

Tilburg University

De portefeuillekeuze van Nederlandse huishoudens

Das, J.W.M.; van Soest, A.H.O.

Published in:

De Rol van het Vermogen in de Economie. Preadviezen van de KVS

Publication date:

2002

[Link to publication in Tilburg University Research Portal](#)

Citation for published version (APA):

Das, J. W. M., & van Soest, A. H. O. (2002). De portefeuillekeuze van Nederlandse huishoudens. In R. J. M. Alessie, P. J. A. van Els, & L. H. Hoogduin (Eds.), *De Rol van het Vermogen in de Economie. Preadviezen van de KVS* (pp. 1-30). KVS.

General rights

Copyright and moral rights for the publications made accessible in the public portal are retained by the authors and/or other copyright owners and it is a condition of accessing publications that users recognise and abide by the legal requirements associated with these rights.

- Users may download and print one copy of any publication from the public portal for the purpose of private study or research.
- You may not further distribute the material or use it for any profit-making activity or commercial gain
- You may freely distribute the URL identifying the publication in the public portal

Take down policy

If you believe that this document breaches copyright please contact us providing details, and we will remove access to the work immediately and investigate your claim.

De Portefeuillekeuze van Nederlandse Huishoudens¹

**Marcel Das, CentERdata
Arthur van Soest, Departement Econometrie & OR en CentER**

Universiteit van Tilburg

1. Inleiding

De samenstelling van het financiële vermogen van Nederlandse huishoudens is gedurende de jaren negentig jaar sterk veranderd. Steeds meer gezinnen zijn een deel van hun geld gaan beleggen in aandelen en beleggingsfondsen in plaats van alles op een risicovrije spaarrekening of een deposito te zetten. Het aantal gezinnen dat geld in risicodragende fondsen zoals aandelen, opties, of beleggingsfondsen belegt steeg van 21,2% in 1993 tot 32,9% in 2002.² Vergelijkbare ontwikkelingen hebben zich voorgedaan in andere landen. In de Verenigde Staten steeg het aantal gezinnen met beleggingsfondsen van 4,5% in 1983 via 7,2% in 1989 tot 16,5% in 1998. Het bezit van afzonderlijke aandelen bleef vrijwel onveranderd: 19,1% in 1983 en 19,2% in 1998. In West Duitsland had 9,7% van alle gezinnen losse aandelen in 1983, en dit percentage was in 1993 gestegen tot 12,0%. Het percentage gezinnen met beleggingsfondsen steeg in dezelfde periode van 3,3% naar 12,2%. Hierdoor steeg het percentage gezinnen met minstens één type risicodragende financiële beleggingen van 13,7% naar 26,2%.³

Deze ontwikkeling is van groot belang voor de macro-economie en de financiële markten.⁴ Het verandert de houding van het publiek ten opzichte van de vrije markt en het belasten van bedrijfswinsten en leidt tot grotere activiteit van de aandeelhouders. Het zet managers onder druk om beter te presteren en stimuleert de economische groei. Het leidt bijvoorbeeld ook tot een andere mening over het verhogen van de risicovrije interestvoet: dit is gunstig voor mensen met een spaarrekening, maar leidt tot lagere aandelenkoersen, en wordt daarom niet gewaardeerd door mensen die het merendeel van hun financiële vermogen in aandelen of beleggingsfondsen hebben geïnvesteerd. Ten slotte kan de samenstelling van de financiële portefeuille van invloed zijn op allerlei andere beslissingen van huishoudens, bijvoorbeeld vanwege liquiditeitsverschillen en transactiekosten, vanwege risicospreiding, of indirect omdat de portefeuillekeuze van invloed is op de hoogte van het vermogen. Zo zal de portefeuillekeuze gerelateerd zijn aan beslissingen met betrekking tot de dagelijkse consumptie, de aanschaf van duurzame consumptiegoederen, en de beslissingen gerelateerd aan het investeren in een eigen huis of de keuze van een bepaald type hypotheek. Ook kan de portefeuillekeuze verband houden met het treffen van oudedagsvoorzieningen of de keuze van het moment van (gedeeltelijke) uittrekking uit de arbeidsmarkt.

De invloed van de portefeuillekeuze op andere economische beslissingen van het huishouden staat centraal in het preadvies van Alessie en Kapteyn in deze bundel. De bedoeling van onze bijdrage is inzicht verschaffen in de samenstelling van de

financiële portefeuilles van Nederlandse huishoudens en de factoren die deze samenstelling bepalen. Zowel de theoretische als de empirische aspecten hiervan staan de laatste tijd internationaal volop in de belangstelling. Hierop wordt ingegaan in paragraaf 2. Empirisch onderzoek op dit terrein vereist bij voorkeur gegevens op huishoudniveau met voldoende informatie over de samenstelling van het vermogen. Sinds 1993 zijn zulke gegevens beschikbaar voor Nederland, en wel in de vorm van de CentER Savings Survey. De opzet hiervan wordt besproken in paragraaf 3.

De CentER Savings Survey biedt de mogelijkheid voor onderzoekers enquêtevragen toe te voegen met het oog op het beantwoorden van specifieke onderzoeksvragen. Hiervan hebben we gebruik gemaakt voor dit onderzoek. Er zijn drie categorieën vragen toegevoegd. Ten eerste is een aantal vragen gesteld met de bedoeling inzicht te krijgen in de samenstelling van de vermogens van Nederlandse huishoudens op 31 december 2001. De antwoorden op deze vragen worden beschreven in paragraaf 4.

Ten tweede zijn vragen toegevoegd die erop gericht zijn te weten te komen of en, zo ja, in welke mate huishoudens hebben gereageerd op de negatieve ontwikkelingen in de aandelenkoersen gedurende de afgelopen jaren. Deze vragen worden besproken in paragraaf 5.

In paragraaf 6 wordt gekeken naar de vragen die zijn gericht op wat mensen weten van de wijzigingen in het belastingsysteem en hoe ze daarop gereageerd hebben. In het bijzonder heeft dit betrekking op het anders belasten van koerswinsten en effectenbezit, en de regels voor groene en sociaal-ethische beleggingen. In deze paragraaf worden ook de resultaten gepresenteerd van een aantal eenvoudige modelschattingen die erop gericht zijn te onderzoeken of karakteristieken van het gezin en het gezinshoofd als huishoudinkomen, gezinssamenstelling, leeftijd, geslacht, opleidingsniveau en arbeidsmarktpositie van het hoofd huishouden gecorreleerd zijn met het feit of gezinnen op de hoogte zijn van het nieuwe belastingstelsel en de manier waarop op de nieuwe regels gereageerd wordt. In paragraaf 7 worden enkele conclusies getrokken.

2. Literatuur

De klassieke theorie van de portefeuillekeuze wordt samengevat in Gollier (2002). Het basismodel is gebaseerd op de standaard axioma's van maximalisatie van het verwachte nut onder onzekerheid, dat teruggaat tot Von Neumann en Morgenstern (1944):

$$\text{Maximaliseer}_p E\{U(Y(p))\}$$

Hier is p de samenstelling van de portefeuille. In het eenvoudigste geval kan de belegger kiezen tussen één risicovrije en één risicodragende belegging, en is p de fractie van het vermogen die risicodragend belegd wordt. $Y(p)$ is het vermogen aan het eind van de periode. Dit is een toevalsvariabele (tenzij alles risicovrij belegd wordt) die afhangt van de gekozen portefeuillesamenstelling p .

Veel gebruikt is de nutsfunctie

$$U(Y) = Y^{1-\rho} / (1-\rho)$$

Voor deze nutsfunctie is de relatieve risico afkeer onafhankelijk van Y en gelijk aan de parameter ρ . Als de nutsfunctie deze vorm heeft, leidt het dynamische model met meerdere perioden tot dezelfde optimale oplossing als het statische model. Gollier (2002) laat zien dat in andere gevallen meer in risicodragende fondsen moet worden belegd dan uit het basismodel naar voren komt.

Het statische model leidt tot een aantal empirisch toetsbare conclusies. Voor plausibele vormen van de nutsfunctie zal het bedrag dat belegd wordt in risicodragende fondsen toenemen met de waarde van het vermogen. Huishoudens met een groter inkomensrisico zullen minder in risicodragende fondsen beleggen dan gezinnen van wie het inkomen grotendeels vast ligt; vergelijk bijvoorbeeld zelfstandigen met werknemers met een vaste baan. Huishoudens met een langere tijdshorizon zullen naar verwachting meer in risicodragende fondsen beleggen. Huishoudens die met een grotere kans liquiditeitsproblemen zullen tegenkomen, zullen minder snel geneigd zijn in risicodragende fondsen te beleggen. De meeste van deze theoretische voorspellingen worden over het algemeen bevestigd in empirische studies (zie bijvoorbeeld Guiso et al., 2002). Voor Nederland is dit eerder onderzocht in Alessie et al. (2002). We komen terug op hun resultaten in de volgende paragraaf.

