

EEN GRATIS KOFFIETOESTEL EN **miko** KWALITEITSKOFFIE

Elk uur van de dag
verse koffie op kantoor!



KIES VOOR DE PROBLEEMLOZE
miko COFFEE SERVICE!

- Gratis professioneel koffietoestel in bruikleen.
- Gratis onderhoud en vervanging: geen verborgen kosten!
- Handige voorgedoseerde filters voor minstens 15 kopjes.
- Een kop koffie kost u **minder** dan 2,5 BEF
- Uitgebreide keuze kwaliteitskoffies en "Coffee related products".
- Teleservice voor uw bestellingen.
- Snelle levering.



Toonaangevend in "Office Coffee Service"
Meer dan 9.000 tevreden klanten!

© Miko Coffee Service n.v. ■ Hermesstraat 22, B-1930 Zaventem ■ ☎ +32 (0)2 - 714 10 90 ■ 📠 +32 (0)2 - 714 10 99
✉ info.mcs@miko.be ■ http://www.miko.be ■ H.R.Brussel 482510 ■ BTW BE 429.197.393



Begeleiden
naar

nieuwe opportuniteiten

Wie in schoonheid wil eindigen, neemt ook bij gedwongen vertrek zijn af haar verantwoordelijkheid. Ongeacht de omstandigheden. Soms hoeft het zelfs niet eens tot een breuk te komen. VVO adviseert zowel bij **outplacement, loopbaanplanning, career counselling** als bij **jobbegeleiding van partners en expatriates**. VVO engageert zich verregaand, biedt aantrekkelijke garanties en werkt met een specifieke en gepersonaliseerde aanpak. Contacteer ons tijdig en geheel vrijblijvend.



V.V.O.

Lid CareerNet Europe

consulenten: **Frieda Buyse**
Roger De Cadt
Casimir Decavele
Christine Draguet

psychologen: **Dr. Jacques Claes**
Helena Crockaert

ANTWERPEN-AARTSELAAR
Tel. (03)870 46 07 • Fax (03)887 10 16
e-mail: bc.aartselaar@skynet.be

ZAVENTEM
Tel. (02)757 90 24 • Fax (02)757 90 61
e-mail: bc.zaventem@online.be

Erkenning VG.08.020 en VG.08.008

IN PETS

Geert Van Campenhout *

De determinanten van de gezinsspaarquote op basis van macro-economische data

Trefwoorden: gezinssparen; gezinsspaarquote; determinanten

Het spaargedrag is een belangrijk gegeven in de economische kringloop, onder meer door het verband dat bestaat met groei en investeringen. De belangrijkste positieve component van het nationale sparen is het gezinssparen. Een degelijk inzicht in de determinanten van deze gezinsspaarquote is dus niet onbelangrijk. In het theoretische gedeelte worden de spaarmotieven en -determinanten besproken. De determinanten worden ingedeeld in drie groepen: economische en (semi-)demografische factoren en het overheidsbeleid. In het empirische gedeelte wordt eerst een literatuuroverzicht van de empirische determinanten gegeven. Vervolgens wordt de gezinsspaarquote van dertien OESO-landen voor de periode 1960-1995 bestudeerd. Een eerste beeld van het verloop van de gezinsspaarquoten wordt gevormd aan de hand van een grafische analyse en een opsplitsing van de variatie. Daarnaast wordt de verklaringskracht van de verschillende determinanten getest door een regressieanalyse uit te voeren, zowel op basis van panel data als op basis van gegevens voor de individuele landen. Dit stelt ons in staat om de robuuste determinanten te bepalen.

1. Inleiding

Het spaargedrag vervult een belangrijke rol in de economische kringloop, onder meer door zijn wisselwerking met de economische groei. Zo toont een groot aantal empirische studies aan dat er een positieve corre-

* Universiteit Antwerpen (RUCA).

De auteur wenst Jan Annaert, Edward Deweydt, Steve Van Uytbergen en twee anonieme referenten te danken voor hun opmerkingen en suggesties.

