit de steekproef bedraagt het inkomen uit overwaarde circa duizend euro. De hogere bovenminimale consumptiequote leidt ertoe dat van deze duizend euro ongeveer 150 euro per huishouden per jaar meer aan woonconsumptie (ten koste van overige consumptie) besteed wordt. Op de totale woonuitgaven van 10.000 euro gemiddeld gaat het om een zeer gering bedrag. Om deze reden negeren we deze observatie in de onderstaande analyse van de welvaartseffecten.

Een onderschatting van de verborgene woonlasten in de woonconsumptiebeslissing kan leiden tot 'overmatige' woonconsumptie. Onder de veronderstelling dat een huishouden zijn nut maximaliseert volgens het model in vergelijking (3.1), is het mogelijke welvaartsverlies van deze onderschatting ruwweg te bepalen met behulp van de methode van equivalente variatie.<sup>9</sup> De onderschatting van de opportunity kosten van eigen vermogen kan namelijk gesimuleerd worden door voor het gemiddelde huishouden uit de steekproef de bovenminimale woonconsumptie uit te rekenen bij een onderschatting van de opportunity kosten van veertig procent. Dit is equivalent aan een waarde van  $\beta$  van 0,6 in het empirische model. Deze 'gerestricteerde' situatie levert dan een bepaalde hoeveelheid nut op die vergeleken wordt met de hoeveelheid nut in een ongerestricteerde situatie waarin de opportunity kosten wel correct worden ingeschat. Het welvaartsverlies kan in euro's vertaald worden door uit te rekenen hoeveel euro een huishouden in de ongerestricteerde

---

<sup>9</sup> Zie Van Dijk en Romijn (2011) voor een uitwerking hiervan bij de gehanteerde nutsfunctie.

situatie maximaal bereid is op te geven om –in termen van nut–even goed af te zijn als in de gerespecteerde situatie.

In de gerespecteerde situatie worden de totale woonlasten zo'n 2000 euro per woningdienst lager ingeschat dan de werkelijke gemiddelde prijs van 12000 euro. Een gemiddeld huishouden besteedt dan circa 900 euro per jaar te veel aan woonconsumptie, ten koste van overige consumptie.<sup>10</sup> De geconsumeerde hoeveelheid woonconsumptie bij onderschatting van de kosten van eigen vermogen is afgezet tegen de optimale woonconsumptie bij een correcte inschatting van de opportunity kosten. Het welvaartsverlies dat optreedt, is dan gelijk aan een kleine 100 euro per huishouden per jaar.<sup>11</sup> Uitgaande van ruim vier miljoen huishoudens met een koopwoning zou het totale welvaartsverlies in Nederland dan grosso modo vierhonderd miljoen euro per jaar bedragen.

Dit welvaartsverlies geldt alleen als de opportunity kosten daadwerkelijk onderschat worden. Zoals eerder betoogd zouden de gevonden resultaten echter ook kunnen duiden op een lagere waardering van de opportunity kosten (in vergelijking met de werkelijk betaalde woonlasten). Omdat in dat geval de uitkomsten het resultaat zijn van een min of meer bewuste nuts optimalisatie binnen het kader van de prospect theorie (zij het met een anders gespecificeerde nutsfunctie), ligt het niet voor de hand om daar beleid op te voeren. Anders gezegd: alleen als het lage gewicht van de opportunity kosten van eigen vermogen in de woonconsumptiebeslissing het gevolg is van een onderschatting van de opportunity kosten, zijn de welvaartsverliezen aanzienlijk en is een beleidsrespons mogelijk gerechtvaardigd. De empirische analyse in dit onderzoek kan daar, zoals gezegd, echter geen uitsluitel over geven.