De standaardversie van het hierboven beschreven theoretische model is niet in staat te verklaren waarom zo veel mensen niet in risicodragende fondsen beleggen. Ook een uitbreiding van het model met bijvoorbeeld transactiekosten kan dit niet veranderen, omdat deze kosten hiervoor in de praktijk veel te klein zijn in vergelijking tot de verwachte rendementsverschillen tussen risicodragende en risicovrije beleggingen. Deze discrepantie tussen theorie en feitelijke gegevens staat bekend als de stock holding puzzle, zie bijvoorbeeld Haliassos en Bertaut (1995). Hieraan gerelateerd is de zogenoemde equity premium puzzle, zie Mehra en Prescott (1985): bij realistische niveaus van relatieve risico afkeer (de parameter ρ in de hierboven gegeven nutsfunctie) en de gerealiseerde rendementen op aandelen, zou het aandeel van de risicodragende beleggingen in de gemiddelde huishoudportefeuille veel groter moeten zijn dan feitelijk het geval is. In de literatuur zijn diverse uitbreidingen van het model bestudeerd die mogelijk een oplossing bieden. Zie het overzicht van Kocherlakota (1996). De meeste van deze modellen laten het paradigma van maximalisatie van het verwachte nut vallen. Ook zijn deze modellen vaak niet analytisch oplosbaar, en hebben ze de aanzet gegeven voor het ontwikkelen van simulatiemethoden en andere numerieke instrumenten voor het oplossen van dynamische optimaliseringsproblemen in deze context. Zie bijvoorbeeld Haliassos en Michaelides (2002).

De invloed van belastingheffing op de portefeuillekeuze wordt uitgebreid geanalyseerd in Poterba (2001, 2002). In het algemeen hebben belastingen een substitutie-effect en een inkomenseffect, en kan er theoretisch niet altijd een uitspraak worden gedaan over de richting van het effect van een bepaalde tariefsverandering. Soms kan dat wel, omdat beide effecten dezelfde richting uitwijzen. Bovendien blijkt empirisch meestal dat het substitutie-effect de doorslag geeft.

Poterba (2001) concludeert dat empirisch onderzoek heeft uitgewezen dat de invloed van belastingheffing op het al dan niet bezitten van een bepaald type belegging groter is dan de invloed op de hoogte van het bedrag dat erin belegd wordt. In het bijzonder

laat onderzoek voor Nederland zien dat het bezit van risicodragende fondsen en het vermogensaandeel belegd in risicodragende fondsen in de jaren voor 2001 positief gerelateerd waren aan de marginale voet van de inkomstenbelasting (zie Hochguertel, Alessie, en Van Soest, 1997; Alessie, Hochguertel en Van Soest, 2002). De verklaring is dat tot 2001 koerswinsten onbelast waren. Het voordeel hiervan neemt toe met het marginale tarief, zodat met name de huishoudens met een hoog marginaal tarief risicovrije beleggingen substitueren door beleggingsfondsen of aandelen. Bovendien neemt het voordeel van de dividendvrijstelling toe met de hoogte van het marginale tarief. Samen met de rentevrijstelling was dit in het oude belastingstelsel een stimulans voor diversificatie en het aanhouden van zowel dividend uitkerende als vastrentende fondsen.

De theoretische modellen gaan in het algemeen uit van volledig rationele agenten, die volledig geïnformeerd zijn over de mogelijke beleggingsvormen en de manier waarop deze belast worden en hierop een beslissing baseren die hun doelstellingsfunctie maximaliseert. Eén van de doelstellingen van ons onderzoek is na te gaan in hoeverre dit realistisch is. Eerder onderzoek leidt tot de nodige twijfel op dit punt. Resultaten van König, Laisney, Lechner en Pohlmeier (1995) suggereren bijvoorbeeld dat bij arbeidsaanbodbeslissingen het belastingstelsel niet altijd goed geïncorporeerd wordt. Resultaten van Alessie, Hochguertel en Van Soest (2001a) geven aan dat lang niet iedereen de belastingvoordelen van de spaarloonregeling benut, mogelijk omdat de beschikbare informatie hierover niet is verwerkt. In het huidige onderzoek analyseren we dit door naar antwoorden te kijken op vragen of mensen op de hoogte zijn van bepaalde aspecten van het nieuwe belastingstelsel.

3. Gegevens

Het CentERpanel

Het CentERpanel wordt beheerd door CentERdata.⁵ Leden van dit panel vullen iedere week thuis via Internet één of meerdere vragenlijsten in. Het CentERpanel bestaat sinds 1991 en heeft zijn waarde inmiddels ruimschoots bewezen. Grote, complexe onderzoeksprojecten profiteren van de mogelijkheid tot grootschalig werken. Kleine onderzoeken profiteren van de snelheid en de efficiëntie van de telepanel-methode. De voordelen van computergestuurd enquêteren worden gecombineerd met panelonderzoek: hoge snelheid van werken, mogelijkheden tot controle op consistentie (ook in de tijd), betrouwbaar meten van veranderingen, en relatief lage uitval.

Eén van de grote onderzoeksprojecten is de CentER Savings Survey (CSS). Dit project wordt sinds 1993 uitgevoerd in opdracht van CentER.⁶ Van de verzamelde gegevens hebben inmiddels meer dan 100 nationale en internationale onderzoekers gebruik gemaakt. De eerste meting van de CSS heeft plaatsgevonden in 1993. Elk jaar zijn de vragen herhaald en in 2002 wordt de tiende meting afgenomen. De vragen zijn gedetailleerd en de onderwerpen lopen sterk uiteen: economische en psychologische aspecten van sparen, werk, wonen, inkomen, bezittingen en schulden. Deze laatste twee onderwerpen vormen de basis voor de gegevens die worden gebruikt in dit preadvies. Voor meer informatie omtrent de CSS verwijzen we naar Nyhus (1996) en Alessie et al. (2002).

Het CentERpanel is representatief voor de Nederlandse samenleving. Met behulp van een telefoonbestand van KPN worden mensen gebeld en gevraagd of ze telefonisch een kortdurend interview willen beantwoorden. Na afloop van het interview wordt gevraagd of ze aan langer lopend onderzoek willen deelnemen. De mensen die (mogelijk) toezeggen komen in een gegevensbestand. Uit dit gegevensbestand vindt met regelmaat een trekking van huishoudens plaats op basis van achtergrondvariabelen. De getrokken huishoudens krijgen een brief met informatie over deelname aan het CentERpanel. Nadat de huishoudens hebben toegezegd, kunnen ze daadwerkelijk deelnemen aan onderzoek, zodra ze alle gevraagde huishoud- en persoonsgegevens hebben ingevuld.

Het beschikken over een computer met Internet aansluiting is geen vereiste. Indien het huishouden geen toegang heeft tot het Internet, wordt een zogenaemde Net.Box verstrekt waarmee via de televisie de vragenlijsten alsnog kunnen worden ingevuld. Mocht het huishouden zelfs niet beschikken over een televisie, dan wordt ook hier in voorzien.

De gegevens voor dit onderzoek

In week 14 van 2002 is een vragenlijst voorgelegd aan 1692 huishoudens. Van ieder huishouden is de financiële beslisser geselecteerd om de vragen te beantwoorden. In totaal hebben 1192 (70%) huishoudens gerespondeerd.

De vragenlijst is opgebouwd uit drie blokken. In het eerste blok zijn gegevens verzameld over de samenstelling van bezittingen en schulden. Dit gedeelte is volledig gebaseerd op de vragen die worden gesteld in de CSS. Als peildatum is 31 december 2001 genomen. In het tweede blok staan de ontwikkelingen op de aandelenbeurzen in de afgelopen jaren centraal. De gestelde vragen zijn erop gericht om te achterhalen of en, zo ja, in welke mate huishoudens hebben gereageerd op de negatieve ontwikkelingen in de aandelenkoersen gedurende de afgelopen jaren. In het derde blok wordt de reactie op de wijzigingen in het belastingsysteem gemeten, in het bijzonder het anders belasten van koerswinsten en effectenbezit, en de regels voor maatschappelijke beleggingen.

Om een zo goed mogelijk beeld van de Nederlandse samenleving te verkrijgen, is gekeken naar de verdeling van sommige achtergrondkenmerken van de responderende panelleden in verhouding tot de landelijke verdeling. Hierbij is rekening gehouden met een eventueel verschil tussen financiële beslissers en hoofden van huishoudens. Op grond van de analyse is besloten om op basis van leeftijd, inkomen en het bezit van een huis te herwegen naar de landelijke cijfers. In het navolgende wordt gebruik gemaakt van de gewogen gegevens.

