

Reageren consumenten anders op vermogensverliezen dan op winsten?

Robert-Paul Berben, Kerstin Bernoth en Mauro Mastrogiacomo

Dit artikel presenteert een aantal toetsen die laten zien dat individuen sterker reageren op een negatieve ontwikkeling van hun vermogen dan op een positieve verandering. Deze asymmetrie, die in microgegevens gevonden wordt, suggereert dat economen de relatie tussen economische variabelen en vermogen niet als symmetrisch zouden moeten behandelen. Deze asymmetrie neemt volgens de auteurs toe naarmate individuen ouder worden, en is op zijn hoogst bij pensionering (van de redactie).

Verskillende studies hebben gekeken naar de asymmetrische reactie van individuen op veranderingen in hun vermogen, waarbij een onderscheid wordt gemaakt tussen vermogensstijgingen en vermogensdalingen. Kennis van deze gedragsreacties is voor beleidsmakers van belang om de macro-economische gevolgen van ontwikkelingen in aandelenkoersen en huizenprijzen goed in te schatten en de effecten van nieuw beleid met mogelijke repercussies voor de vermogensposities van gezinnen te beoordelen. Poterba (2000) suggereert dat de relatie tussen de particuliere consumptie enerzijds en de passieve besparingen door een verandering in de waarde van de effectenportefeuille anderzijds (zogenoemde *capital gains*), asymmetrisch is. Shirvani en Wilbratte (2000) toetsen deze hypothese en vinden dat de reactie van de particuliere consumptie op *capital losses* inderdaad sterker is dan op *capital gains*. De ontwikkeling van de huizenprijzen heeft ook een asymmetrisch effect op consumptie en besparingen, maar niet alle studies zijn het eens over de richting en de significantie van het effect (Alessie en Kapteyn 2002, Disney e.a. 2003, en Engelhardt 1996). Blake (2004) en Mastrogiacomo e.a. (2006) vinden dat de arbeidsparticipatie sterker

reageert op een afname dan op een toename van het pensioenvermogen. Deze voorbeelden, die afkomstig zijn uit verschillende hoeken van de economische literatuur, laten zien dat de manier waarop individuen reageren (in termen van bijvoorbeeld consumptie, besparingen of arbeidsparticipatie) op veranderingen in hun vermogen asymmetrisch is. Veelal is de reactie groter als het vermogen in waarde daalt.

Een verklaring voor de asymmetrische reactie is afkomstig uit de psychologisch-economische literatuur. Uit experimenten blijkt dat zodra individuen een artikel verwerven (kopen, krijgen), de waarde ervan stijgt tot boven het aankoopbedrag. Men hecht zich als het ware aan het artikel. Dit staat bekend als het '*endowment effect*' (Knetsch 1989). Dit betekent dat het verlies van het artikel, bijvoorbeeld vermogen, zwaarder weegt dan het verkrijgen ervan.

Vaak wordt impliciet verondersteld dat vermogenscomponenten inwisselbaar zijn. Met andere woorden: het totale vermogen is simpelweg de som van alle vermogenscomponenten, en de precieze samenstelling van het vermogen is niet relevant. Uit empirische onderzoek blijkt echter dat dit niet zo is. Individen hebben afzonderlijke 'mentale rekeningen' (Thaler 1990) voor verschillende vermogenscomponenten. Dit kan betekenen dat individuen niet indifferent zijn tussen een situatie waarin geen van de vermogenscomponenten in waarde verandert, en een situatie waarin één vermogenscomponent met (zeg) duizend euro toeneemt en een andere component met hetzelfde bedrag in waarde daalt'. Het is dus van belang bij het analyseren van de reactie van individuen op verandering in het vermogen rekening te houden met deze 'mentale rekeningen'.

De bijdrage van dit artikel is tweeledig. Allereerst onderzoeken we of individuen toe- en afnames in hun totale financiële vermogen verschil-

1 Ook blijkt dat individuen liever consumeren uit vermogenswinst op volatiele effecten, zoals aandelen, dan uit vermogenswinst op minder volatiele investeringen (Juster e.a. 2006). Daarnaast zijn pensioenbesparingen en vrije (niet-contractuele) besparingen geen perfecte substituten, en is pensioenvermogen dus niet inwisselbaar voor andere vermogenscomponenten (Attanasio e.a. 2003). Voor eigenwoningbezit geldt dat ouderen liever consumeren uit andere vermogenscomponenten dan hun eigen huis (Venti en Wise 2001).

lend ervaren. Het onderzoek is, in tegenstelling tot veel van de psychologisch-economische literatuur, niet gebaseerd op een experiment maar op enquêtegegevens voor Nederlandse huishoudens. We concluderen dat individuen vermogensstijgingen inderdaad anders ervaren dan vermogensdalingen. Dit resultaat is voor beleidsmakers zeer relevant, omdat vermogen een belangrijke schakel is in veel macro-econometrische modellen die worden gebruikt bij het ramen van de economische groei. Ten tweede, presenteren we schattingen van de relatie tussen de actieve besparingen (geld opzij zetten op een spaarrekening of in de vorm van effecten) en de passieve besparingen door middel van een waardemutatie van de effectenportefeuille (een specifieke 'mentale rekening'). Hierbij corrigeren we voor twee andere mentale rekeningen: het eigenwoningbezit en het pensioenvermogen. We concluderen dat de actieve besparingen sterker reageren op passieve *ontsparingen* dan op passieve besparingen.