Economisch en Sociaal Tijdschrift, 2001/3, blz. 495-535

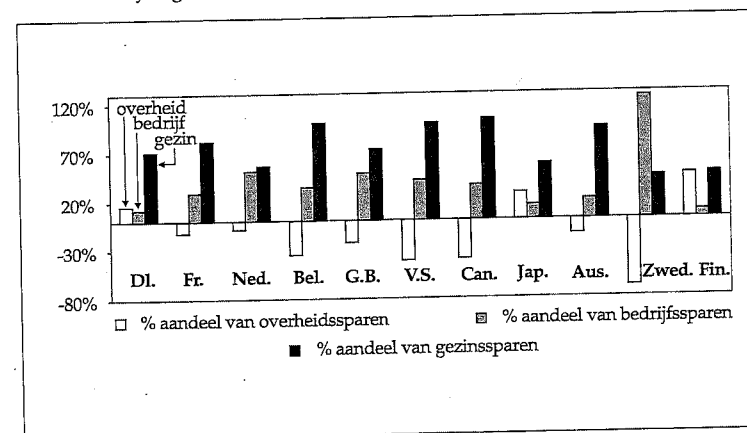
latie bestaat tussen economische groei en de spaarquote. Over de richting van beïnvloeding is er minder overeenstemming. Op theoretisch vlak geven neoklassieke modellen, zoals het basismodel van Solow (1956), aan dat economieën met een hoge spaarquote in de overgangperiode tussen twee langetermijnevenwichten ('steady states') sneller zullen groeien dan landen met een lage spaarquote. Op korte termijn resulteert een toename van de spaarquote tijdelijk in een hogere groeivoet. Modellen die voortbouwen op de endogene groeitheorie (bijv. Lucas, 1988), voorspellen dat hogere spaarquoten de groeivoet permanent kunnen verhogen. Beide stromingen zien het spaargedrag evenwel als een van de determinanten van economische groei. De modellen op basis van de levenscyclushypothese (LCH) van Modigliani en Brumberg (1954) en de consumptiemodellen die gewoontevorming incorporeren (zie bijv. Deaton, 1992), impliceren een omgekeerde causaliteit. In de LCH wordt verondersteld dat jongeren een hogere spaarneiging hebben dan ouderen. Een toename van de groei resulteert in een relatieve stijging van de totale middelen over de levenscyclus van jongeren t.o.v. de middelen van de ouderen. Bijgevolg zal ook de geaggregeerde gezinsspaarquote toenemen. Gewoontevorming heeft tot gevolg dat consumptie traag reageert op een onverwachte groei van het inkomen, waardoor de besparingen op korte termijn stijgen.

Gezien het belang van het spaargedrag, is het belangrijk een degelijk inzicht te hebben in de determinanten ervan. Een studie van het nationale sparen zou een analyse inhouden van het spaargedrag van de drie basis-huishoudingen: overheid, bedrijven en gezinnen. Uit figuur 1 leiden we af dat het gezinssparen de belangrijkste positieve component vormt van het totale sparen, terwijl de overheid overwegend ontspaat. We zullen ons in dit artikel dan ook beperken tot de bespreking van de determinanten van de gezinsspaarquote.¹ De gezinsspaarquote wordt in dit artikel, naar analogie van Poterba (1994, blz. 2), gedefinieerd als de netto-besparingen van de gezinnen gedeeld door de lopende ontvangsten verminderd met de directe belastingen en de andere lopende uitgaven naar de overheid.

Op empirisch vlak concentreren studies zich vaak op één aspect of enkele determinanten van het spaargedrag. Dit komt tot uiting in het beperkte aantal variabelen dat in een model wordt opgenomen als mogelijke

1 Sommige studies maken gebruik van de private spaarquote (gezinsspaarquote + bedrijfsspaarquote).

Figuur 1. Procentueel aandeel van de drie sectoren in het totale sparen: landelijke gemiddelden voor de periode 1960-1995.



Opmerking

Het totale sparen is gelijk aan 100%. De landen zijn respectievelijk Duitsland, Frankrijk, Nederland, België, Groot-Brittannië, de Verenigde Staten, Canada, Japan, Australië, Zweden en Finland. Voor Zwitserland en Oostenrijk waren onvoldoende of geen gegevens beschikbaar.

Bron: eigen berekeningen op basis van OESO, Statistical Compendium, National Accounts II.

verklarende determinanten. Bovendien is het empirisch onderzoek naar het spaargedrag op basis van panel data relatief schaars. Dit artikel speelt hierop in door een aanzienlijk aantal verklarende variabelen te testen voor dertien OESO-landen voor de periode 1960-1995. Bovendien wordt getracht de gezinsspaarquote zo nauwkeurig mogelijk te berekenen. De spaarquoten worden herrekend op basis van de verschillende componenten van de gehanteerde definitie (Poterba, 1994, blz. 2, zie ook bijlage 3). Verder worden steeds de meest recent beschikbare data genomen om zoveel mogelijk rekening te houden met mogelijke herzieningen.²

2 De data zijn soms niet beschikbaar in de recentste editie van de databank maar wel in oudere edities. In dit geval werd erop gelet dat voor elk jaar de meest recent beschikbare cijfers werden genomen. De verschillen tussen de herziene en de oorspronkelijke data als gevolg van herrekeningen en correcties zijn soms aanzienlijk. Ter illustratie: de gezinsspaarquote voor België in 1982 is gelijk aan 11,52% of 14,31% naargelang de cijfers uit de editie 1984 of 1996 gebruikt worden. Hierdoor kan men twijfelen aan de

De structuur van het artikel is als volgt. In het theoretische gedeelte worden de spaarmotieven besproken en geven we een overzicht van de mogelijke determinanten, die worden opgesplitst in drie groepen: economische factoren, (semi-)demografische factoren en het overheidsbeleid. Het empirische gedeelte begint met een overzicht van de empirische determinanten in de bestaande literatuur. Vervolgens worden de spaarquoten visueel weergegeven en maken we een opsplitsing van de variantie. Ten slotte wordt een regressieanalyse uitgevoerd. Dit stelt ons in staat om de significante determinanten en hun teken van beïnvloeding te bepalen.