4. Samenstelling van het vermogen

In Tabel 1 worden beschrijvende statistieken van verschillende vermogenscomponenten gepresenteerd op de peildatum, 31 december 2001. Op basis van de gegevens in de CSS kunnen we een beeld schetsen van de ontwikkelingen in de laatste 10 jaar. De CSS golven van 1993 tot en met 1998 zijn uitgebreid beschreven in Alessie et al. (2002). Het percentage huishoudens met een betaalrekening op 31 december 2001 is hoog en wijkt nauwelijks af van het percentage in het laatste decennium. Het bezit van bedrijfsspaarregelingen is daarentegen in de laatste 10 jaar enorm gestegen. Van 1993 tot en met 1998 nam het percentage huishoudens met een bedrijfsspaarregeling toe van 18,1% tot 35,8%. Eind 2001 was dit percentage zelfs gestegen tot 52,5% (zie Tabel 1). Met name de onbekendheid met bedrijfsspaarregelingen in het begin van de jaren negentig heeft een beperkende rol gespeeld in de aanschaf van deze vaak gunstige regelingen (zie Alessie et al., 2001a).

[tabel 1]

Tabel 1: Beschrijvende statistieken van de vermogenscomponenten

Het bezit van aandelen (en/of opties) is in de loop der jaren ook toegenomen. Was het percentage aandelenbezitters in 1993 nog gelijk aan 11,4%, in 1998 was dit al 15,4%, en eind 2001 had 18,2% van de Nederlandse huishoudens aandelen in bezit. Er dient hierbij te worden aangetekend dat, in tegenstelling tot de eerdere jaren, in het cijfer voor 2002 ook degenen die geen aandelen maar wel opties bezitten zijn meegeteld. In 2002 is alleen gevraagd naar het bezit van aandelen of opties, zodat het onderscheid tussen degenen met aandelen en degenen met alleen opties niet te maken is. Mogelijk is hierdoor de stijging tussen 1998 en 2002 van het percentage huishoudens dat aandelen bezit iets overschat. Bij het aandelenbezit is geen rekening gehouden met de beleggingsfondsen die vaak een onderdeel uitmaken van een specifiek spaarplan/produkt of een aan een hypothecaire lening gekoppelde beleggingsportefeuille. Beleggen in aandelen is dus steeds populairder geworden en lijkt nog nauwelijks geleden te hebben onder de tegenvallende rendementen in 2000 en de neergaande trend in 2001 (met als dieptepunt de crash na de gebeurtenissen op 11 september 2001 in de Verenigde Staten). Het bezit van obligaties is van 1993 tot en met 1997 afgenomen en daarna redelijk stabiel gebleven.

Het bezit van beleggingsfondsen is aanzienlijk toegenomen sinds 1993, alhoewel de rek er nu enigszins uit lijkt te zijn. In 1998 had 21,6% van de Nederlandse huishoudens geld geïnvesteerd in beleggingsfondsen en eind 2001 was dit percentage toegenomen tot 23,2%. Vergeleken met de stijging van 7,6%-punten tussen 1993 en 1998, lijkt deze stijging van 1,6%-punten tamelijk bescheiden.

De overige kolommen van Tabel 1 geven een indruk over de bedragen die in de onderscheiden beleggingen zijn geïnvesteerd. Het gemiddelde en het mediane bedrag zijn vermeld, voor degenen die de betreffende beleggingsvorm hebben gekozen. Zoals verwacht zijn de verdelingen erg scheef, met een gemiddelde dat diverse malen groter is dan de mediaan. Dit is een gevolg van een beperkt aantal grote uitschieters. Ook is het belang van sommige beleggingsvormen groter dan de eigendomspercentages in de eerste kolom doen vermoeden. Zo is het totale bedrag dat belegd is in aandelen groter

dan het totale bedrag op betaalrekeningen (met een positief saldo), ondanks het feit dat veel meer gezinnen een betaalrekening hebben.

Om een volledig beeld van de vermogensportefeuilles te krijgen zijn in Tabel 1 ook enkele niet-financiële beleggingsvormen en schulden opgenomen. Het eigen huis blijft voor de meeste huizenbezitters verreweg de belangrijkste beleggingsvorm, en de hypotheek de belangrijkste vorm van schuld. Het bezit van lijfrente- en kapitaalverzekeringen is vaak hieraan gerelateerd. Opvallend is dat het aantal gezinnen met een niet-hypothecaire lening gedaald is van 32,0% in 1990 naar 27,3% eind 2001, terwijl van 1993 tot 1998 geen trend hierin te ontdekken viel.

De cijfers in Tabel 1 kunnen worden vergeleken met cijfers in Van den End, Kakes, Van Rooij en Stokman (2002). Hun studie is gebaseerd op een enquête onder 1157 Nederlandse huishoudens, uitgevoerd door het NIPO in opdracht van de Nederlandsche Bank. Het NIPO heeft daarbij gebruik gemaakt van een omvangrijke database die in de loop der jaren is opgebouwd. Respondenten werken via een eigen personal computer mee aan allerlei onderzoek. Er zijn extra inspanningen verricht om ook respondenten met een laag pc-bezit te bereiken (voornamelijk ouderen en lager opgeleiden). De vereiste om over een pc te beschikken, heeft bij onze gegevensverzamling geen rol gespeeld (zie paragraaf 3).

In Van den End et al. (2002) worden vrijwel dezelfde bezitspercentages vermeld voor bedrijfsspaarregelingen, beleggingsfondsen, en niet-hypothecaire leningen. Het aandelen- en optiebezit is moeilijk te vergelijken, omdat Van den End et al. afzonderlijke cijfers presenteren voor aandelenbezit (10%), opties (4%) en aandelenlease (6%). Het meest opvallende verschil is het percentage huishoudens met een spaarrekening: Van den End et al. vinden dat 73% van de huishoudens minstens één spaarrekening bezit, terwijl dit percentage in onze steekproef slechts 57,4% bedraagt. Voor dit grote verschil hebben wij geen verkaring.

In Tabel 2 is een overzicht gegeven van de gemiddelden van bepaalde achtergrondkenmerken voor bezitters van de verschillende vermogenscomponenten. In de laatste kolom van tabel 2 zijn de gemiddelden van alle respondenten gepresenteerd. Opvallend is de hoge gemiddelde leeftijd van obligatiebezitters, hoewel dit op een vrij gering aantal waarnemingen is gebaseerd. De financiële beslisser in huishoudens met niet-hypothecaire leningen is relatief jong. Net zoals in Alessie et al. (2002) vinden we een positief verband tussen leeftijd en het bezit van de risicodragende fondsen, dat wil zeggen aandelen of opties en beleggingsfondsen.

[tabel 2]

Tabel 2: Gemiddelden van achtergrondkenmerken voor bezitters van de verschillende vermogenscomponenten

Het merendeel van de huishoudens waarvan de financiële beslisser of een huisgenoot een aandeel heeft in een BV, maatschap, vof of 'eigen bedrijf' is hoger opgeleid. Datzelfde geldt voor bezitters van aandelen of opties, obligaties en beleggingsfondsen. Bij de arbeidsmarktpositie van bezitters van specifieke vermogenscomponenten zijn de resultaten zoals verwacht. Slechts een klein percentage van de huishoudens met een koopsompolis, lijfrente- en

kapitaalverzekering of persoonlijke lening is gepensioneerd. Van de obligatie bezitters is het merendeel gepensioneerd, hetgeen te rijmen valt met de gemiddeld hoge leeftijd van respondenten met obligaties. Een relatief laag aantal respondenten met een eigen woning (en daaraan gekoppeld een hypothecaire lening) is alleenstaand. Van degenen die een betaalrekening met een negatief saldo hebben, is bijna 40% alleenstaand.

De grootste verschillen hebben betrekking op het inkomen. Degenen met een betaalrekening met een negatief saldo hebben een erg laag inkomen, met een gemiddelde ruim 30% onder het gemiddelde van alle gezinnen. Alle andere groepen hebben gemiddeld een inkomen dat hoger is dan het gemiddelde van alle huishoudinkomens. Het sterkst geldt dit voor degenen met vermogen in een eigen bedrijf, of in aandelen en opties.

