

Wie minder leent koopt meer eigen woning

Nederlandse huizenbezitters lijken de kosten van het eigen vermogen in hun woning te onderschatten of minder belangrijk te vinden dan hun hypothecaire rentelasten. Dat kan verklaren waarom huiseigenaren die een groter deel van hun woning met eigen geld financieren, naar verhouding groter en luxer wonen.

MACHIEL VAN DIJK

Wetenschappelijk medewerker bij het Centraal Planbureau

Een voordeel van het huren van een woning is dat het berekenen van de werkelijke woonlasten zeer eenvoudig is. Het enige dat de huurder hoeft te weten is de hoogte van de huur, waar dan eventueel nog de ontvangen huurtoeslag van af moet worden getrokken. De eigenaar-bewoner heeft het echter een stuk lastiger. Naast zijn rentelasten op zijn hypotheek dient hij rekening te houden met onder meer de fiscale effecten van hypotheekrenteaftrek en eigenwoningforfait, maar ook de kosten van onderhoud en afschrijving. Huizenbezitters met eigen vermogen in hun woning komen daarbij nog een extra complicatie tegen. Economisch gezien zouden zij de kosten van hun eigen vermogen, dat wil zeggen het rendement dat hun eigen vermogen zou hebben opgeleverd als het op een alternatieve manier zou zijn belegd, op moeten tellen bij de kosten van hypotheekrente en onderhoud. En ook hierbij moeten zij weer rekening houden met eventuele fiscale vrijstellingen. Bovendien dienen zij het risico in te calculeren dat beleggen in onroerend goed met zich meebrengt.

Het correct berekenen van de woonlasten van een eigen woning is dus niet gemakkelijk. Uit gedragseconomisch onderzoek is bekend dat mensen bij cognitief complexe rekentaken vaak gebruikmaken van snelle vuistregels. Ook laten mensen zich 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). Het zou dus kunnen dat huiseigenaren te veel gewicht toekennen aan de zichtbare, veelal maandelijks terugkerende hypothecaire rentelasten (de expliciete woonlasten), en de verborgen kosten van eigen vermogen (de impliciete woonlasten) juist onderschatten. Een relatief groter aandeel van eigen vermogen in de woning zou dan kunnen leiden tot een grotere onderschatting van de werkelijke woonlasten.

ONDERZOEKSOPZET

Onderzocht is 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: huishoudens zouden de kosten van eigen vermogen dat in de woning geïnvesteerd wordt, kunnen onderschatten. Daardoor lijkt een woning die met eigen geld gefinancierd wordt goedkoper dan een woning die met geleend geld wordt gefinancierd. Een tweede mogelijkheid is dat huishoudens gedeelde rente-inkomsten anders waarderen dan rente op hypothecaire schuld. Rentebetalingen worden als een verlies ervaren, terwijl gedeelde rente-inkomsten als een gemiste winst worden gezien. Binnen de prospecttheorie (Kahneman en Tversky, 1979) krijgen verliezen een groter gewicht dan vergelijkbare winsten, waardoor de expliciete woonlasten zwaarder worden meegewogen dan de gedeelde 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.

EMPIRISCHE ANALYSE

Of de impliciete 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 uit Donders *et al.* (2010):

$$h = h_{min} + \frac{\delta(b - wh_{min})}{w} \quad (1)$$

De vraag naar woonconsumptie h van een huishouden hangt daarbij af van het besteedbare inkomen b (inclusief inkomen uit vermogen) en de prijs van woonconsumptie w . Bovendien speelt de samenstelling van het huishouden een rol via de minimale woonconsumptie h_{min} . Dit deel van de vraag naar woningdiensten is onafhankelijk van het inkomen en de prijs. De minimale woonconsumptie hangt echter wel af van het aantal personen waaruit het huishouden bestaat en van de samenstelling van het huishouden. Er geldt namelijk dat $h_{min} = fh_{min_alleen}$, waarin h_{min_alleen} de minimale woonconsumptie van een alleenstaande weergeeft. Huishoudens die uit meerdere personen bestaan, willen een grotere minimale omvang van de consumptie van woningdiensten. Dit wordt weergegeven door de equivalentiefactor f . Voor een meerpersoonshuishouden is de waarde van deze variabele echter kleiner dan het aantal personen waaruit het huishouden bestaat, omdat mensen die samenwonen van schaalvoordelen kunnen profiteren. Voor dit onderzoek is gebruikgemaakt van dezelfde equivalentiefactoren die het CBS hanteert bij het standaardiseren van netto-huishoudinkomens.