2. Theorie van het gezinssparen

Er kunnen twee theoretische hoofdstromen onderscheiden worden die een sterke invloed hebben gehad op het onderzoek met betrekking tot het gezinssparen. In een eerste categorie bevinden zich de modellen op basis van de permanente inkomenshypothese (PIH) van Friedman (1957) en de levenscyclushypothese van Modigliani en Brumberg (1954)³. De PIH-modellen nemen aan dat de spaarder een oneindige keuzehorizon heeft. De LCH-modellen veronderstellen een eindige keuzehorizon. Een tweede categorie van onderzoek vertrekt van de schatting van de keynesiaanse consumptiefunctie, die een verband legt tussen consumptie en huidig inkomen, dit in tegenstelling tot PIH- en LCH-modellen, die zich richten op een intertemporele analyse van het spaargedrag over de levensloop. Een volledige bespreking van de theoretische modellen is voor dit artikel niet relevant, aangezien ze niet expliciet getest worden. Onze aandacht zal voornamelijk gaan naar de mogelijke empirische determinanten die de gezinsspaarquote beïnvloeden.

A. Spaarmotieven

Om een grondig inzicht te krijgen in het spaargedrag, gaan we hier even dieper in op de verschillende *spaarmotieven*. Algemeen worden drie

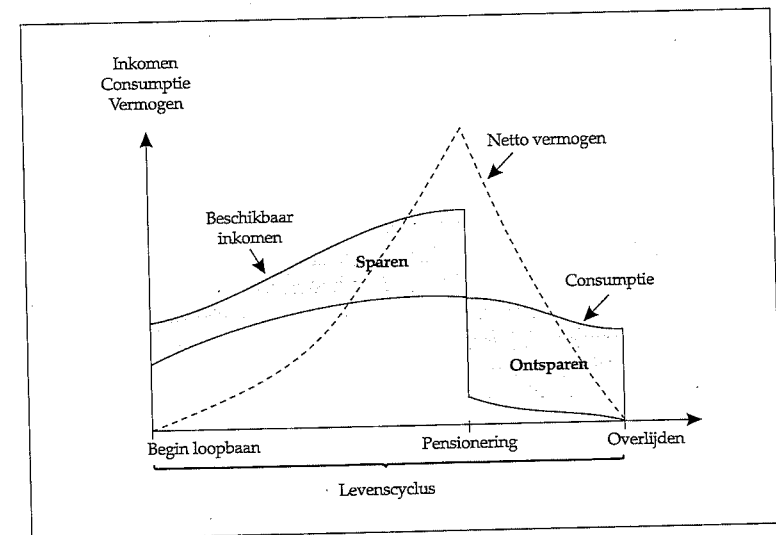
nauwkeurigheid van de recentste data, die slechts in beperkte mate zijn herzien. Deze problematiek komt ook aan bod in Koskela (1989, blz. 1495) als een van de kritieken op Graham (1987).

3 Modigliani, Ando en Brumberg (1954, 1957) ontwikkelden verschillende versies van de LCH.

hoofdmotieven onderscheiden, in het bijzonder het pensioensparen, het voorzorgssparen en het sparen op grond van het solidariteitsmotief (Sturm, 1983, blz. 148-153). Daarnaast bestaat er nog een vierde motief dat aanzet tot sparen, nl. het doelsparen. Het pensioensparen en het sparen uit solidariteit manifesteren zich op lange termijn. Het voorzorgssparen en het doelsparen uit zich op de korte tot middellange termijn (Dean, 1990, blz. 34). We merken op dat het spaargedrag het resultaat zal zijn van een combinatie van motieven.

Over de gehele levensduur genomen valt het inkomens- en consumptiepatroon van gezinnen niet perfect samen, onder meer door de terugval van het ontvangen inkomen na pensionering. Het *pensioensparen* anticipeert hierop door tijdens de actieve levensfase financiële activa op te bouwen die de consumptie na de pensionering financieren. Dit stelt het individu in staat om zijn consumptiepatroon af te vlakken. Dit motief is kwantitatief het belangrijkste en ligt aan de basis van de LCH. De basisveronderstelling van dit model is dat het gezin gedurende de verschillende onderscheiden levensfasen zijn consumptie maximaliseert, ge-

Figuur 2. De evolutie van het inkomen, de consumptie, de besparingen en het nettovermogen tijdens de levenscyclus.



Bron: Sturm, 1983, blz. 160.

ven zijn beschikbare middelen. Figuur 2 geeft grafisch de evolutie weer van het spaargedrag tijdens de levenscyclus.