De conclusies uit Tabel 2 blijven overeind in multivariate analyses waarin karakteristieken van het huishouden en het individu gebruikt worden om het bezit van de vermogens- en schuldcomponenten te verklaren met (bijvoorbeeld) probit- of logitmodellen. Resultaten voor eerdere jaren worden uitgebreid besproken in Alessie et al. (2002) en de resultaten op basis van de nieuwe gegevens wijken hiervan nauwelijks af. We beperken ons daarom tot een samenvatting van de belangrijkste resultaten betreffende het investeren in risicodragende financiële beleggingen (aandelen, beleggingsfondsen, enzovoorts). Ook gaan we kort in op de relatie tussen de resultaten en de verwachtingen op basis van de theorie. In tegenstelling tot Tabel 2 betreft het hier *ceteris paribus* resultaten; er is dus gecorrigeerd voor verschillen in alle andere opgenomen variabelen.

Wanneer overige karakteristieken constant worden gehouden, speelt leeftijd geen significante rol. Dit resultaat wordt bijvoorbeeld ook gevonden met Italiaanse data, zie Guiso en Jappelli (2002). Het leeftijds patroon van het bezit van risicovrije aandelen is uitgebreid bestudeerd in de theoretische en empirische literatuur. In de modellen van Gollier (2002) en Gollier en Zeckhauser (2002) blijkt dat, onder plausibele aannamen over de nutsfuncties, jongeren vaker risicodragend zullen beleggen dan ouderen, omdat ze een langere verwachte resterende levensduur hebben en daardoor verder vooruit kijken bij het nemen van hun beslissingen. Wanneer echter deze modellen worden uitgebreid met de mogelijkheid dat het nalaten van een erfenis een motief voor beleggingen vormt, gaat dit argument niet meer op (zie Hurd, 2002). Bovendien speelt het feit dat het inkomen van ouderen (met name gepensioneerden) in het algemeen minder onzeker is dan dat van jongeren een rol. De theorie voorspelt een negatief verband tussen inkomensonzekerheid en het bezit van risicodragende fondsen, zodat dit tot een positieve samenhang tussen leeftijd en het beleggen in risicodragende fondsen kan leiden. Anderzijds worden in dit verband negatieve gezondheidsrisico's gezien als een reden om op hogere leeftijd minder risicodragend te beleggen (Bertaut en Starr-McCluer, 2002). Dit speelt vooral een rol in de Verenigde Staten waar de medische kosten van gepensioneerden vaak slechts voor 80% verzekerd zijn.

Een ander argument waarom jongeren meer risicodragend zouden beleggen dan ouderen is misschien het feit dat jonge huishoudens de mogelijkheid hebben hun arbeidsaanbodgedrag in de loop van de tijd aan te passen om eventuele verliezen op de aandelenmarkt te compenseren, bijvoorbeeld door later met pensioen te gaan (zie Bodie, Merton en Samuelson, 1998). Bertaut en Starr-McCluer (2002) zien dit als de

belangrijkste reden voor het feit dat zij voor de VS een negatief verband tussen leeftijd en het bezit van risicodragende fondsen vinden.

Hoger opgeleiden investeren met een grotere kans in risicodragende fondsen dan laag opgeleiden of mensen met een middelbare of lagere beroepsopleiding. Dit resultaat lijkt algemeen geldig in de landen waarvoor het verband onderzocht is, zie Guiso et al. (2002). Verklaringen worden gezocht in de sfeer van kennis van en interesse in financiële producten.

Gepensioneerden en vooral zelfstandigen zijn vaker in het bezit van risicodragende beleggingen dan werknemers of werklozen (zie ook Alessie et al., 2001b). Met name het resultaat voor de zelfstandigen lijkt strijdig met de theorie die zegt dat een hogere inkomensonzekerheid zou moeten leiden tot minder risicovolle beleggingen. Wellicht speelt heterogeniteit in risicopreferenties hier een rol, en zijn de zelfstandigen veel eerder geneigd wat meer risico te nemen voor een hoger verwacht rendement dan de gemiddelde werknemer. Overigens blijkt dat de zelfstandigen vooral meer in losse aandelen beleggen, en niet zozeer in beleggingsfondsen.

Het bezit van risicodragende beleggingen wordt meer waarschijnlijk wanneer het inkomen (exclusief kapitaalinkomen) of het totale netto vermogen toeneemt. Ook dit resultaat wordt in meer landen gevonden. Volgens de standaardmodel uit de theorie neemt het aandeel van risicodragende fondsen in het totale financiële vermogen toe met het vermogen wanneer sprake is van afnemende relatieve risico-aversie. Bij constante relatieve risico-aversie zou dit aandeel constant zijn. Dat de kans om risicodragende fondsen te bezitten toeneemt met vermogen, kan worden verklaard uit vaste kosten van het aan- en verkopen of het aanhouden van aandelen of beleggingsfondsen. Dit argument is vooral geldig in Italië, waar deze kosten bijzonder hoog zijn (zie Guiso en Jappelli, 2002). In Nederland zijn de werkelijke kosten in de vorm van aan- en verkoopprovisies lager en kunnen ze nauwelijks een verklaring bieden voor het feit dat zovelen geen aandelen of beleggingsfondsen bezitten, maar de (werkelijke of vermeende) kosten van het verwerven van informatie en het volgen van de ontwikkelingen op de markt zouden ook een rol kunnen spelen (zie Alessie et al., 2002).

Een alternatieve theorie die kan verklaren waarom juist de rijken in risicodragende fondsen investeren wordt aangedragen door Carroll (2000). Hij beschouwt vermogen als een luxe goed dat op zichzelf al nut oplevert, los van toekomstige consumptiestromen. Hij laat zien dat dit tot soortgelijk investeringsgedrag leidt als afnemende relatieve risico-afkeer.

5. Ontwikkelingen op de aandelenbeurzen

De rendementen op de aandelenmarkten zijn in de afgelopen jaren sterk aan fluctuaties onderhevig geweest. In 1998 en 1999 zijn de aandelenkoersen explosief gestegen en in 2000 en 2001 zijn ze juist flink gedaald. Deze ontwikkelingen kunnen een significante invloed hebben uitgeoefend op de financiële beslissingen van huishoudens. Zonder vooraf een relatie te leggen tussen de financiële beslissingen en de ontwikkelingen op de aandelenmarkten hebben we de huishoudens gevraagd aan te

geven in hoeverre de beslissing omtrent bepaalde uitgaven in de laatste twee jaar zich verhoudt tot die van voor het jaar 2000. In Tabel 3 zijn de resultaten samengevat.

[Tabel 3]

Tabel 3: Frequenties (in %) van de antwoorden op de vraag of men de laatste twee jaar (2000 en 2001) in vergelijking met de periode van voor het jaar 2000 minder, evenveel of meer geld heeft uitgegeven aan de onderstaande categorieën

De ontwikkelingen op de aandelenmarkt zouden op twee manieren de consumptieuitgaven kunnen afremmen. Ten eerste daalt het inkomen en het vermogen (en daardoor ook het permanente inkomen) van degenen die hun geld in verliesgevende fondsen belegd hebben. Ten tweede leiden de ontwikkelingen wellicht tot bijstelling van de economische toekomstverwachtingen, en daardoor tot een lager verwacht permanent inkomen. Mensen zouden hierdoor voorzichtiger kunnen worden met hun bestedingen.

Uit Tabel 3 blijkt hier nog weinig van. Het merendeel van de gezinnen geeft in 2000 en 2001 niet meer of minder uit aan dagelijkse consumptie dan in voorgaande jaren, en er worden meer stijgingen dan dalingen gerapporteerd. Wellicht is de in de vraagstelling opgenomen periode van twee jaar te lang; twee jaar voordat de enquête werd afgenomen waren de aandelenkoersen immers nog aan het stijgen. Natuurlijk kan de stijging ook verklaard worden uit het feit dat mensen in de loop der jaren rijker worden en hogere inkomens gaan ontvangen; om hiervoor te corrigeren zouden soortgelijke gegevens van eerdere jaren moeten worden bekeken, die helaas echter niet beschikbaar zijn. Een vergelijkbaar beeld wordt verkregen wanneer we kijken naar duurzame consumptiegoederen of luxe consumptiegoederen. Ook uitgaven hieraan zijn vaker toe- dan afgenomen. Alleen uit de aflossingen op leningen zou kunnen worden geconcludeerd dat mensen iets voorzichtiger zijn geworden: er zijn relatief veel gezinnen die meer geld zijn gaan besteden aan het aflossen van hun leningen.

Het argument dat gezinnen hun bestedingspatroon zouden moeten aanpassen aan de aandelenmarkten is natuurlijk sterker voor degenen die aandelen of beleggingsfondsen bezitten dan voor degenen die alleen risicovrij beleggen. Daarom zijn de in Tabel 3 beschreven variabelen verklaard uit karakteristieken van het gezin en een dummyvariabele die aangeeft of iemand risicodragende beleggingen had aan het eind van 2001.