In paragraaf 1 beschrijven we de toetsen die we gebruiken om de verschillen in ervaring van vermogensstijgingen en vermogensdalingen te meten. Tevens introduceren we de enquêtegegevens. Paragraaf 2 presenteert de analyse van de relatie tussen actieve en passieve besparingen. Vervolgens sluiten we het artikel af met een aantal opmerkingen.

1 Percepties

In deze paragraaf kijken we naar de ontwikkelingen van het totale nettovermogen van huishoudens, en naar hoe ze deze ontwikkelingen ervaren of percipiëren². We maken hierbij gebruik van de gegevens van het Sociaal Economisch Panel van het CBS. Dit is een panel waarin jaarlijks ongeveer vijfduizend huishoudens worden ondervraagd over onder meer hun financieel-economische situatie. We maken gebruik van de jaren 1990 tot en met 2001. Voor een uitgebreidere beschrijving, zie Mastrogiacomo e.a. (2006). De voor ons relevante vraag over percepties luidt³

2 In het vervolg zullen we de woorden 'ervaring' en 'perceptie' door elkaar gebruiken.

3 Respondenten mogen ook 'weet niet' antwoorden. Deze gegevens hebben wij niet gebruikt.

"Is in de laatste twaalf maanden de financiële situatie van uw huishouden: duidelijk verbeterd, iets verbeterd, hetzelfde gebleven, iets verslechterd, duidelijk verslechterd."⁴

Het panel bevat ook gegevens over het saldo op betaal- en spaarrekeningen, het bezit van effecten en de schulden die huishoudens hebben. Dit stelt ons in staat om voor ieder jaar het netto financiële vermogen van een huishouden te berekenen, en zo ook de werkelijke (in euro) mutatie in het netto financiële vermogen over de periode die bovenstaande vraag beschrijft.

Tabel 1 Verandering netto financiële vermogen van het huishouden in de afgelopen 12 maanden

	Perceptie	Gemiddelde verandering	Mediaan	St. dev	Observaties
Jonger dan 50	duidelijk verslechterd	-2918	-586	54770	1918
	iets verslechterd	-958	-242	53938	4766
	hetzelfde gebleven	870	721	69195	14732
	iets verbeterd	3587	1833	67966	9314
	duidelijk verbeterd	8932	2951	87190	3139
Ouder dan 50	duidelijk verslechterd	-4221	-173	79528	1093
	iets verslechterd	-619	182	74423	3723
	hetzelfde gebleven	1610	580	84717	14003
	iets verbeterd	7625	1501	80173	3187
	duidelijk verbeterd	15205	5517	115478	487

Toelichting: De verandering in vermogen is gemeten in euro, niet aan inflatie onderworpen, over twee achtereenvolgende jaren.

Bron: SEP, eigen berekening.

In tabel 1 vergelijken we de perceptie van de vermogensverandering met de door ons berekende vermogensmutatie. Dit is de gemiddelde mutatie waar het eerste en laatste percentiel van de vermogensdistributie niet meegenomen is. Voor iedere antwoordcategorie hebben we de gemiddelde berekende mutatie in het netto financiële vermogen bepaald. Dit gemiddelde blijkt inderdaad positief samen te hangen met

4 Respondenten wordt expliciet gevraagd een scheiding te maken tussen inkomens- en financiële verwachtingen. Beide verwachtingen worden apart ondervraagd.

het antwoord op de vraag. Bij respondenten die een 'duidelijke verslechtering' van hun financiële vermogen ervaren, is het financiële vermogen gemiddeld ook inderdaad sterker gedaald dan bij respondenten die aangeven dat hun financiële vermogen 'iets verslechterd' is. Uit de tabel komt naar voren dat respondenten een grotere absolute vermogensverandering nodig hebben om 'iets verbeterd' te antwoorden dan 'iets verslechterd'. Hetzelfde geldt voor de categorieën 'duidelijk verbeterd' en 'duidelijk verslechterd'. Ook al is de standaarddeviatie groot, de mediaan en het gemiddelde van de verandering in het financiële vermogen suggereren dat respondenten vermogensmutaties asymmetrisch ervaren. De beschreven samenhang tussen ervaring en de berekende vermogensmutatie doet zich zowel bij jonge als oude mensen voor. Wel zitten er aanmerkelijke verschillen in de berekende vermogensmutaties tussen deze twee leeftijdscategorieën. Ouderen lijken meer asymmetrisch te zijn dan jongeren, omdat de relatieve afstand tussen vermogensmutaties groter is. Een mogelijke verklaring hiervoor is dat ouderen een kortere tijdshorizon hebben. Hieruit blijkt dat overige kenmerken van de respondenten, in dit geval leeftijd, van invloed kunnen zijn op het vinden van asymmetrie. Andere belangrijke factoren die we hieronder in de analyse zullen betrekken zijn onder meer: de conjunctuur, pensioenering, en de verandering in het inkomen en de gezondheid. Zo zullen rijkere huishoudens een verandering in hun vermogen van een bepaalde omvang waarschijnlijk als kleiner ervaren, vergeleken met armere huishoudens. Ten slotte kunnen er nog verschillen zijn tussen huishoudens wat betreft kenmerken die we niet kunnen waarnemen. Om al deze factoren in de analyse te betrekken, hebben we een model nodig.