De levenscyclus wordt onderverdeeld in twee perioden: de economisch actieve periode, die gekenmerkt wordt door besparingen, en de periode die loopt vanaf de pensioendatum tot en met het overlijden, waarin ontspaard wordt. In de actieve periode wordt er nettovermogen opgebouwd, aangezien de consumptie kleiner is dan het beschikbare inkomen. De spaarinspanningen worden volgehouden tot de datum van pensionering. Op dit punt in de levenscyclus bereikt het nettovermogen zijn maximale waarde. Door een sterk gereduceerd beschikbaar inkomen wordt er in de tweede fase ontspaard om het consumptiepeil te stabiliseren.

Sommige gezinnen sparen tijdens hun actieve fase meer dan nodig is om hun consumptie na pensionering te financieren, omdat ze een gedeelte van hun vermogen wensen na te laten aan toekomstige generaties. De 'zero-sum' assumptie van de totale besparingen die in de strikte versie van het LCH wordt gemaakt, gaat in de realiteit meestal niet op. De belangrijkheid van het *solidariteitsmotief* is echter moeilijk te bepalen, aangezien het onduidelijk blijft of de erfenissen het gevolg zijn van een bewuste keuze van de gezinnen dan wel van de onzekerheid over de overlijdensdatum. Indien de overlijdensdatum verkeerd wordt ingeschat, kan de erfenis feitelijk bestaan uit niet verbruikte pensioenbesparingen (Deweirdt, 1995, blz. 3).

Het *sparen uit voorzorg* vloeit voort uit de onzekerheid waarmee we geconfronteerd worden. Het vertrekpunt van de oorspronkelijke LCH is dat gezinnen hun beslissingen kunnen nemen op basis van zekerheid over de toekomst. Het gebrek aan zekerheid zal het spaargedrag beïnvloeden. Zoals bij het solidariteitsmotief rijst ook hier een probleem in verband met de meetbaarheid. Om de invloed van onzekerheid op het sparen te schatten, wordt in empirisch onderzoek gebruikgemaakt van proxy-variabelen zoals de werkloosheidsgraad en het inflatiepeil (Sturm, 1983, blz. 152).

Naast de drie aangehaalde basismotieven, kan nog een vierde motief het spaargedrag mede verklaren, namelijk het *doelsparen*. Dit spaarmotief wordt gewoonlijk geassocieerd met de aankoop van duurzame consumptiegoederen of residentieel vastgoed. De aankoop van een huis of een auto zet gezinnen er dikwijls toe aan om in de voorafgaande periode

hun spaarinspanningen op te voeren. Na de aankoop of uitgave vermindert het sparen evenredig (Deweirdt, 1995, blz. 3).

Gezinnen worden aangezet tot doelsparen doordat de inkomensstroom en de stroom van consumptie-uitgaven niet synchroon verlopen. De omvang van het doelsparen hangt samen met de financieringswijze van de aankopen. Behalve gewoontes zal de specifieke werking van de kapitaalmarkten van belang zijn. Zo zal een gemakkelijke toegang tot consumptiekrediet schuldvorming in de hand werken, waardoor het zuivere doelsparen zal afnemen (Sturm, 1983, blz. 152).

B. Spaardeterminanten

De verschillende determinanten worden gegroepeerd in drie groepen: economische factoren, (semi-)demografische factoren en het overheidsbeleid. Deze theoretische factoren worden in het empirische gedeelte getoetst op hun potentiële verklaringskracht.

1. Economische factoren

• Macro-economisch beschikbaar inkomen

Traditioneel wordt de reële groeivoet van het macro-economisch beschikbaar inkomen gezien als een belangrijke verklarende variabele. De theoretische motivering wordt gegeven door de LCH. De spaarquote zal stijgen indien het inkomen van de actieve bevolking (sparenders) groter is dan het inkomen dat de huidige gepensioneerden hadden tijdens hun actieve levensfase (Feldstein, 1980, blz. 227). Bosworth (1993, blz. 66-67) relateert de invloed van de reële inkomensgroei, aangezien er twee effecten werkzaam zijn. Enerzijds resulteert een toename in de groeivoet van het inkomen in een stijging van het inkomen van de actieve (sparende) bevolking t.o.v. de inactieve (ontsparende) populatie (positief verband). Anderzijds kan de spaarquote binnen de actieve leeftijdsklasse dalen indien de vooruitkijkende werknemers hun huidige consumptie verhogen om op het toekomstig hoger inkomen te anticiperen (negatief verband).

Daarnaast volgt uit de keynesiaanse visie op het spaargedrag dat het inkomensniveau een positieve invloed heeft op de gezinsspaarquote. Dit

effect wordt verder in de hand gewerkt doordat rijkere mensen meer ruimte hebben om te sparen dan minder begunstigde mensen, die in de eerste plaats hun minimale consumptiebehoeften dienen te financieren (Deaton, 1992).

• Inflatie

Het verband tussen inflatie en gezinsbesparingen is niet eenduidig. Inflatie zal via verschillende kanalen een invloed uitoefenen op het gezinssparen, zowel op korte als op lange termijn. Hieronder worden de belangrijkste argumenten samengevat.