Hiertoe is een ordered probit model gebruikt. Voor het geval van vijf mogelijke antwoorden zoals in onze vragenlijst (1='veel minder', 2='minder', 3='evenveel', 4='meer', 5='veel meer')⁷ ziet dit model er als volgt uit:

$$y^* = x'\beta + \varepsilon;$$

$$y = j \quad \text{als} \quad m(j-1) < y^* \leq m(j), \quad j = 1, 2, 3, 4, 5;$$

$$\varepsilon|x \sim N(0,1).$$

Hier is y de te verklaren variabele en x de vector van verklarende variabelen. De niet geobserveerde variabele y^* kan gezien worden als een continue variabele waarop het antwoord y gebaseerd is. De parameters $-\infty = m(0) < m(1) < m(2) < m(3) < m(4) < m(5) = \infty$ geven de klassegrenzen die bepalen welke y gerapporteerd wordt bij gegeven y^* . Deze parameters worden geschat samen met de hellingsparameters in de vector β . De storingsterm ε is standaard normaal verdeeld verondersteld, onafhankelijk van de verklarende variabelen x . In dit model wordt bijvoorbeeld de kans op één van de antwoorden ‘meer’ en ‘veel meer’ gegeven door

$$P(y \geq 4 | x) = 1 - F(m(3) - x'\beta).$$

Een positieve parameterschatting duidt dus op een positief verband tussen de betreffende verklarende variabele en de kans op een antwoord ‘meer’ of ‘veel meer.’

De resultaten zijn samengevat in Tabel 4. Voor de meeste vragen was de dummyvariabele voor risicodragende beleggingen niet significant, zelfs niet op het 10 of zelfs 20% niveau.⁸ Alleen voor luxe consumptiegoederen is de dummy variabele wel significant, maar met een positief in plaats van het verwachte negatieve teken. Dit betekent dat mensen met aandelen of beleggingsfondsen juist relatief meer zijn gaan uitgeven aan luxe consumptiegoederen, ondanks de tegenvallende ontwikkelingen op de aandelenmarkt. Al met al leveren de antwoorden op deze vragen dus geen overtuigend bewijs dat gezinnen zich bij hun consumptieve bestedingen door de ontwikkelingen op de financiële markten hebben laten beïnvloeden. Een nadere analyse op basis van paneldata die een langere periode bestrijken zou nodig zijn om hier echt conclusies aan te verbinden.

[Tabel 4]

Tabel 4: Schattingsresultaten ordered probit model

Tabel 5 beschrijft de antwoorden op de vragen naar gekozen spaar- en beleggingsvormen. De vraag is of gezinnen de laatste twee jaar in vergelijking met de jaren daarvoor meer of minder zijn gaan lenen, geld opzij zijn gaan zetten, risicovrij of risicodragend hebben belegd, en op de beurs actief zijn geweest. Men is wat minder geld gaan lenen en meer geld opzij gaan zetten.⁹ De gang naar de beurs en de investeringen in risicodragende beleggingen als aandelen en beleggingsfondsen lijken echter te zijn afgenomen. Dit laatste suggereert dat een aantal gezinnen wel degelijk de portefeuille heeft aangepast naar aanleiding van de ontwikkelingen op de aandelenmarkt.

[Tabel 5]

Tabel 5: Frequenties (in %) van de antwoorden op de vraag of men de laatste twee jaar in vergelijking met de periode van voor het jaar 2000 minder, evenveel of meer van onderstaande acties heeft ondernomen

De laatste vraag in deze categorie stelt dit motief rechtstreeks aan de orde: ‘Hebt u bij één of meer van de voorgenoemde uitgaven en/of beslissingen rekening gehouden met de ontwikkelingen op de aandelenbeurzen?’ Ruim de helft van de respondenten (50,5%) antwoordt hier ‘zeker niet’ en ruim een kwart (25,3%) ‘nauwelijks’; 14,9%

antwoordt ‘enigszins’ en 9,3% ‘zeer zeker.’ Regressieanalyses wijzen uit dat deze antwoorden significant gerelateerd zijn aan huishoudinkomen en vooral aan het bezit van risicodragende beleggingen: gezinnen met een hoger bruto inkomen en gezinnen die aandelen of beleggingsfondsen bezitten, hebben met grotere kans rekening gehouden met de ontwikkelingen op de financiële markten dan anderen.

Al met al kunnen we uit de gerapporteerde gegevens en de analyse niet concluderen dat mensen hun consumptiepatroon hebben aangepast aan de negatieve ontwikkelingen op de aandelenmarkt, of ze nu aandelen bezitten of niet. Wel hebben met name degenen die in risicodragende fondsen plegen te beleggen hun portefeuillekeuze aangepast.¹⁰

6. Invoering van het nieuwe belastingstelsel

De eerste vraag in deze categorie is of de financiële beslisser in het gezin op de hoogte was van de veranderingen in de fiscale behandeling van inkomsten uit sparen en beleggen in het nieuwe belastingstelsel. Uit de antwoorden blijkt dat veel mensen niet of nauwelijks op de hoogte waren van de veranderingen: 34,2% van de financiële beslissers beantwoordt de vraag ontkennend. Ruim een jaar na de ingangsdatum van het nieuwe stelsel, wekt dit enige verbazing.

Om te onderzoeken in hoeverre het antwoord op deze vraag samenhangt met achtergrondvariabelen, is een (binair) probit model geschat. De specificatie van dit model is als volgt:

$$P(y=1|x) = F(x'\beta).$$

Hier is x de vector van achtergrondvariabelen en β een vector van te schatten parameters. F is de verdelingsfunctie van de standaardnormale verdeling. De afhankelijke variabele y heeft de waarde 1 als iemand antwoordt op de hoogte te zijn geweest en 0 als dat niet het geval is.

Tabel 6 geeft de resultaten. Een positief teken betekent een positief verband tussen de kans dat iemand op de hoogte is en de betreffende variabele. Alle opgenomen variabelen zijn significant op 5% niveau. De kans dat een financiële beslisser op de hoogte was van de veranderingen in de fiscale behandeling van vermogensinkomsten stijgt met huishoudinkomen, leeftijd, opleidingsniveau, en gezinsgrootte. Opmerkelijk is dat, bij gegeven overige karakteristieken, ook het geslacht van de financiële beslisser een significante rol speelt, en dat vrouwen minder vaak rapporteren dat zij op de hoogte waren dan mannen.

[Tabel 6]

Tabel 6: Schattingsresultaten probit model met als te verklaren variabele het antwoord op de vraag of men op de hoogte was van de veranderingen in de fiscale behandeling van inkomsten uit sparen en beleggen in het nieuwe belastingstelsel

De volgende serie vragen informeert naar aanpassingen van financieel gedrag in reactie op de wijzigingen in het belastingstelsel. De frequentieverdelingen van de antwoorden op deze vragen zijn weergegeven in Tabel 7. Het feit dat veel mensen niet op de hoogte waren verklaart waarom veel mensen bij deze vragen ‘niet van toepassing’ invullen.

[Tabel 7]

Tabel 7: Frequenties (in %) van de antwoorden op de vraag in hoeverre de onderstaande stellingen als gevolg van de nieuwe belastingwetgeving van toepassing zijn

Het aantal respondenten dat aangeeft anders te zijn gaan beleggen als gevolg van het nieuwe belastingstelsel is tamelijk gering. Zo'n 4% van degenen die de vraag van toepassing achten antwoordt ‘zeer zeker’, en een kleine 7% antwoordt ‘enigszins’. De rest is niet of nauwelijks anders gaan beleggen.

Om te onderzoeken hoe het antwoord op deze vraag samenhangt met achtergrondkarakteristieken, is een ordered probit model gebruikt. De schattingsresultaten met als te verklaren variabele het antwoord op de vraag om men op de belastingwijzigingen gereageerd heeft door anders te gaan beleggen, zijn weergegeven in de eerste kolom van Tabel 8. De hogere inkomensgroepen zijn vaker anders gaan beleggen dan de huishoudens met een laag inkomen. Dit valt ook wel te verwachten, omdat de hogere inkomensgroepen sowieso meer beleggingsmogelijkheden gebruiken, en omdat ze meer merken van specifieke veranderingen in de sfeer van de vermogensbelasting. Leeftijd, geslacht en opleidingsniveau zijn in deze vergelijking niet significant (op 5% niveau).