Model. In het model is $y_{i,t}$ het antwoord op de vraag over de percepties door huishouden i in jaar t . De variabele $y_{i,t}$ kan vijf 'waarden' aannemen, overeenkomstig de vijf antwoorden op de vraag over de percepties. Daarom schatten we een *ordered probit model* waarin de relatie met de onderliggende latente variabele $y^*_{i,t}$ is

$$y_{i,t} = j \quad \text{als} \quad m_{j-1} < y^*_{i,t} \leq m_j \quad j=1, \dots, 5.$$

De drempels $-\infty = m_0 < m_1 < \dots < m_4 < m_5 = \infty$ zijn constant, zowel over huishoudens als in de tijd. Deze drempels worden geschat. Het model is:

$$y_{i,t}^* = \beta_0' x_{i,t} + \lambda_t + \alpha_i + u_{i,t} \quad i=1, \dots, N, \quad t=1, \dots, T,$$

waarbij $x_{i,t}$ een vector is met exogene kenmerken. Door jaardummies λ_t op te nemen, houden we rekening met de stand van de conjunctuur. De parameter α_i is een individueel (random) effect dat corrigeert voor niet waargenomen heterogeniteit. We veronderstellen dat de storingsterm $u_{i,t}$ onafhankelijk is van $x_{i,t}$ en α_i . Ten slotte nemen we aan dat er samenhang bestaat tussen $x_{i,t}$ en α_i volgens de specificatie van Mundlak (1978): $\alpha_i = \alpha_1 + \beta_2' x_i^*$. Hierin is x_i^* het gemiddelde van $x_{i,t}$ voor huishouden i over de jaren waarvoor het huishouden in het panel zit. Dit maakt de aannames die achter een *random model* zitten wat minder restrictief. Om met niet waargenomen heterogeniteit rekening te houden schatten we het model met *simulated maximum likelihood*, waardoor het individuele effect uit de likelihood geïntegreerd wordt (honderdvijftig trekkingen).

Tabel 2 laat de schattingsresultaten zien (probit coëfficiënten)⁵. De jaardummies (niet in de tabel) zijn veelal significant. Zij laten zien hoe na 1991 individuen eerst, in lijn met de conjuncturele neergang, een daling van het financiële vermogen hebben ervaren, en tegen het eind van de jaren negentig weer een stijging. Ook veel exogene kenmerken van het huishouden zijn significant. Een mannelijk hoofd van een huishouden rapporteert vaker een vermogensdaling te hebben ervaren, net als een hoofd van een huishouden met een lagere scholing of grotere huishoudens of minder werkervaring (gemeten in jaren). De definitie van pensionering is gebaseerd op informatie over de belangrijkste activiteit van de respondent (van 'werk' naar 'geen werk') voor ouderen (boven 58). Pensionering heeft een significant negatief effect op de ervaren vermogensverandering. Uit de negatieve coëfficiënt voor de interactietermen tussen pensionering en scholing blijkt dat gepensioneerden met een hogere opleiding vaker dalen in hun vermogen ervaren. Inkomensschokken, die wij bepalen door het antwoord op een vraag over inkomensverwachtingen en de realisatie van het inkomen met elkaar te confronteren, hebben zoals verwacht een (significant) negatief effect. *De standaardfout is heel laag, omdat heel vaak*

5 Zie Mastrogiacomo (2006) voor een uitgebreide beschrijving van de data.

Tabel 2 Ordered Probit Model

Afhankelijke variabele:	Coëfficiënt	T-waarde
Ervaren verandering in financieel vermogen		
Jaardummies	ja	
Huishoudenkenmerken		
Cohort hoofd huishouden (hh)	-0.02	- 3.9
hh = man	-0.11	- 7.2
Omvang van het huishouden	-0.03	- 2.4
Opleiding hh = middelbaar	0.09	4.9
Opleiding hh = hoger	0.19	9.6
Werkervaring	-0,01	- 6.8
HH en pensioenering tussen t-1 en t		
hh = gepensioneerd	-0.23	-10.7
hh = gepensioneerd * Opleiding hh = middelbaar	-0.08	- 3.0
hh = gepensioneerd * Opleiding hh = hoger	-0.14	- 4.5
Microschokken		
Inkomensschok	-2.12	-75.4
Gezondheidsschok	0.02	1.4
Familieel verliest baan	-0.13	- 6.1
hh is gescheiden of is weduw(e)naar in jaar t	-0.52	- 5.9
Financiële indicatoren		
Sociale zekerheids- en pensioenvermogen hh	-0.01	- 2.6
Netto financieel vermogen huishouden	-0.09	0.7
Netto inkomen huishouden	0.25	1.3
Mutatie netto financieel vermogen	0.51	5.5
Mundlak variabelen	ja	
Overige parameters		
m1	-2.48	-29.6
m2	-1.45	-17.4
m3	0.10	1.2
m4	1.16	13.9
$\sigma\alpha$	0.12	1.9
Log likelihood	-53510	
Observaties		

Toelichting: Cohort hh is een discrete variabele, gedefinieerd als interval 1 (jong cohort) tot 10 (oud cohort).