Een eerste traditionele verklaringsgrond steunt op de aanwezigheid van *geldillusie* bij de gezinnen. De *geldillusie* ontstaat doordat economische subjecten bij onverwachte inflatie een toename in het nominale inkomen interpreteren als een toename in het reële inkomen. Dit resulteert in een toename van de reële consumptie en een daling van de besparingen (cf. Branson en Klevorick, 1968).

Geldillusie kan ook aanleiding geven tot een toename van de spaarquote. Deaton (1977) argumenteert dat de gezinnen in een eerste fase niet volledig geïnformeerd zullen zijn over algemene prijsevoluties, doordat het moeilijk en kostelijk is om de prijzen te kennen van een groot aantal goederen. Indien gezinnen de prijsstijgingen van individuele goederen als gevolg van inflatie verkeerd interpreteren als relatieve prijsstijgingen, kunnen ze geneigd zijn om deze goederen niet aan te schaffen. De consumptievermindering resulteert op geaggregeerd niveau in toegenomen (ongewilde) besparingen.

Sturm (1983, blz. 167) merkt weliswaar op dat het ambivalente effect van de *geldillusie* hoe dan ook een tijdelijk effect heeft, aangezien ze ongewild is. Gezinnen zullen bijgevolg het gedrag in een volgende periode corrigeren, waardoor dit effect geen verklaring kan bieden voor blijvende veranderingen van de spaarquote.

Inflatie kan een negatief effect hebben via de *onrechtstreekse invloed van inflatie via de rente*. Toegenomen inflatie, bij ongewijzigde nominale interestvoeten, zet aan tot minder besparingen. Doordat interestvoeten zich onvolledig aanpassen aan onverwachte inflatie, veranderen de relatieve opbrengstratio's van financiële en reële activa. Het dalende rendement op financiële activa doet gezinnen uitwijken naar beleggingen in reële

activa. Tot deze reële activa behoren ook duurzame consumptiegoederen, die tot de consumptie gerekend worden (ondanks het feit dat ze niet volledig geconsumeerd worden in de huidige periode). Hierdoor zal de spaarquote afnemen (Kauffmann, 1991, blz. 16-17).

Vanuit een andere benadering wordt het verband gelegd tussen inflatie en *toegenomen inkomensonzekerheid*. De bijkomende onzekerheid zet de risico-averse gezinnen aan om hun voorzorgssparen op te voeren. Hierdoor stijgt de spaarquote (Sturm, 1983, blz. 166). Inflatie wordt in dit geval beschouwd als een proxy-variabele voor onzekerheid.

Tijdens de oliecrisis van de jaren zeventig gingen hoge inflatiecijfers gepaard met een hoge spaarquote. Een verklaring hiervoor wordt gegeven door de *'real balances'-theorie*, die veronderstelt dat gezinnen *niet* aan *geldillusie* lijden. De gezinnen wensen de reële waarde van hun financiële activa op peil te houden en reageren op inflatiestijgingen met bijkomende spaarinspanningen (Peersman, 1992, blz. 54).

Ook de *meetwijze in de nationale rekeningen* speelt een rol, aangezien er geen aanpassing is voor het gedeelte van de nominale interestvergoedingen dat nodig is om de reële waarde van de bezittingen constant te houden. De besparingen van de schuldeisers worden dus overschat, die van de schuldenaars onderschat. Aangezien de gezinshuishouding een nettocrediteur is, worden de reële besparingen van de gezinnen te hoog geschat door de gemeten besparingen (Kauffmann, 1991, blz. 16).

• Reële rentevoet

In de eerste plaats moeten we er rekening mee houden dat de *reële rentevoet* de adequate variabele is (cf. vergelijking van Fisher). De richting waarin de rentevoet de spaarquote beïnvloedt, is echter onduidelijk, doordat twee tegengestelde effecten werkzaam zijn, namelijk het *substitutie-* en het *inkomenseffect*. Bij een stijgende reële rente vertaalt het substitutie-effect zich in een dalende consumptie. De reële vergoeding voor het sparen stijgt, waardoor onmiddellijke consumptie ontmoedigd wordt (het wordt immers relatief duurder t.o.v. toekomstige consumptie). Het substitutie-effect wordt ondersteund door het *'menselijk-kapitaal-effect'* (human wealth effect): de hogere interest verlaagt de verdisconteerde waarde van het toekomstige arbeidsinkomen, waardoor het sparen gestimuleerd wordt. Het *inkomenseffect* werkt in tegengestelde

richting in op de besparingen. Voor eenzelfde spaarvolume ontvangen de gezinnen door de rentestijging nu meer interestinkomen. Indien de gezinnen enkel eenzelfde toekomstige koopkracht veilig wensen te stellen, maakt de hogere rente het mogelijk de huidige en de toekomstige consumptie op te voeren (Kauffmann, 1991, blz. 9-10).