Als huishoudens de opportunity kosten van hun woonconsumptie onderschatten zal meer eigen vermogen in de woning leiden tot een te hoge woonconsumptie en een te lage consumptie van overige goederen en diensten. De overheid zou zich dan kunnen richten op het creëren van een beter bewustzijn van de werkelijke opportunity kosten van eigen vermogen. Door opportunity kosten van eigen vermogen in de woning op de een of andere wijze expliciet te maken, zou overmatige woonconsumptie als gevolg van gebrekkig financieel inzicht van huishoudens kunnen worden tegengegaan. De empirische analyse in dit onderzoek kan dergelijk beleid echter niet rechtvaardigen, omdat geen uitsluitel gegeven kan worden over de werkelijke oorzaak van het waargenomen gedrag.

---

<sup>10</sup> Voor alle duidelijkheid: deze 900 euro levert natuurlijk wel nut op. Maar bij het optimale consumptiepatroon zou deze 900 euro meer nut opleveren en daarmee een welvaartswinst genereren ter waarde van 100 euro.

<sup>11</sup> In vergelijking met de overconsumptie door een verkeerd begrip van het woonbudget is het welvaartsverlies hier verhoudingsgewijs veel groter dan het verschil in consumptieverstoring doet vermoeden. Welvaartsverliezen nemen echter kwadratisch toe in de mate waarin de geconsumeerde hoeveelheid verstoord wordt.

## Gevolgen voor modelanalyses

De bevindingen in dit onderzoek kunnen ook gevolgen hebben voor de analyses van woningmarkthervormingen op basis van het CPB-woningmarktmodel. In dit model wordt vermogen gezien als een bron van inkomen die op dezelfde wijze wordt aangewend voor woonconsumptie als andere inkomstenbronnen. Zolang de ontwikkeling van het gemiddelde inkomen niet structureel afwijkt van de ontwikkeling van het gemiddelde eigen vermogen van een huishouden in de woning, zal de ontwikkeling van de vraag naar woningdiensten niet veranderen door het al dan niet opnemen van een aparte woonconsumptiequote voor inkomen uit vermogen. Dat wordt uiteraard anders als inkomens- en vermogensontwikkeling structureel uit de pas gaan lopen. In dat geval zou, door het opnemen van een extra parameter voor inkomen uit eigen vermogen, de vraag naar woningen wellicht preciezer in kaart kunnen worden gebracht.

Een belangrijke voorwaarde daarbij is wel dat bekend is hoe het eigen vermogen dat in private woningen wordt geïnvesteerd, zich structureel ontwikkelt. Probleem is echter dat de omvang van het eigen vermogen in de woning mede bepaald wordt door het spaar- en aflosgedrag van huishoudens. Het expliciet opnemen van een zelfstandig vermogenseffect in een woningmarktmodel vereist dan ook gedegen empirische kennis van spaar- en aflosgedrag van huishoudens. Deze is niet zonder meer voorhanden.

Los van de benodigde kennis van spaar- en aflosgedrag vereist het opnemen van een extra parameter voor inkomen uit vermogen dat bekend is hoe de extra vraag naar woningdiensten eruit ziet voor het gemiddelde huishouden. De analyse in dit onderzoek heeft, vanwege endogeniteitsproblemen, alleen gekeken naar huishoudens die in het jaar van de steekproef verhuisd zijn. De vertaling van deze bevindingen naar een correcte specificatie van de vraag naar woningdiensten voor alle huishoudens is niet evident en vereist nadere studie.

## 8 Conclusies

Huizenbezitters geven een groter deel van hun inkomen uit aan woonconsumptie naarmate zij over meer eigen vermogen beschikken, ook als we rekening houden met het extra inkomen dat hun vermogen genereert. Voor dit verschijnsel kunnen verschillende verklaringen worden gegeven, maar dit onderzoek richt zich op de vraag of huishoudens de impliciete kosten van eigen vermogen in hun woning anders interpreteren of evalueren dan de expliciete kosten van vreemd vermogen. Als huishoudens een lager gewicht toekennen aan de kosten van eigen vermogen dan aan de kosten van hun hypothecaire lening, dan dalen de gepercipieerde woonlasten naarmate de woning meer met eigen geld gefinancierd wordt. Dit kan verklaren waarom meer eigen vermogen leidt tot een relatief hogere woonconsumptie.