De parameter δ is de bovenminimale woonconsumptiequote en geeft weer welk deel van het inkomen besteed wordt aan (bovenminimale) woonconsumptie. De woonconsumptie van een huishouden wordt uitgedrukt in woningdiensten. Het aantal geconsumeerde woningdiensten h wordt bepaald op basis van de WOZ-waarde van een woning in 2008, gedeeld door de gemiddelde WOZ-waarde van alle koopwoningen in dat jaar. De prijs w van een woningdienst is gelijk aan de totale gebruikerskosten van een woningdienst (voornamelijk vermogenskosten en kosten van onderhoud), gecorrigeerd voor fiscale subsidies.

Om te onderzoeken of de impliciete kosten van eigen vermogen anders worden meegenomen dan de expliciete kosten van vreemd vermogen, is de prijs van een woningdienst opgesplitst in twee delen. Een deel betreft de werkelijke maandelijkse netto-uitgaven die een huishouden doet om woningdiensten te kunnen consumeren, de expliciete woonlasten, aangeduid met w_{expl} . Het gaat hierbij om het

saldo van de rentelasten en het netto fiscale voordeel in box 1. Het resterende deel, w_{impl} zijn de impliciete kosten van een woningdienst. Dit deel betreft het rendement dat het eigen vermogen zou hebben opgeleverd als het op een alternatieve manier zou zijn belegd, rekening houdend met het risico van beleggen in onroerend goed en met het fiscale voordeel van de vrijstelling van het eigen vermogen van heffing in box 3. Het rendement op een alternatieve vergelijkbare belegging is gelijk verondersteld aan vijf procent reëel. Dit is inclusief een risico-opslag van drie procent. De te schatten vergelijking ziet er dan, na enig herschrijven, als volgt uit:

$$h = (1-\delta)fh_{min_alleen} + \frac{\delta b}{(w_{expl} + \beta w_{impl})} \quad (2)$$

DATA

De vraagfunctie (2) is geschat op het cross-sectionele databestand WoON2009. Dit bestand is een landelijke steekproef van ongeveer 70.000 huishoudens en geeft inzicht in onder andere de samenstelling van huishoudens, de huisvestingssituatie, het inkomen, het vermogen, de woning en de woonomgeving. Door het toevoegen van een extra parameter (β) voor de impliciete kosten kunnen we de hypothese toetsen dat de impliciete kosten een zelfde gewicht krijgen in de woonconsumptiebeslissing als de expliciete woonlasten. Als huishoudens zich meer laten leiden door de expliciete woongerelateerde uitgaven dan door de totale woonlasten, dan zal dat zich in de schatting uiten in een waarde van deze parameter die kleiner is dan 1. Een kleinere waarde impliceert immers dat de variatie in woonconsumptie in de steekproef beter verklaard wordt als het gewicht van de impliciete kosten lager is dan van de expliciete woonlasten.

Vanwege mogelijke endogeniteitsproblemen wordt de vraagfunctie slechts geschat voor de groep van huishoudens die verhuisd zijn in het jaar van de steekproef. Voor deze huishoudens is het eigen vermogen dat in de woning geïnvesteerd wordt afkomstig uit bijvoorbeeld eigen spaargeld, of uit de winst op de verkoop van de vorige woning. Voor deze huishoudens mag het vermogen geïnvesteerd in hun nieuwe woning dan ook als exogeen worden verondersteld. Uiteindelijk resteren er 1720 bruikbare observaties waarmee de vraagfunctie is geschat.

RESULTATEN

Vergelijking (2) is geschat met behulp van de methode van gewogen kleinste kwadraten (tabel 1). De geschatte waarde van de wegingsfactor β is gelijk aan 0,47, met een standaardfout van slechts 0,02. De variatie in woonconsumptie in de steekproef wordt beduidend beter verklaard als het gewicht van de impliciete woongerelateerde kosten in het geschatte model mag afwijken van het gewicht dat de expliciete woonlasten krijgen. De geschatte waarde van de wegingsfactor duidt erop dat impliciete kosten slechts voor de helft worden meegewogen in de woonconsumptiebeslissing. Huishoudens blijken zich meer te laten leiden door de zichtbare expliciete uitgaven dan door de werkelijke totale woonlasten. Meer eigen vermogen in de woning, dat het aandeel van de expliciete woonlasten in de totale woonlasten drukt, kan dus leiden tot een hogere woonconsumptie.