• Werkloosheid

De werkgelegenheid zal op geaggregeerd niveau bepalend zijn voor het gezinsinkomen uit arbeid. Het arbeidsinkomen is een belangrijk deel van het totale gezinsinkomen. Bij een hoge werkloosheid daalt dus het macro-economisch inkomen. Zoals we reeds hebben aangegeven, zal dit volgens de keynesiaanse visie de gezinsspaarquote doen dalen.

Een hoge werkloosheid laat haar invloed ook langs een ander kanaal gevoelen. Hoge werkloosheid induceert namelijk onzekerheid, waardoor het voorzorgssparen wordt aangemoedigd (Peersman, 1992, blz. 53).

Daarnaast dient een onderscheid gemaakt te worden tussen cyclische en structurele werkloosheid. Het voorbijgaande karakter van de cyclische werkloosheid brengt een daling teweeg van de gezinsspaarquote, aangezien de gezinnen hun consumptiegewoonten niet veranderen. Bij structurele werkloosheid zal het voorzorgsmotief aan belang winnen, waardoor de werkloosheidsgraad en de gezinsbesparingen positief gecorreleerd zijn (Peersman, 1992, blz. 54).

• Toegankelijkheid van de financiële markten voor de gezinnen

Twee evoluties zijn in deze context van belang. Enerzijds resulteert de financiële liberalisering in toegenomen spaarmogelijkheden. Het rendement van de spaarmiddelen kan toenemen door de dalende intermedia-tiekosten en de verhoogde toegankelijkheid tot de kapitaalmarkten. Anderzijds hebben de gezinnen nu meer mogelijkheden om gebruik te maken van consumptiekrediet, waardoor het zuivere doelsparen als spaarmotief veel van zijn waarde verliest.

2. Demografische en semi-demografische factoren

Deze groep van variabelen is belangrijk voor de verklaring van de spaarquote op lange termijn. Uit de LCH-theorie volgt dat drie zuiver demo-

grafische factoren een directe invloed hebben op de spaarquote, met name de leeftjdsstructuur, de levensverwachting en de pensioenleeftijd. Daarnaast zullen een aantal semi-demografische factoren zoals scholingsgraad, vrouwelijke activiteitsgraad (Sturm, 1983, blz. 155-156) en de gezinsinstabiliteit (Peersman, 1992, blz. 58) de spaarquote mede beïnvloeden. De verschillende determinanten worden hieronder kort besproken.

• Leeftjdsstructuur

Een gevolg van de LCH is dat het spaargedrag varieert met de leeftijd (cf. figuur 2). De beroepsbevolking spaart, terwijl de inactieve bevolking verplicht is te ontsparen. De toenemende vergrijzing van de bevolking resulteert dan in een dalende spaarquote. Dit kan gemeten worden aan de hand van de volgende maatstaf:

$$\frac{P(\geq 65 \text{ jaar})}{P(15 - 64 \text{ jaar})} \quad (1)$$

waarbij P staat voor populatie.

Hiertegenover staat dat de actieve bevolking er zich van bewust is dat de *gemiddelde levensverwachting* toeneemt (en dus de inactieve fase verlengd wordt bij een onveranderde pensioenleeftijd), met als gevolg dat er tijdens de actieve periode meer gespaard zal moeten worden om de consumptie na de actieve fase op peil te houden. Als gevolg hiervan zal de spaarquote positief gestimuleerd worden.⁴

De inactieve bevolking bevat naast de gepensioneerde actieven ook de jongeren die nog geen deel uitmaken van het arbeidscircuit. De *gezinsomvang* zal dan ook een bepalende factor zijn. Jongeren hebben immers geen eigen inkomen, maar ze zijn wel verantwoordelijk voor consumptie-uitgaven. Hierdoor zullen gezinnen met inactieve kinderen minder kunnen sparen (Kauffmann, 1992, blz. 5). Dit verband wordt weergegeven door ratio (2). Beide ratio's kunnen ook samengenomen worden. We verkrijgen dan de totale afhankelijkheidsratio (3).

4 Eenzelfde argumentatie kan worden gebruikt om de invloed van de *pensioenleeftijd* te verklaren. Een vervroeging van de gemiddelde pensioenleeftijd zal, ceteris paribus, de geaggregeerde spaarquote doen toenemen, de inactieve fase aan het einde van het leven neemt immers toe (Sturm, 1983, blz. 155).

$$\frac{P(<15 \text{ jaar})}{P(15-64 \text{ jaar})} \quad (2)$$

$$\frac{P(<15 \text{ jaar}) + P(\geq 65 \text{ jaar})}{P(15-64 \text{ jaar})} \quad (3)$$

In elk van de drie ratio's wordt (een deel van) de inactieve bevolking gerelateerd aan de actieve bevolking. A priori verwachten we dan ook dat de ratio's negatief gecorreleerd zijn met de gezinsspaarquote.