[Tabel 8]

Tabel 8: Schattingsresultaten ordered probit model

De tweede kolom in Tabel 8 refereert aan de vraag of men meer informatie over aan- en verkoop van fondsen is gaan verzamelen als gevolg van het nieuwe belastingstelsel. De meeste mensen achten deze vraag niet van toepassing, maar van degenen die de vraag beantwoorden, antwoordt ruim 20% ‘zeer zeker’ of ‘enigszins’ (zie Tabel 7). Dit suggereert dat de herziening van het belastingstelsel een aantal mensen bewuster heeft gemaakt van de mogelijkheden van de aandelenmarkt. In feite biedt het nieuwe belastingstelsel hier geen duidelijke geringe aanleiding voor; koerswinsten waren onbelast in het oude stelsel, zodat de belastingen de prikkels om een hoog rendement te halen uit beleggingen in aandelen niet zullen hebben vergroot of verkleind. We hebben onderzocht hoe het al dan niet zoeken naar meer informatie samenhangt met achtergrondkenmerken. Leeftijd is hier significant (op 10% niveau). Met name de financiële beslissers met een leeftijd van 56 tot 65 jaar zijn meer informatie gaan verzamelen.

Het aantal mensen dat zegt meer transacties te zijn gaan ondernemen op de aandelenbeurzen is bijzonder gering (zie Tabel 7): ruim 2% van de ondervraagden antwoordt ‘zeer zeker’ of ‘enigszins,’ en dit is minder dan 10% van degenen die deze vraag van toepassing achten. De laatste kolom van Tabel 8 geeft aan in hoeverre dit

gerelateerd is aan achtergrondvariabelen. We vinden een stijgend patroon met leeftijd (tot een leeftijd van 65 jaar). Beleggers van middelbare tot pensioengerechtigde leeftijd zijn blijkbaar actiever geworden en wakker geschud door de belastingherziening. Misschien dat ook de discussie rond het pensioenstelsel en de uittreding van ouderen uit het arbeidsproces hierbij een rol hebben gespeeld. Het geslacht van de financiële beslisser is nu ook significant (op 5% niveau). Vrouwen hebben minder transacties ondernomen dan mannen.

Het volgende blok vragen gaat over specifieke aanpassingen van de portefeuille. In het oude stelsel werden koerswinsten niet belast en rente-inkomsten wel, hetgeen beleggen in aandelen aantrekkelijk maakte. In het nieuwe belastingstelsel is dit verschil er niet meer, en wordt over het financiële vermogen een heffing van 1,2% opgelegd, ongeacht of het vermogen in aandelen belegd is of op een spaarrekening staat. Hiermee vervalt dus het belastingvoordeel van beleggingen in (geen dividend uitkerende) aandelen. In reactie hierop zouden mensen kunnen besluiten meer geld op spaarrekeningen te zetten. Voor zo'n kleine 10% van alle respondenten blijkt dit inderdaad ('enigszins' of 'zeer zeker'; zie Tabel 7) het geval te zijn.

De eerste kolom van Tabel 9 laat zien dat met name de laag opgeleiden, en de kleinere huishoudens meer geld op een spaarrekening zijn gaan zetten. Ook inkomen speelt een significante rol, en de hogere inkomensgroepen zijn meer gaan sparen. Dit correspondeert met het feit dat zij ten tijde van het oude stelsel waarschijnlijk het meest profiteerden van de belastingvrije koerswinsten. Ietwat verrassend hebben hoog opgeleiden zich minder van de belastingwijziging aangetrokken dan lager opgeleiden.

[Tabel 9]

Tabel 9: Schattingsresultaten ordered probit model

Slechts een klein aantal gezinnen heeft in reactie op de belastingherziening de aflossing op leningen verhoogd. Zo'n 10% van degenen op wie de vraag van toepassing is zegt dit 'zeer zeker' of 'enigszins' gedaan te hebben (Tabel 7). Verhoogde aflossingen zouden een rationele reactie kunnen zijn op de wijziging in het belastingstelsel, omdat voor uitstaande leningen (exclusief hypotheek op een eigen woning) nu ook slechts een fictief rendement kan worden afgetrokken, en niet de veel hogere feitelijk betaalde rente die in het oude stelsel aftrekbaar was. Uit de tweede kolom van Tabel 9 valt af te lezen dat alleen leeftijd significant is (op 10% niveau) in het ordered probit model dat verklaart of mensen de aflossingen op hun lening verhoogd hebben. Jongere financiële beslissers hebben dit vaker gedaan dan ouderen (65 jaar en ouder).

Ruim 72% acht de vraag waarom men minder is gaan beleggen op de aandelenbeurzen niet van toepassing. Dit zijn voornamelijk gezinnen die nooit op de aandelenbeurs belegd hebben of niet op de hoogte waren van de gevolgen van de belastingherziening. Van de overige 28% zegt bijna één op de vijf respondenten dat ze zeker of enigszins minder op de aandelenbeurzen zijn gaan beleggen. De ordered probit resultaten (Tabel 9, kolom 3) laten zien dat wederom vooral ouderen minder zijn gaan beleggen op de aandelenbeurzen.

De andere twee vragen in deze categorie gaan in feite over hetzelfde punt als de vraag naar het vergroten van de inleg op spaarrekeningen: het nieuwe stelsel maakt beleggen in aandelen minder aantrekkelijk en leidt mogelijk tot substitutie van aandelen en beleggingsfondsen door spaarrekeningen, deposito's, en andere vastrentende beleggingsvormen. De antwoorden suggereren dat slechts in geringe mate van zulke substitutie sprake zal zijn: slechts 4,2% van alle gezinnen is meer gaan beleggen in risicovrije fondsen, en slechts 4,0% heeft de beleggingen in risicodragende fondsen verminderd. Uit de laatste twee kolommen van Tabel 9 blijkt dat ouderen vaker dan jongeren hun toevlucht hebben genomen tot risicovrije fondsen in plaats van risicodragende fondsen.

Wanneer we alle ordered probit schattingen naast elkaar zetten, ontstaat een consistent beeld van verschillen tussen de reacties van jongeren en ouderen op de nieuwe fiscale behandeling van vermogensinkomsten. Vergeleken met jongeren verzamelen ouderen meer informatie en zijn ze vaker overgegaan tot substitutie van aandelen en beleggingsfondsen door vastrentende waarden.

Groene en sociaal-ethische beleggingen

Groene en sociaal-ethische beleggingen krijgen in het nieuwe belastingstelsel een voorkeursbehandeling. Tot een bepaalde drempel (bijna 47.000 euro per individu; meer als ook in 2000 al in dezelfde fondsen belegd werd) zijn deze beleggingen belastingvrij. Vergeleken met andere beleggingen levert dit dus een belastingvoordeel op van 1,2% van het ingelegde bedrag. Daar bovenop komt nog een korting op het inkomen uit werk en wonen van 1,3% van het vrijgestelde bedrag. Toch rapporteert slechts 6,2% van alle gezinnen dat van deze regeling gebruik wordt gemaakt.

De schattingsresultaten in Tabel 10 hebben betrekking op een (binair) probit model dat verklaart of gezinnen van deze regeling gebruik maken door in groene of sociaal-ethische fondsen te beleggen. Inkomen, gezinsgrootte, opleiding en geslacht van de financiële beslisser zijn hierin niet significant. De kans dat het gezin groene of sociaal-ethische beleggingen heeft neemt toe met de leeftijd van de financiële beslisser (in het bijzonder voor de leeftijd van 65 jaar en ouder).

[Tabel 10]

Tabel 10: Schattingsresultaten probit model met als te verklaren variabele het antwoord op de vraag of men gebruik maakt van de fiscale regeling met betrekking tot beleggingen in groene en/of sociaal-ethische fondsen

Van de gezinnen met groene of sociaal-ethische fondsen geeft ruim 65% aan dat het belastingvoordeel zeker of enigszins een argument is om deze fondsen aan te houden (zie Tabel 11). Anderzijds zegt bijna 29% dat ze zeker ook in dit soort fondsen zouden beleggen als er geen belastingvoordeel aan vast zou zitten. Ruim 57% van degenen met groene of sociaal-ethische fondsen geven aan dat zij nog meer in deze fondsen zouden beleggen als de drempel voor belastingvrijstelling hoger zou zijn. Vanwege de lage aantallen (alleen de 70 respondenten met groene of sociaal-ethische beleggingen geven antwoord op deze vragen) geven ordered probit schattingen hier onnauwkeurige resultaten. Deze worden dan ook niet gepresenteerd.

De nieuwe regering heeft aangekondigd het belastingvoordeel van groene en sociaal-ethische beleggingen te zullen gaan afschaffen. Bovenstaande resultaten geven aan dat van het belastingvoordeel zoals verwacht een belangrijke prikkel uitgaat om in deze fondsen te beleggen, en dat ook het ingelegde bedrag gerelateerd is aan de belastingregels. Anderzijds suggereert het feit dat bijna een derde van de bezitters van deze fondsen ook hierin zou beleggen als er geen belastingvoordeel was, dat de vraag naar groene en sociaal-ethische beleggingen niet geheel zal verdwijnen als het belastingvoordeel inderdaad wordt afgeschaft. Wellicht kan dit een argument zijn voor banken en beleggingsinstellingen om de mogelijkheid voor groene en sociaal-ethische beleggingen in één of andere vorm te handhaven.