Het lagere gewicht van de impliciete kosten in het gebruikte model kan het resultaat zijn van het (bewust) toeken-

Schattingresultaten basismodel

TABEL 1

Variant	Minimale woonconsumptie (h_{min_alleen})	Bovenminimale woonconsumptiequote (δ)	Wegingsfactor opportuniteitskosten (β)	Gecorrigeerde R-kwadraat
Model met restrictie $\beta = 1$	0,34*	0,11*	1	0,39
Model zonder restricties	0,27*	0,11*	0,47*	0,51

* Significant op eenprocentniveau (bij de drie waarden zonder asterisk is de mate van significantie niet aan de orde)

De auteur heeft verklaard dit artikel alleen te publiceren in ESB en niet elders te publiceren in wat voor medium dan ook. Het is wel toegestaan om het artikel voor eigen gebruik en voor publicatie op een intranet van de werkgever van de auteur aan te wenden.

nen van een lager gewicht aan dit type 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. Maar duidelijk is wel dat eigen vermogen in de woning een stimulerende rol speelt in de omvang van de woonconsumptie van huiseigenaren.

Dit zou kunnen verklaren waarom huiseigenaren met veel eigen vermogen in hun woning naar verhouding groter en luxer wonen. Zoals figuur 1 laat zien, gaat meer eigen vermogen samen met een hogere woonquote, ofwel een hoger aandeel van de totale woonlasten (gebruikerskosten gecorrigeerd voor fiscale subsidies) in het besteedbare inkomen. Daarbij is het inkomen gecorrigeerd voor het vermogenseffect: inkomsten uit het vermogen zijn al meegenomen in het besteedbare inkomen. Het doorsnee-vermogen in het eerste vermogensdecil bedraagt minus 27.000 euro voor alle eigenaren-bewoners en minus 56.000 euro voor recent verhuisden. Het doorsnee-vermogen in het tiende decil bedraagt 658.000 euro voor alle eigenaren-bewoners en 437.000 euro voor recent verhuisden. Omdat het besteedbare inkomen voor een aantal observaties dicht bij nul ligt, ontstaan er een aantal zeer grote uitschieters bij de berekening van de woonquotes. Om deze reden geeft figuur 1 de mediaan van de woonquotes weer, die ongevoelig is voor dergelijke uitschieters.

Voor een groot deel van de huizenbezitters is het positieve verband in figuur 1 goed verklaarbaar. Eigenaren-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 kosten van eigen en vreemd vermogen in 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.

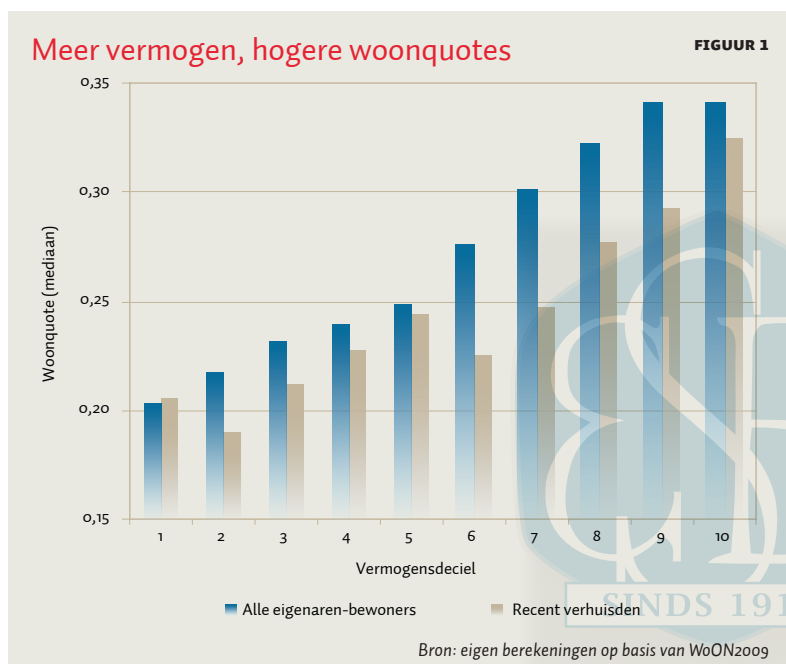
Echter, hetzelfde patroon is ook zichtbaar bij huishoudens die recent verhuisd zijn, en dan vooral bij de hogere vermogensdecielen. Ook bij deze groep gaat meer vermogen samen met een relatief hoog aandeel van de woonlasten in het besteedbare inkomen. Hun vermogen zit op het moment van verhuizen niet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