Bron: SEP, eigen berekeningen.

percipiëren mensen met lage financiële realisaties ook lagere inkomensrealisaties. Ook als een lid van het huishouden arbeidsmarkt gerelateerd gezondheidsproblemen⁶ krijgt wordt gemiddeld een lagere vermogensmutatie ervaren. De berekende verandering in het netto financiële vermogen heeft een positieve invloed op de ervaren vermogensmutatie, terwijl het pensioenvermogen⁷ een significant negatieve invloed heeft. Dit laatste gaat tegen de verwachtingen in, en lijkt te suggereren dat individuen hun pensioenvermogen niet meetellen in de opbouw van de jaarlijkse financiële situatie. Een alternatieve verklaring zou kunnen zijn dat een positieve verandering die lager is dan verwacht, een negatieve perceptie achterlaat.

Ten slotte toont tabel 2 ook de schattingen van de drempels m_1, \dots, m_4 . Deze stellen ons in staat om de omvang van de asymmetrie in de ervaring van vermogensmutaties te kwantificeren. Het model stelt ons in staat om de gemiddelde berekende vermogensmutaties voor de verschillende antwoordcategorieën in tabel 1 te 'corrigeren' voor verschillen in de kenmerken van huishoudens. Hiertoe herschrijven we het model als volgt:

$$y_{i,t}^* = \beta^I q_{i,t} + \beta_1^I z_{i,t} + \lambda_i + \alpha_i + u_{i,t} \quad i=1, \dots, N, t=1, \dots, T,$$

$$y_{i,t} = j \quad \text{als} \quad (m_{j \dots 1} < \beta^I q_{i,t} + \beta_1^I z_{i,t} + \lambda_i + \alpha_i + u_{i,t} \leq m_j) \quad j = 1, \dots, 5.$$

waarin $q_{i,t}$ een vector is die alle variabelen in $x_{i,t}$ bevat, met uitzondering van de berekende verandering in het financiële vermogen. Deze laatste is weergegeven als $z_{i,t}$. Als we het model in de vorm van een ordered probit simpeler herschrijven (weglaten residuen), dan volgt:

$$\begin{aligned} P(y_{i,t} = j) &= P(m_{j \dots 1} < \beta^I q_{i,t} + \beta_1^I z_{i,t} \leq m_j) \\ &= \Phi(m_j - \beta^I q_{i,t} - \beta_1^I z_{i,t,j}) - \Phi(m_{j \dots 1} - \beta^I q_{i,t} - \beta_1^I z_{i,t,j}) \end{aligned}$$

6 Deze indicator geeft het effect aan van het verliezen van een baan vanwege gezondheidsklachten.

7 Pensioenvermogen is berekend als de contante waarde van toekomstige uitkeringen min de premies. Omdat de uitkeringen sterk beïnvloed worden door uittreedleeftijd, berekenen we pensioenvermogen op basis van pensionering op leeftijd 64. We streven hier niet naar een volledig pensioneringmodel, maar naar een indicator voor pensioenvermogen. Over de steekproefperiode vinden een aantal hervormingen plaats (introduktie van middelloonsysteem) die exogene variatie van pensioenvermogen bieden (waardoor pensioenvermogen kan dalen). Meer details in Mastrogiacomio (2006).

waarin de m_j de drempels zijn. De gemiddelde waarde van $z_{i,t}$ voor elke m_j ($j=1, \dots, 4$) kunnen we uit de volgende herschrijving halen:

$$P(y_{i,t} = 1) = \Phi(-\beta^1 q_{i,t} + \beta_1^1 z_{i,t})$$

of

$$\Phi^{-1}(P(y_{i,t} = 1)) = -\beta^1 q_{i,t} + \beta_1^1 z_{i,t}$$

Omdat de $P(y_{i,t} = 1)$ bekend is, kunnen we $z_{j=1}$, dat is de gemiddelde waarde van $z_{i,t}$ voor $j = 1$, berekenen. Meer algemeen geldt:

$$z_j = [\beta q_{i,t} - m_j - \Phi^{-1}(1 - \sum_j P(y_{i,t} = 1))] / \beta_1$$

We zijn echter niet in de gemiddelde waarden z_j geïnteresseerd, maar in de relatie tussen deze gemiddelden. Bijvoorbeeld, hoe verhoudt de tweede drempel, die de scheiding is tussen de antwoorden 'iets verslechterd' en 'hetzelfde gebleven', zich tot de derde drempel, die de scheiding is tussen de antwoorden 'hetzelfde gebleven' en 'iets verbeterd'? Deze verhouding is gelijk aan de ratio $s = z_3 / -z_2$. De ratio $z_4 / -z_1$ zou ook interessant zijn, er zijn echter te weinig waarnemingen in de extreme categorieën om een betrouwbare schatting te kunnen leveren. Als individuen 'symmetrisch' waren in hun reactie op vermogensmutaties, zou s gelijk aan 1 zijn. Stel nu bijvoorbeeld dat $s = 2$. Dan zou men twee keer zoveel vermogen moeten verdienen om de vermogenspositie iets te zien verbeteren als nodig is om de vermogenspositie iets te zien verslechteren. Tabel 3 toont de waarde van s voor verschillende leeftijdscategorieën.