De empirische analyse in hoofdstuk vijf laat zien dat de kosten van eigen vermogen een beduidend lager gewicht in de woonconsumptiebeslissing krijgen dan kosten van vreemd vermogen. De hypothese dat de gepercipieerde woonlasten lager zijn bij meer eigen geld in de woning, lijkt dus bevestigd te worden. Andere mogelijke verklaringen, waaronder het bestaan van hypothecaire leenrestricties, lijken minder waarschijnlijk. Wel duiden de aanvullende empirische analyses in hoofdstuk zes op het bestaan van habit formation. Met name doorstromers op de koopmarkt geven een veel groter deel van hun inkomen uit vermogen uit aan woonconsumptie. Het uiteindelijke effect hiervan op hun totale woonconsumptie is echter gering.

Het waargenomen consumptiegedrag van huizenbezitters kan aanleiding geven het huidige beleid te herzien. Omdat de empirische analyse geen uitsluitel geeft over de meest waarschijnlijke oorzaak van het gedrag, kunnen de mogelijke beleidsimplicaties slechts conditioneel geformuleerd worden. Het lage gewicht van de kosten van eigen vermogen kan immers voortkomen uit een lagere (negatieve) waardering van de gederfde rente-inkomsten van het vermogen, of simpelweg uit een onderschatting van deze grotendeels onzichtbare kosten.

Alleen in dat laatste geval is een beleidsreactie legitiem. De onderschatting van de kosten van eigen vermogen kan leiden tot een te hoge woonconsumptie en een te lage consumptie van overige goederen en diensten, met negatieve welvaartseffecten tot gevolg. Beleid gericht op het creëren van een beter bewustzijn van de werkelijke opportunity kosten van eigen vermogen is dan een optie. De gevonden resultaten kunnen, zoals gezegd, echter ook duiden op een lagere waardering van de opportunity kosten (in vergelijking met de werkelijk betaalde woonlasten). In dat geval is er waarschijnlijk geen sprake van een welvaartsverlies en ligt het sowieso niet voor de hand om daar beleid op te voeren.



## 9 Literatuur

Donders, J.H.M, M.F. van Dijk en G. Romijn, 2010, *Hervorming van het Nederlandse woonbeleid*, Bijzondere publicatie 84, Centraal Planbureau, Den Haag.

Dijk, M.F. van en G. Romijn, 2011, Gebruikershandleiding CPB Woningmarktmodel, CPB Achtergronddocument.

Frederick, S., Novemsky, N., Wang, J., Dhar, R., & Nowlis, S., 2009, Opportunity cost neglect, *Journal of Consumer Research*, 36, 553–61.

Imbens, G., D. Rubin en B. Sacerdote, 2001, Estimating the effect of unearned income on labor supply, earnings, savings and consumption: Evidence from a sample of lottery players, *American Economic Review*, 91(4), 778-794.

Kahneman, D. and A. Tversky, 1979, Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk, *Econometrica*, XLVII (1979), 263-291.

Knetsch, J. en J. A. Sinden, 1987, The Persistence of Evaluation Disparities, *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 102 (3), pp. 691-696.

Shefrin, H. M en Thaler, R. H., 1988, The Behavioral Life-Cycle Hypothesis, *Economic Inquiry*, Western Economic Association International, vol. 26(4), pages 609-43.

Thaler, R., 1980, Toward a positive theory of consumer choice, *Journal of Economic Behavior and Organization*, 1, 39-60.

Thaler, R., 1999, Mental Accounting Matters, *Journal of Behavioral Decision Making*, 12, 183–206.

Tversky, A. en D. Kahnemann, Judgment under Uncertainty: Heuristics and Biases, *Science*, vol. 185 (4157), 1124-1131.

Yang, F., 2006, Consumption Over the Life Cycle: How Different Is Housing?, Working Paper 635, Federal Reserve Bank of Minneapolis.