ANDERE VERKLARINGEN

Het positieve verband tussen vermogen en woonquotes kan ook op andere manieren verklaard worden dan het bewust toekennen van een lager gewicht aan of onbewust onderschatten van de impliciete kosten. Zo zou het kunnen dat huishoudens zonder eigen vermogen geresliceerd zijn in hun woonconsumptie. Wellicht zouden zij, gegeven hun inkomen, groter en luxer willen wonen, maar staan banken hun eenvoudigweg geen grotere hypothecaire leningen toe. Huishoudens met eigen vermogen hebben daar minder last van en kunnen dus wel de gewenste woning kopen. Leeftijd zou ook van invloed kunnen zijn. Wellicht dat – naast de (leeftijdsgelateerde) variabelen inkomen en de omvang van het huishouden – 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 verklaard kunnen worden door leeftijdsgerelateerde woonvoorkeuren.

Maar het is ook mogelijk dat woonvoorkeuren direct samenhangen met het vermogen. Er kan bijvoorbeeld sprake zijn van gewoonteontwikkeling. De voorkeur van een consument voor wonen (ten opzichte van overige consumptie) wordt dan endogeen bepaald door het absolute niveau van de huidige consumptie. 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 waardeverhoging van hun vorige woning. Onder de veronderstelling van gewoonteontwikkeling zullen deze huishoudens bij het verhuizen naar een andere koopwoning een onevenredig groot deel van hun vermogen aanwenden voor woonconsumptie. Ze zijn als het ware gewend geraakt aan wonen in een hogere prijsklasse en zijn niet bereid om het aandeel van woonconsumptie in hun besteedbare inkomen weer in overeenstemming te brengen met hun oorspronkelijke voorkeuren.

Een cross-sectioneel positief verband tussen vermogens van huishoudens en hun woonconsumptiequote kan eveneens verklaard vanuit het perspectief van de levenscyclus van huishoudens. Als we aannemen dat huishoudens in een latere fase van hun leven op hun vermogens willen 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. Ten slotte is het mogelijk dat huishoudens mentaal verschillend omgaan



De auteur heeft verklaard dit artikel alleen te publiceren in ESB en niet elders te publiceren in wat voor medium dan ook. Het is wel toegestaan om het artikel voor eigen gebruik en voor publicatie op een intranet van de werkgever van de auteur aan te wenden.

met inkomen en vermogen. 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. Inkomsten uit vermogen kunnen dus heel anders besteed worden dan regulier inkomen, waardoor een positief verband tussen vermogen en woonquotes helemaal niet zo vreemd hoeft te zijn.

TOETSING ALTERNATIEVEN

De alternatieve verklaringen voor het positieve verband tussen vermogen en de woonquote zijn empirisch getoetst door de vraagfunctie naar woonconsumptie uit te breiden met een aantal variabelen (Van Dijk, 2013). Er zijn variabelen opgenomen voor leeftijdsklasse, leenquote, aparte vermogenscategorieën en dummy's voor de vorige huisvestingssituatie. Daarbij geldt dat het toetsen van sommige van deze alternatieve verklaringen vermoedelijk beter gedaan kan worden met andere data en modellen. Een dergelijke benadering valt echter buiten het bestek van dit artikel. De gevonden resultaten vormen dan ook slechts een eerste indicatie van de verklaringskracht van alternatieve redeneringen.