Tabel 3 De asymmetrieratio

Leeftijd	s	St. dev.
Alle	1.7	3.5
30-40	1.7	3.9
40-50	1.9	4.5
50-60	1.8	4.2
60-70	2.5	6.0

Bron: SEP, eigen berekeningen.

Uit de tabel blijkt dat als een bepaalde vermogensdaling wordt geassocieerd met 'iets verslechterd', een gemiddeld individu 1,7 maal dat

bedrag (in absolute waarde) nodig heeft om 'iets verbeterd' te rapporteren. Deze mate van asymmetrie is consistent met andere bevindingen van Kahneman e.a. (1990) en Tversky e.a. (1991) en is ook sterk significant. Ook vinden we dat s hoger is bij ouderen.

Het gebruik van deze 'drempelmethode' heeft het voordeel dat geen referentiepunt (bijvoorbeeld de oplegging dat verandering groter dan nul als positief ervaren worden) nodig is om de ratio tussen drempels te schatten.

2 Invloed van passieve op actieve besparingen

We weten nu dat individuen vermogenswinsten en verliezen anders ervaren. Maar leidt dit in deze twee situaties ook tot ander gedrag? In deze paragraaf laten wij zien dat de actieve besparingen van huishoudens (geld opzij zetten op een spaarrekening of in de vorm van effecten) sterker reageren op een daling van de waarde van de effectenportefeuille (passieve besparingen) dan op een stijging.

We maken gebruik van het DNB Household Survey (DHS) van CentERdata. DHS bevat gedetailleerde informatie over de financiële situatie en het financiële gedrag van huishoudens. Jaarlijks beantwoorden meer dan 1500 huishoudens vragen over hun inkomen, uitgaven, bezittingen en schulden. We maken gebruik van gegevens over de jaren 1993-2005. In dit artikel definiëren we de actieve besparingen van een huishouden als volgt:

$$s_{i,t} = (X_{i,t}^{BS} - X_{i,t-1}^{BS}) + x_{i,t}^A p_{i,t}^A + x_{i,t}^O p_{i,t}^O + x_{i,t}^{BF} p_{i,t}^{BF}$$

waarin $X_{i,t}^{BS}$ het saldo op de betaal- en spaarrekening van huishouden i aan het eind van jaar t is. $x_{i,t}^A p_{i,t}^A$ geeft de aanschaf van aandelen weer, uitgesplitst in volume ($x_{i,t}^A$) en prijs ($p_{i,t}^A$). Idem voor obligaties (O) en beleggingsfondsen (BF). Tabel 4 geeft het bezit van de verschillende vermogenstitels in onze steekproef weer.

De passieve besparingen, ofwel de vermogenswinst op de effectenportefeuille, worden gedefinieerd als:

Tabel 4 Bezit vermogenstitels

	Betaal- en spaarrekeningen	Obligaties	Aandelen	Beleggings- fondsen
	%	%	%	%
1993	91.23	6.13	10.41	14.26
1994	92.17	5.09	9.42	15.97
1995	91.32	4.44	10.29	15.51
1996	92.40	4.94	12.99	17.96
1997	90.91	3.48	13.57	18.39
1998	89.68	3.98	15.50	21.33
1999	87.65	3.62	18.16	25.38
2000	92.59	3.30	14.73	24.79
2001	94.02	3.36	17.53	29.48
2002	94.34	3.50	17.22	28.85
2003	96.17	4.21	16.70	18.45
2004	95.39	4.49	15.61	21.53
2005	95.10	5.03	14.82	21.56

Toelichtingen: De percentages zijn gewogen gemiddelden, waarbij de gewichten zo zijn gekozen dat de steekproef representatief is voor de Nederlandse inkomensverdeling en het eigenwoningbezit.

De cijfers gelden per 1 januari van het betreffende jaar.