[Tabel 11]

Tabel 11: Frequenties (in %) van de antwoorden op de vraag in hoeverre de onderstaande stellingen van toepassing zijn

Ten slotte zijn ook enkele vragen gesteld naar de motieven van de veel grotere groep gezinnen die niet in groene of sociaal-ethische fondsen belegt (1056 gezinnen). Bijna de helft van hen geeft aan niet of nauwelijks op de hoogte te zijn van de mogelijkheid om in groene of sociaal-ethische fondsen te beleggen (bij deze vraag is niet naar het belastingvoordeel gerefereerd). De ordered probit schattingen in Tabel 12 geven aan dat of men op de hoogte was positief gecorreleerd is met gezinsgrootte en huishoudinkomen. Ook neemt de kans dat men op de hoogte was toe met leeftijd en opleidingsniveau van de financiële beslissers. Vrouwelijke financiële beslissers zijn minder vaak op de hoogte dan hun mannelijke collega's. Iets minder mensen geven aan ook op de hoogte te zijn van het bijkomende belastingvoordeel (46,3%; zie tabel 11). Ordered probit schattingen geven hier hetzelfde beeld als in het geval waarbij alleen maar wordt gevraagd of men überhaupt op de hoogte is van de mogelijkheid te beleggen in maatschappelijke fondsen.

Slechts 19,1% van degenen zonder groene of sociaal-ethische fondsen zijn niet in het bezit van deze fondsen omdat ze denken dat dit een te klein rendement oplevert. Alleen het geslacht van de financiële beslissers is hierop significant van invloed (zie de laatste kolom van Tabel 12). Vrouwen vinden het lage rendement minder vaak een reden om niet in deze fondsen te beleggen dan mannen.

[Tabel 12]

Tabel 12: Schattingsresultaten ordered probit model

7. Conclusies

In dit preadvies is gekeken naar de financiële portefeuilles van Nederlandse gezinnen met behulp van speciaal voor dit onderzoek verzamelde steekproefgegevens. Allereerst is onderzocht welke vermogensvormen worden aangehouden. Door de nieuwe gegevens te vergelijken met oudere gegevens uit de CentER Savings Survey, is een beeld geschetst van de ontwikkelingen gedurende het afgelopen decennium. De resultaten suggereren dat de participatie in aandelen en beleggingsfondsen zich de laatste jaren gestabiliseerd heeft. Aan de groei in het percentage gezinnen dat deze

fondsen aanhoudt lijkt een einde te zijn gekomen. Van een teruggang als gevolg van dalende rendementen lijkt echter (nog) geen sprake.

De theoretische modellen over portefeuillekeuze zijn veelal een gestileerde weergave van de werkelijkheid en zijn niet of nauwelijks in staat te verklaren waarom zoveel mensen geen aandelen of beleggingsfondsen bezitten. Modellen die de invloed van belastingheffing in beeld brengen geven lang niet altijd eenduidige uitkomsten. Empirisch werk moet daarom uitsluitsel geven.

Koppeling van empirische modellen aan de structurele theoretische modellen staat nog in de kinderschoenen en wordt ook in dit preadvies niet nagestreefd. Wel hebben we specifieke vragen geanalyseerd die rechtstreeks inzicht geven in sommige aspecten van de financiële beslissingen. Met name is hierbij gekeken naar reacties op de ontwikkelingen op de aandelenmarkten en het nieuwe belastingstelsel.

We vinden geen ondersteuning voor de hypothese dat de negatieve ontwikkelingen op de aandelenmarkten in 2000 en 2001 een remmende invloed zouden hebben gehad op de consumptie. Wel hebben deze ontwikkelingen de portefeuillekeuze beïnvloed. Degenen die in aandelen en beleggingsfondsen plegen te beleggen, hebben wat meer hun toevlucht gezocht in spaarrekeningen.

In de reacties op de gewijzigde behandeling van vermogensinkomsten in het nieuwe belastingstelsel, vinden we opmerkelijke verschillen tussen ouderen en jongeren. Een groep oudere gezinnen heeft zich afgekeerd van de aandelenmarkt en is overgegaan tot substitutie van aandelen en beleggingsfondsen voor vastrentende waarden.

Het beleggen in groene of sociaal-ethische fondsen is ondanks de voorkeursbehandeling in het nieuwe belastingstelsel weinig populair. Dat geldt met name voor de jongere gezinnen die nauwelijks op de hoogte lijken te zijn van de mogelijkheid om in groene of sociaal-ethische fondsen te beleggen. Van degenen die in groene en sociaal-ethische fondsen beleggen, zegt de meerderheid dat het belastingvoordeel hiervoor een belangrijke reden is, maar één op de drie geeft aan dat ze ook zo zouden beleggen als er geen belastingvoordeel aan vast zou zitten.

De samenstelling van de financiële portefeuilles van Nederlandse gezinnen en de overwegingen die bij deze beslissingen een rol spelen, zijn om diverse redenen van belang voor sociaal-economisch beleid. In de inleiding hebben we al opgemerkt dat de houding van het publiek ten opzichte van grote bedrijven en de manier waarop de regering omgaat met het bedrijfsleven veranderd is door de verspreiding van het bezit van aandelen en beleggingsfondsen in grote kring. Het fiscale beleid van de regering en het monetaire beleid van de Nederlandsche Bank of de Europese Centrale Bank worden met andere ogen bekeken door degenen die hun vermogen in aandelen hebben belegd dan door mensen met alleen een 'ouderwetse' spaarrekening. Van belang is echter ook dat het beleggingsgedrag uitermate heterogeen is, waardoor beleidsmaatregelen welhaast automatisch voor sommige groepen andere gevolgen hebben dan voor andere groepen. Zo lang als de aandelenbezitters vooral te vinden zijn onder de hoger opgeleiden, de hogere inkomens, en degenen met de hogere financiële vermogens, zal een vriendelijke fiscale behandeling van het bedrijfsleven van invloed zijn op de welvaartsverdeling en uiteindelijk nog steeds vooral de

welgestelden ten goede komen. Het valt te overwegen dit soort effecten mee te nemen in de inkomensplaatjes ter beoordeling van voorgenomen beleidsmaatregelen.

Onze gegevens over bekendheid met het nieuwe belastingstelsel en in het bijzonder de regelingen voor groene en sociaal-ethische fondsen suggereren iets soortgelijks. In de standaard theoretische modellen wordt verondersteld dat mensen volledig op de hoogte zijn van belastingregels en andere externe factoren. Uit ons onderzoek blijkt dat dit voor een groot aantal gezinnen niet het geval is. Bovendien is de hoeveelheid informatie die men heeft positief gecorreleerd met de hoogte van het inkomen, zodat er een positief verband is tussen het inkomensniveau en de mate waarin geprofiteerd wordt van de mogelijkheden die het belastingstelsel biedt. Het impliceert dat van bepaalde belastingvoordelen een niet-bedoelde denivellerende werking kan uitgaan. Vereenvoudiging van de regels of (nog) betere voorlichting lijken aangewezen om dit effect te neutraliseren.

Dit moet natuurlijk niet worden opgevat als een argument om allerlei belastingvoordelen dan maar af te schaffen. Zo is het stimuleren van groene en sociaal-ethische beleggingen in eerste instantie bedoeld om investeringen in maatschappelijk gewenste activiteiten te bevorderen. Onze analyse wijst uit dat hiervan meer gebruik zou kunnen worden gemaakt als er meer bekendheid aan gegeven wordt, en dat het afschaffen van het belastingvoordeel het groen en sociaal-ethisch beleggen niet zal doen verdwijnen maar toch wel sterk zal reduceren. Het gebruik van bedrijfsspaarregelingen door werknemers is veel minder sterk gerelateerd aan inkomen en vermogen (Alessie et al., 2001a) en het afschaffen hiervan zal juist door de kleine belegger het meest gevoeld worden.