• Sclarisatie

De moderne maatschappij wordt gekarakteriseerd door een doorgedreven arbeidsverdeling. De specialisatie van beroepen, samen met de democratisering van het onderwijs, resulteerde in een verlenging van de tijdsspanne die jongeren in het onderwijssysteem doorbrengen (Baeck, 1992, blz. V/3).

De scholingsgraad zal de gemiddelde leeftijd bepalen waarop jongeren tot de arbeidsmarkt toetreden. Bij een langere educatieperiode wordt de termijn dat jongeren afhankelijk blijven van hun ouders verlengd, waardoor het tijdspatroon van de gezinsconsumptie wordt beïnvloed (Sturm, 1983, blz. 155-156). Daarnaast krimpt de periode waarin de afgestudeerden actief zullen zijn, waardoor de spaarperiode verkort wordt. Daartegenover staat dat de hogere opleiding aanleiding geeft tot een hoger inkomen, wat meer ruimte biedt voor besparingen (Kredietbank, 1990, blz. 4). Het veranderde consumptiepatroon zal zich reflecteren in een gewijzigde gezinsspaarquote.

• Gezinsinstabiliteit

Bij toenemende gezinsinstabiliteit worden verbintenissen op lange termijn als minder aantrekkelijk ervaren. De verkorting van de keuzehorizon zal aanleiding geven tot snellere consumptie. We verwachten dan ook dat een stijging van de gezinsinstabiliteit een negatieve impact heeft op het spaargedrag (Babeau, 1986, blz. 2).

Deze invloed wordt verscherpt doordat echtscheidingen het aantal oudergezinnen doen toenemen (Babeau, 1985, blz. 1-5). Dit type van gezinnen kent, hoofdelijk gezien, meer kosten dan echtparen, zodat het een lagere spaarquote heeft. Een ander gevolg is dat de gescheiden vrouwen

zich op de arbeidsmarkt zullen begeven, waardoor de vrouwelijke activiteitsgraad toeneemt. De echtscheidingsgraad kan gebruikt worden als een maatstaf voor de gezinsinstabiliteit (Peersman, 1992, blz. 58).

• Vrouwelijke activiteitsgraad

De werkloosheidsgraad en het gezinsinkomen worden beïnvloed door het aantal vrouwen dat participeert op de arbeidsmarkt. Een algemene maatschappelijke tendens is dat de vrouwelijke activiteitsgraad toeneemt. De grotere arbeidsparticipatie van vrouwen is bepalend voor het aantal gezinnen met twee inkomens. Het geaggregeerde gezinsinkomen zal hierdoor toenemen, waardoor we, a priori, zouden verwachten dat ook de besparingen en de gezinsspaarquote stijgen.

In de relevante literatuur komt men echter tot een tegengestelde visie: de vrouwelijke activiteitsgraad heeft een negatieve invloed op de gezinsspaarquote (zie tabel 2). Vier oorzaken worden aangehaald ter verklaring van dit fenomeen. Ten eerste verdwijnt grotendeels de huiselijke productie, waardoor meer producten op de markt worden aangekocht. Ten tweede hebben de gezinnen nu meer zekerheid betreffende hun basisinkomen, waardoor er minder aan voorzorgssparen gedaan wordt. Daarnaast ervaart deze klasse van 'tweeverdienergezinnen' een vlottere toegang tot het consumptiekrediet. Aanleiding hiervoor is dat de terugbetalingscapaciteit van de gezinnen is toegenomen (Deweirdt, 1995, blz. 5). Ten slotte kan de anomalie te wijten zijn aan het verband tussen de gezinsinstabiliteit en de vrouwelijke arbeidsparticipatie. Alleenstaande (gescheiden) vrouwen kunnen gedwongen worden te gaan werken om zo hun consumptieve uitgaven te dekken. De vrouwelijke activiteitsgraad kan gemeten worden aan de hand van vergelijking (4):

$$\frac{\text{totale vrouwelijke actieve bevolking}}{\text{totale vrouwelijke bevolking van 15-64 jaar}} \quad (4)$$

3. Beleidsfactoren

• Socialezekerheidsstelsel

De complexe invloed van het socialezekerheidsstelsel op de gezinsbesparingen is veelvuldig onderzocht. Hierbij gaat veel aandacht uit naar de invloed van het wettelijke pensioenstelsel. Dit is niet verwonderlijk,

aangezien het pensioensparen kwantitatief beschouwd wordt als het belangrijkste spaarmotief (Sturm, 1983, blz. 149).