Bron: DHS, eigen berekeningen.

$$w_{i,t} = X_{i,t-1}^A r_{i,t}^A + X_{i,t-1}^O r_{i,t}^O + X_{i,t-1}^{BF} r_{i,t}^{BF}$$

waarin $X_{i,t-1}^A$ het bezit van aandelen is aan het eind van jaar $t-1$. $r_{i,t}^A$ is het rendement dat in jaar t op het bezit van aandelen wordt behaald. Idem voor obligaties en beleggingsfondsen. Helaas zijn niet alle gegevens voor het berekenen van de actieve en passieve besparingen in DHS beschikbaar. Daarom maken we gebruik van de volgende 'benadering'. DHS bevat voor alle huishoudens voor alle vermogenscomponenten gegevens over de exacte waarde van het bezit aan het einde van het jaar. Omdat huishoudens meerdere jaren achtereen in DHS zitten, kunnen we de verandering in het vermogen berekenen. Deze verandering is per definitie gelijk aan de som van de actieve en passieve besparingen:

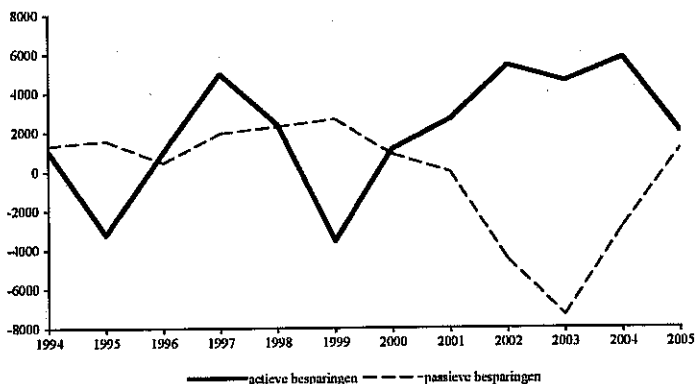
$$X_{i,t}^j - X_{i,t-1}^j = x_{i,t}^j D_{i,t}^j + X_{i,t-1}^j r_{i,t}^j, \quad j = \{A, O, BF\}$$

We benaderen het rendement van huishouden i in jaar t met het marktrendement in dat jaar. Voor huishoudens waarvoor gegevens over het bezit van specifieke aandelen beschikbaar zijn, gebruiken we ook de prijsontwikkeling van die aandelen. Als deze specifieke informatie ontbreekt, is de prijsontwikkeling benaderd met het beloop van geaggregeerde indices, zoals de AEX. Als we het marktrendement vermenigvuldigen met het bezit aan het eind van jaar $t-1$ hebben we – bij benadering – de passieve besparingen in jaar t . Het verschil tussen de totale verandering in het vermogen en de passieve besparingen zijn dan – eveneens bij benadering – de actieve besparingen.

Figuur 1 toont – gemiddeld over alle huishoudens – het beloop van de actieve en de passieve besparingen in de tijd. Er is op het oog sprake van een negatieve samenhang. Huishoudens verlagen hun actieve besparingen bij hoge passieve besparingen, en omgekeerd. Deze samenhang zullen we in het vervolg verder econometrisch onderzoeken.

Figuur 1 Samenhang actieve en passieve besparingen

Bron: DHS, eigen berekeningen.



Model. We schatten de relatie tussen de actieve en passieve besparingen⁸ met behulp van de volgende regressievergelijking:

$$s_{i,t} = \theta_0 z_{i,t} + \theta_1 w_{i,t-1}^P + \theta_2 w_{i,t-1}^N + \theta_3 x_{i,t} + \hat{\alpha}_i + \lambda_t + u_{i,t}, \quad i=1,\dots,N, t=1,\dots,T,$$

waarin $x_{i,t}$ een vector is met exogene kenmerken. $z_{i,t}$ is een vector met het pensioenvermogen⁹ en vermogen uit eigenwoningbezit. Dit zijn, naast het effectenbezit, twee andere belangrijke 'mentale rekeningen' van een huishouden. $w_{i,t-1}^P$ en $w_{i,t-1}^N$ zijn uitsplitsingen van de passieve besparingen, in respectievelijk positieve en negatieve mutaties. We nemen opnieuw aan dat er samenhang bestaat tussen $x_{i,t}$ en $\hat{\alpha}_i$ volgens de specificatie van Mundlak (1978): $\hat{\alpha}_i = \alpha_i + \beta_i' x_i^*$. Hierin is x_i^* het gemiddelde van $x_{i,t}$ voor huishouden i over de jaren waarvoor het huishouden in het panel zit. Ten slotte staan we toe dat de variantie van $u_{i,t}$ verschilt tussen huishoudens. We gebruiken de bootstrap methode om standaardfouten van de regressiecoëfficiënten te bepalen. In navolging van Alessie en Kapteyn (2002) en Engelhardt (1996) schatten we de regressievergelijking met mediane regressie. Mediane regressie maakt de schattingen robuust met betrekking tot extreme waarnemingen.

Dynan and Maki (2001) suggereren dat de actieve besparingen niet direct, maar met een vertraging op de passieve besparingen reageren. Wij volgen hun suggestie, en nemen aan dat de passieve besparingen met een vertraging van één jaar doorwerken in de actieve besparingen¹⁰. Een andere reden om de passieve besparingen één jaar vertraagd op te nemen is gelegen in de manier waarop we onze data hebben geconstrueerd. We gebruiken de passieve besparingen in jaar t om de actieve besparingen in dat jaar te berekenen. Het negeren van deze samenhang zou leiden tot een valse negatieve samenhang tussen de actieve en passieve besparingen.