De additionele empirische analyses laten, voor zover mogelijk, zien dat het merendeel van de alternatieve oorzaken vermoedelijk geen grote rol speelt. Zoals tabel 2 laat zien, geldt in ieder geval dat de hypothese dat de impliciete woonlasten een lager gewicht krijgen dan de expliciete woonlasten niet wordt verworpen onder alternatieve specificaties van de vraagfunctie. Het gewicht van de impliciete woonlasten neemt weliswaar iets toe, maar de geschatte waarde voor β is in alle gevallen significant kleiner dan 1. Wat wel uit de aanvullende analyses naar voren komt, is dat huishoudens die vanuit een vorige eigen woning doorstromen naar hun nieuwe woning, een significant groter deel van hun vermogen aan woonconsumptie besteden dan de starters en doorstromers vanuit de huurmarkt. Dat kan duiden op gewoonteontwikkeling. Het economische effect van dit gedrag is echter zeer beperkt: gemiddeld per huishouden gaat het om een heel klein bedrag dat extra aan woonconsumptie wordt besteed.

GEVOLGEN VOOR BELEID

Het lagere gewicht dat huizenbezitters toekennen aan impliciete woonlasten kan aanleiding geven het huidige beleid te herzien. Omdat de empirische analyse geen uitsluitend geeft over de meest waarschijnlijke oorzaak van het gedrag, kunnen de mogelijke beleidsimplicaties slechts conditioneel geformuleerd worden. Het lage gewicht van de impliciete kosten van eigen vermogen kan immers voortkomen uit een lagere (negatieve) waardering van de gedeelde 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 kosten van eigen vermogen is dan een optie. De gevonden resultaten kunnen, zoals gezegd, echter ook duiden op een lagere waardering van de impliciete kosten (in vergelijking met de expliciete woonlasten). In dat geval is er waarschijnlijk geen sprake van een welvaartsverlies en ligt een beleidsreactie niet voor de hand.

Schattingresultaten alternatieve specificaties

TABEL 2

Variant	Minimale woonconsumptie (h_min_alleen)	Bovenminimale woonconsumptie-quote (δ)	Wegingsfactor opportunitetskosten (β)	Gecorrigeerde R-kwadraat
Basismodel	0,27*	0,11*	0,47*	0,51*
Uitbreiding basismodel met extra variabele(n) voor:				
- dummy's voor leeftijdsklasse in interactie met minimale woonconsumptie en bovenminimale woonconsumptiequote	0,29*	0,08*	0,49*	0,52*
- woonconsumptie uit inkomen uit eigen vermogen in de woning, in interactie met de leenquote	0,28*	0,10*	0,62*	0,53*
- woonconsumptie uit inkomen uit eigen vermogen in de woning en uit inkomen uit overige eigen vermogen	0,27*	0,10*	0,62*	0,53*
- woonconsumptie uit inkomen uit eigen vermogen in de woning en interactiedummy's voor doorstromers op de koopmarkt	0,27*	0,10*	0,60*	0,55*

* Significant op eenprocentniveau

CONCLUSIE

Nederlandse huizenbezitters lijken de kosten, verbonden aan het eigen vermogen in hun woning te onderschatten of minder belangrijk te vinden dan de rentekosten van hun hypothecaire lening. Dat kan verklaren waarom huiseigenaren die veel eigen geld in hun woning steken, naar verhouding groter en luxer wonen dan huizenbezitters die hun woning volledig met een hypothecaire lening financieren. Als onderschatting van de kosten ten grondslag ligt aan het waargenomen gedrag kan dit leiden tot welvaartsverliezen. Het kan in dat geval beleidsmatig bezien geen kwaad huishoudens beter te informeren over de werkelijke woonlasten. Geld lenen kost geld, maar eigen geld is ook niet gratis.

LITERATUUR

- Dijk, M.F. van (2013) Eigen vermogen en woonconsumptie. CPB Achtergronddocument, 1 augustus.
- Donders, J.-H.M., M.F. van Dijk en G. Romijn (2010) Hervorming van het Nederlandse woonbeleid. CPB Bijzondere publicatie, 84.
- Kahneman, D. en A. Tversky (1979) Prospect theory: an analysis of decision under risk. *Econometrica*, 47(2), 263–291.
- Shefrin, H.M. en R.H. Thaler (1988) The behavioral life-cycle hypothesis. *Economic Inquiry*, 26(4), 609–643.
- Tversky, A. en D. Kahnemann (1974) Judgment under uncertainty: heuristics and biases. *Science*, 185(4157), 1124–1131.

De auteur heeft verklaard dit artikel alleen te publiceren in ESB en niet elders te publiceren in wat voor medium dan ook. Het is wel toegestaan om het artikel voor eigen gebruik en voor publicatie op een intranet van de werkgever van de auteur aan te wenden.