Andere aspecten van de portefeuillekeuze die van belang zijn voor het sociaal-economisch beleid maar in ons onderzoek nauwelijks aan de orde zijn gekomen, zijn het bezit van de eigen woning en de bijbehorende hypotheek, de fiscale behandeling van lijfrenten en kapitaalverzekeringen, en de beslissingen met betrekking tot gedeeltelijke of volledige vervroegde uittreding uit de arbeidsmarkt. Voor huiseigenaren is de investering in het eigen huis verreweg de belangrijkste beleggingsvorm. Uiteraard zijn beslissingen over investeringen in het eigen huis en de samenstelling van de financiële portefeuille sterk aan elkaar gerelateerd. Flavin en Yamashita (2002) benadrukken het risicodragende karakter van de belegging in het eigen huis, waarvan een negatieve werking uitgaat op het aanhouden van risicodragende financiële fondsen.¹¹ Het lijkt dan ook nuttig het fiscale beleid ten aanzien van de eigen woning in samenhang te beschouwen met de fiscale behandeling van (andere) vermogensinkomsten.

Van den End et al. (2002) vinden dat de oudedagsvoorziening een belangrijke motivatie is voor het aanhouden van beleggingsfondsen en aandelen voor met name de hogere inkomensgroepen. Natuurlijk spelen ook lijfrenten en koopsompolissen en het eigen huis een grote rol bij het opbouwen van de oudedagsvoorziening. De ontwikkelingen op de huizenmarkt en de aandelenmarkten kunnen daarom van invloed zijn op de arbeidsparticipatie van ouderen en het optimale moment van uittreden. Ervan uitgaande dat de aandelenkoersen zich op de langere termijn gunstig blijven ontwikkelen, kan dit de arbeidsparticipatie van ouderen in de hogere inkomenscategorieën negatief beïnvloeden, zodat beleidsmaatregelen die erop gericht zijn de participatie van deze groep te bevorderen wellicht onvoldoende zullen zijn.

Al met al kunnen we stellen dat de belangstelling voor de vermogensportefeuilles van huishoudens zowel in wetenschappelijke als maatschappelijke kring sterk is toegenomen. Ons overzicht van de bestaande literatuur maakt duidelijk dat naast theoretische inzichten empirisch onderzoek hiervoor onontbeerlijk is. Beslissingen op basis van onvolledige informatie en andere dan uitsluitend economische argumenten zijn aan de orde van de dag. Bovendien hangen veel beslissingen onderling samen. Beleidsmakers zullen er goed aan doen hier rekening mee te houden, maar ondanks de vorderingen die de laatste decennia gemaakt zijn, lijkt het nog veel te vroeg om aan te kunnen geven hoe dat precies moet.

Referenties

Alessie, R., Hochguertel, S. & Soest, A. van (2001a) Non-take-up of tax-favored savings plans: are household portfolios optimal? *CentER discussion paper*, 2001-71.

Alessie, R., Hochguertel, S. & Soest, A. van (2001b), Ownership of stocks and mutual funds: a panel data analysis. *CentER discussion paper*, 2001-94.

Alessie, R., Hochguertel, S. & Soest, A. van (2002) Household Portfolios in the Netherlands. In: L. Guiso, M. Haliassos & T. Jappelli (Red.) *Household Portfolios*. Cambridge: MIT Press (341-388).

Bertaut, C. & Starr-McCluer, M (2002), Household Portfolios in the United States. In: L. Guiso, M. Haliassos & T. Jappelli (Red.) *Household Portfolios*. Cambridge: MIT Press (181-218).

Bodie, Z., Miller, R. & Samuelson, W. (1991) Labor supply flexibility and portfolio choice in a life-cycle model. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 16, 427-449.

Carroll, C.D. (2000), Why do the rich save so much? In: J.B. Slemrod (Red.) *Does Atlas shrug? The economic consequences of taxing the rich*. Cambridge: Harvard University Press.

End, W.A. van den, Kakes, J.I., Rooij, M.C.J. van & Stokman, A.C.J. (2002) Vermogensbeheer Nederlandse gezinnen: analyse op basis van een enquête, onderzoeksrapport WO nr. 687, De Nederlandsche Bank.

Flavin, M. & Yamashita, T. (2002) Owner-occupied housing and the composition of the household portfolio. *American Economic Review*, 92(1), 345-362.

Gollier, C. (2002) What does theory have to say about household portfolios? In: L. Guiso, M. Haliassos & T. Jappelli (Red.) *Household Portfolios*. Cambridge: MIT Press (27-54).

Gollier, C. & Zeckhauser, R.J. (2002) Time horizon and portfolio risk. *Journal of Risk and Uncertainty*, nog te verschijnen.

Guiso, L. & Jappelli, T. (2002), Household Portfolios in Italy. In: L. Guiso, M. Haliassos & T. Jappelli (Red.) *Household Portfolios*. Cambridge: MIT Press (251-290).

Guiso, L., Haliassos, M. & Jappelli, T. (Red.) (2002), *Household Portfolios*. Cambridge: MIT Press.

Haliassos, M. & Bertaut, C. (1995) Why do so few people hold stocks? *Economic Journal*, 105, 1110-1129.

Haliassos, M. & Michaelides, A. (2002), Calibration and computation of household portfolio models. In: L. Guiso, M. Haliassos & T. Jappelli (Red.) *Household Portfolios*. Cambridge: MIT Press (55-102).

Hochguertel, S. & Soest, A. van (2001) The relation between financial and housing wealth: evidence from Dutch households. *Journal of Urban Economics*, 49(2), 374-403.

Hochguertel, S., Alessie, R. & Soest, A. van (1997) Saving accounts versus stocks and bonds in household portfolio allocation. *Scandinavian Journal of Economics*, 99, 81-97.

Hurd, M. (2002), Portfolio holdings of the elderly. In: L. Guiso, M. Haliassos & T. Jappelli (Red.) *Household Portfolios*. Cambridge: MIT Press (431-472).

Kocherlakota, N. (1996) The equity premium: it's still a puzzle. *Journal of Economic Literature*, 34, 42-71.

König, H., Laisney, R., Lechner, M. & Pohlmeier, W. (1995) Tax illusion and labour supply of married women: evidence from German data. *Kyklos*, 48, 347-368.

Mehra, R. & Prescott, E. (1985), The equity premium: a puzzle. *Journal of Monetary Economics*, 10, 335-339.

Nyhus, E.K. (1996), The VSB-CentER Savings Project: Data Collection Methods, Questionnaires and Sampling Procedures, VSB-CentER Savings Project Progress Report, No. 42, Universiteit van Tilburg.

Poterba, J.M. (2001), Taxation, risk-taking and household portfolio behavior. In: Auerbach, A & Feldstein, M. (Red.) *Handbook of Public Economics*. Amsterdam: North-Holland.

Poterba, J.M. (2002), Taxation and Portfolio Structure: Issues and Implications. In: L. Guiso, M. Haliassos & T. Jappelli (Red.) *Household Portfolios*. Cambridge: MIT Press (103-142).

Von Neumann, J. & Morgenstern, O. (1944), *Theory of games and economic behavior*. Princeton: Princeton University Press.

Noten

1. De auteurs zijn CentERdata en de Faculteit der Economische Wetenschappen van de Universiteit van Tilburg erkentelijk voor het subsidiëren van de dataverzameling en bedanken Rob Alessie en Lex Hoogduin voor constructief commentaar.
2. Eigen berekeningen op basis van de CentER Savings Survey.
3. Cijfers afkomstig uit Guiso, Haliassos, en Jappelli (2002), p. 190 en p. 296.
4. Deze passage komt uit Alessie, Hochguertel en Van Soest (2001b), die zich baseren op citaten uit The Economist en The Financial Times.
5. CentERdata is een instituut dat gespecialiseerd is in gegevensverzameling via Internet, en is verbonden aan de Universiteit van Tilburg (UvT).
6. CentER is het onderzoeksinstituut van de Economische Faculteit van de UvT.
7. De antwoorden ‘niet van toepassing’ zijn hier en in alle volgende ordered probit modellen buiten beschouwing gelaten.
8. Het vermogen dat belegd is in het huis vormt de belangrijkste andere risicodragende belegging. Huiseigenaren zouden daarom anders kunnen reageren dan huurders. Een dummyvariabele die aangeeft of iemand huiseigenaar is, blijkt echter in geen van de regressies significant te zijn. Deze dummy is daarom niet opgenomen in de specificaties in Tabel 4.
9. De categorie ‘niet van toepassing’ (n.v.t.) bevat gezinnen die nooit geld lenen of opzij zetten, die niet risicovrij of risicodragend beleggen, enzovoorts.
10. Dit blijkt eens te meer uit de vraag ‘Hebt u sinds het jaar 2000 uw geld anders belegd?’ Ruim 11% van de respondenten geeft hierop een bevestigend antwoord, met name investeerders in aandelen of beleggingsfondsen.
11. Hochguertel en Van Soest (2001) doen empirisch onderzoek voor Nederland. Ze vinden onder andere dat een hogere huizenprijs de gemiddelde omvang van het financiële vermogen (risicovrij of risicodragend) positief beïnvloedt.