8 Het is zeer waarschijnlijk dat de gegevens over de vermogenscomponenten van de huishoudens meetfouten bevatten. Meetfouten resulteren in de regel in een bias in de schatting van de regressiecoëfficiënten richting nul. Daarom hebben we in onze definitie van passieve besparingen de meest volatiele vermogenscomponenten opgenomen, omdat dit tot grotere (in absolute waarde) regressiecoëfficiënten leidt.

9 Pensioenvermogen is berekend, net als voor tabel 2, als de contante waarde van toekomstige pensioenuitkeringen; zie Mastrogiacomo (2006) voor details.

10 Een langere vertraging leidt, gezien de gemiddelde 'uitval' in het panel, tot een te groot verlies aan waarnemingen.

Tabel 5 toont de schattingsresultaten. In kolom A staan de schattingen van de vergelijking waarin we de restrictie $\theta_1 = \theta_2$ hebben opgelegd. In kolom B is deze restrictie losgelaten. Conform onze bevindingen in de vorige paragraaf over 'ervaren' vermogensmutaties, vinden we ook hier dat huishoudens sterker reageren op vermogensverliezen dan op winsten. De regressiecoëfficiënt voor vermogensverliezen is ongeveer twee maal groter dan die voor winsten. Een passieve besparing van duizend euro doet de actieve besparingen afnemen met zestig euro. Een passieve *ont*sparing leidt tot een toename van de actieve besparingen met honderdzesenveertig euro. De hypothese $\theta_1 = \theta_2$ wordt verworpen ($\chi^2_2 = 6,68$). Onze schattingen zijn vergelijkbaar met die van Juster e.a. (2006), hoewel deze auteurs geen onderscheid maken tussen vermogensverliezen en winsten. Uit tabel 5 blijkt verder dat de invloed van een waardeda-

Tabel 5 Effect van passieve op actieve besparingen

	Coëff.	St. fout	Coëff.	St. fout
Passieve besparingen ($\times 10^3$)	-112.84	8.30		
Positieve passieve besparingen ($\times 10^3$)			-60.55	32.83
Negatieve passieve besparingen ($\times 10^3$)			-146.24	13.02
Waardeverandering huis ($\times 10^3$)	-2.41	5.09		
Waarestijging huis ($\times 10^3$)			-3.65	6.76
Waardedaling huis ($\times 10^3$)			6.84	24.64
Verandering pensioenvermogen ($\times 10^3$)	-6.75	4.73		
Stijging pensioenvermogen ($\times 10^3$)			-5.28	9.03
Daling pensioenvermogen ($\times 10^3$)			-6.60	6.47
Huishoudinkomen ($\times 10^3$)	9.89	7.78	8.50	7.74
Huishoudinkomen in kwadraat ($\times 10^6$)	0.001	0.001	-0.002	0.003
Hoofd huishouden (hh) werkt	461.33	340.93	367.99	339.24
Partner werkt	856.30	538.93	894.55	538
Opleiding hh	82.71	153.14	88.88	152.40
Omvang van het huishouden	-90.63	100.61	-61.29	100.52
Leeftijd hh	-12.23	76.53	4.85	78.24
Leeftijd hh in kwadraat	0.15	0.74	-0.03	0.75
Intercept	-850.54	2074.04	-1046.31	2086.05
Observaties	4496		4486	
Jaardummies	ja		ja	
Mundlak variabelen	ja		ja	

Toelichting: Vergelijking is geschat met mediane regressie. Standaardfouten zijn berekend met bootstrapmethode (100 replicaties)

ling van de eigen woning afwijkt van de invloed van een waardestijging, hoewel niet statistisch significant. Daarentegen vinden Engelhardt (1996), Blake (1994) en Grant en Peltonen (2004) dat ook een waardestijging van de eigen woning een significant effect heeft op de actieve besparingen. Dit verschil in bevindingen hangt mogelijk samen met het feit dat in Nederland, in tegenstelling tot in verschillende andere landen, bij het verhogen van de hypotheek de extra rentelasten alleen aftrekbaar zijn als het additionele hypotheekbedrag wordt geherinverteerd in de woning (bijvoorbeeld onderhoud). Dit betekent dat het omzetten van huizenvermogen in bijvoorbeeld spaartegoeden of aandelenbezit door de hypotheek te verhogen relatief duur is. Ten slotte blijkt het pensioenvermogen geen significant effect te hebben op de actieve besparingen. Ook voor pensioenvermogen vinden we een asymmetrisch effect.

Mede op basis van deze uitkomsten heeft het CPB (Centraal Planbureau) simulaties uitgevoerd met de consumptievergelijking voor de jaren 2002, 2003 en 2004. De vergelijking is gesplitst in twee aparte vergelijkingen waarin de elasticiteit van consumptie voor het passieve financiële vermogen varieert op basis van de richting van de aandelenkoers (negatief in 2002 en de eerste helft van 2003, positief in 2004). De verhouding tussen de twee elasticiteiten werd, op basis van onze resultaten, geraamd op 1,5. Het residu voor het eerste jaar, dat de grootte van de ramingsfout aangeeft, kwam ongeveer op nul uit. Het jaar daarna werd het residu ook kleiner, maar in 2004 juist groter. De reden achter de verslechterde prestatie in 2004 verdient nader onderzoek. Hier kunnen we speculeren dat deze effecten niet constant over de tijd zijn. Dit suggereert dat er dynamische elementen zijn in het gedrag van consumenten die de analyse van panelgegevens met lagere uitval vereisen.

3 Conclusies

Veel nationale en internationale instellingen hebben de groei van de particuliere consumptie in de eerste jaren van dit millennium te hoog

geraamd. In dit artikel bepleiten wij dat dit te maken kan hebben met de asymmetrische reactie van huishoudens op vermogensontwikkelingen. Immers, juist in die jaren daalden vooral aandelen aanzienlijk in waarde. Met behulp van micro vermogensgegevens van Nederlandse huishoudens, toetsen we of men asymmetrisch reageert op financiële winsten ten opzichte van verliezen.

Ten eerste bestuderen we de ervaring van de verandering in het vermogen. Met behulp van gegevens over het financiële vermogen toetsen we of de perceptie van vermogensontwikkeling en de geobserveerde vermogensvariaties overeenkomen. Ons model, dat rekening houdt met niet waargenomen heterogeniteit, laat zien dat mensen de gerealiseerde ontwikkeling in hun vermogen niet symmetrisch waarderen. We meten ook de omvang van deze asymmetrie en vinden dat mensen sterker reageren op dalingen van hun vermogen dan op stijgingen. De grens die men moet overschrijden om een kleine verbetering aan te geven, is ruim anderhalf keer groter dan die om een kleine verslechtering te rapporteren. Ten tweede laten wij zien dat actieve besparingen sterker reageren op een waardevermindering van de effectenportefeuille van een huishouden dan op een waardestijging.

Deze resultaten suggereren dat economen en beleidsmakers in de toekomst rekening moeten houden met asymmetrische reacties van huishoudens op vermogensontwikkelingen.

Auteurs

Robert-Paul Berben (r.p.berben@dnb.nl) en Kerstin Bernoth (k.bernoth@dnb.nl) zijn verbonden aan De Nederlandsche Bank, en Mauro Mastrogiacomo (mmt@cpb.nl) aan het Centraal Planbureau.

Dit artikel is op persoonlijke titel geschreven. Met dank aan Maarten van Rooij en een anonieme referent.

Literatuur

- Alessie, R., A. Kapteyn, 2002, Huizenprijzen en besparingen, in *De rol van het vermogen in de economie* (eds. R. Alessie, P. van Els, L. Hoogduin), 31-56.
- Attanasio, O. P., S. Rohwedder, 2003, Pension Wealth and Household Saving: Evidence from Pension Reforms in the United Kingdom, *American Economic Review* 93, 1499-1521.
- Blake, D., 2004, The impact of wealth on consumption and retirement behaviour in the UK, *Applied Financial Economics* 14, 555-576.
- Disney, R., A. Henley, D. Jevons, 2003, House price shocks, negative equity and household consumption in the UK in the 1990s, mimeo.
- Dynan, K.E., D.M. Maki, 2001, Does stock market wealth matter for consumption?, Federal Reserve working paper.
- Engelhardt, G. V., 1996, House Prices and Home Owner Saving Behavior, *Regional Science and Urban Economics* 26, 313-316.
- Grant, C., T. Peltonen, 2004, Income and wealth effects of Italian households, working paper European University Institute.
- Juster, F., J. Lupton Smith, F. Stafford, 2006, The decline in household saving and the wealth effect, *Review of Economics and Statistics* 88, 20-27.
- Kahneman, D., J. Knetsch, R. Thaler, 1990, Experimental Tests of the Endowment Effect and the Coase Theorem, *Journal of Political Economy* 98, 1325-1348.
- Knetsch, J., 1989, The Endowment Effect and Evidence of Non Reversible Indifference Curves, *American Economic Review* 79, 1277-1284.
- Mastrogiacomo, M., 2006, Testing consumers' asymmetric reaction to wealth changes, CPB discussion papers no. 53.
- Mastrogiacomo, M., N. Voskuilen-Bosch, 2006, Income Incentives to Labor Participation and Home Production, the Contribution of the Tax Credits in the Netherlands, CPB discussion papers series no. 64.
- Mundlak, Y., 1978, On the pooling of time series and cross section data, *Econometrica* 46, 69-85.
- Poterba, J. M., 2000, Stock Market Wealth and Consumption, *Journal of Economic Perspectives* 14, 99-118.
- Shirvani, H., B. Wilbratte, 2000, Does consumption respond more strongly to stock market declines than to increases?, *International Economic Journal* 14, 41-49.

- Thaler, R. H., 1990, Anomalies: Saving, Fungibility and Mental Accounts, *Journal of Economic Perspectives* 4, 193-205.
- Tversky, A., D. Kahneman, 1991, Loss Aversion in Riskless Choice: A Reference Dependent Model, *Quarterly Journal of Economics* 106, 1039-1061.
- Venti, S.F., D.A. Wise, 2001, Aging and housing equity: another look, NBER working paper no. 8608.