De bedoeling van pensioenschema's is enerzijds het organiseren van een bijkomend spaarmechanisme en anderzijds het vermijden van armoede onder de oudere bevolking (Schwartz, 1995, blz. 8). De officiële socialezekerheidsprogramma's kunnen georganiseerd worden in de vorm van een repartitiesysteem (= transfersysteem) of een kapitalisatiesysteem (= spaarsysteem). Naast deze verplichte vormen kunnen gezinnen ook op vrijwillige basis aan pensioensparen doen. Dit kan ingegeven worden doordat men de verplichte systemen als onevenwichtig ervaart. Bijdragen tot een verplicht publiek pensioenstelsel zullen het beschikbaar inkomen tijdens de actieve periode verminderen, maar het beschikbaar inkomen daarna doen toenemen met de ontvangen pensioenbetalingen. Indien nu die geactualiseerde waarden van de twee bedragen aan elkaar gelijk zijn, dan zal het consumptiepatroon over de levenscyclus ongewijzigd blijven (Sturm, 1983, blz. 160).

In het geval van het *repartitiesysteem* wordt het vertrouwen in een evenwichtig systeem aangetast door een zich voortzettende vergrijzing. In de mate waarin er twijfel heerst over het nakomen van de vastgelegde pensioenuitkeringen, zal men geneigd zijn om bijkomende voorzieningen aan te leggen. Dit is belangrijk, aangezien, volgens de traditionele berekeningswijze, bijdragen aan het officiële socialezekerheidsstelsel in mindering worden gebracht van het beschikbaar inkomen, waardoor de spaarquote negatief beïnvloed wordt. Vrijwillige bijdragen aan particuliere levensverzekeringen en pensioenfondsen worden daarentegen wel tot het sparen gerekend (Kredietbank, 1985, blz. 5).

Feldstein (1974, blz. 908) onderscheidt twee effecten die in tegengestelde richting het sparen wijzigen: het 'wealth replacement effect' (vermogen-effect) en het 'induced retirement effect' (geïnduceerd pensioeneffect). Het *vermogen-effect* verlaagt de spaarquote, doordat de actieve bevolking vertrouwen heeft in het verwachte overheidspensioen. Het *geïnduceerd pensioeneffect* werkt positief in op het spaargedrag. Door de uitgebreide socialezekerheidsvoorzieningen wordt het aantrekkelijker om sneller met pensioen te gaan. De vervroegde pensionering verlengt de periode na de actieve fase, waardoor hogere besparingen vereist zijn gedurende de ingekorte actieve levensfase (Graham, 1987, blz. 1510).

• Belastingen

De belastingen vormen een transfer van de gezinnen naar de overheid en verminderen aldus de mogelijkheid tot sparen. In de mate dat de belastingen echter terugvloeiën naar de gezinnen, wordt het inkomens-effect afgezwakt (Kredietbank, 1990, blz. 5).

Bij de bespreking van de invloed van belastingen dienen we een onderscheid te maken tussen directe en indirecte belastingen. *Indirecte belastingen* wegen op de consumptie-uitgaven. Het gevolg van de hogere prijzen is dat het reëel beschikbaar inkomen aangetast wordt.

Directe belastingen worden geheven op het totale inkomen. Het verschil met indirecte belastingen is dat de relatieve prijs van toekomstige t.o.v. huidige consumptie stijgt, indien inkomen uit kapitaal ook wordt belast. Sparen wordt dan effectief tweemaal belast: één keer op het inkomen waarvan het sparen is afgeleid en één keer op de spaaropbrengsten (Callen en Thimann, 1997, blz. 7). In een recente paper argumenteren Tanzi en Zee (1998, blz. 5) dat het effect van directe belastingen dan afhankelijk zal zijn van het geïnduceerde rente-effect. Indien de rente-elasticiteit van de gezinsbesparingen positief is, zal een inkomensbelasting meer op de gezinsbesparingen wegen dan een indirecte belasting. Bovendien kunnen we nog twee redenen aanhalen ter verklaring van de negatieve invloed van een inkomensbelasting op de macro-economische gezinsbesparingen. Aangezien een inkomensbelasting meestal progressief is, worden rijkere gezinnen, die ook de grootste spaarders zijn⁵, harder getroffen. Daarnaast wordt het grootste gedeelte van de inkomensbelasting betaald door de actieve bevolking. Hierdoor worden de spaarmogelijkheden van de leeftijdsgroep die volgens de LCH de meest actieve spaarders zijn, beknot (Callen en Thimann, 1997, blz. 7).

Voor de spaarquote zal de inkomenselasticiteit van de consumptie ook van belang zijn, aangezien belastingen zowel teller als noemer van deze ratio beïnvloeden. Om een daling van de spaarquote te verkrijgen, dient, ceteris paribus, de gezinsconsumptie proportioneel minder te dalen dan het beschikbaar inkomen (Tanzi en Zee, 1998, blz. 7).

5 Zie bijv. Poterba (1994).

• Overheidstekort

Het verband tussen de gezinsbesparingen en het saldo op de overheidsbegroting wordt gegeven door de *Ricardiaanse equivalentie* en werd opnieuw in de belangstelling gebracht door Barro (1974).

Indien de hypothese correct is, zullen de nationale besparingen zo goed als onveranderd blijven door fluctuaties van het overheidssparen door het compenserende particuliere sparen.⁶ Een stijging van het begrotingstekort wordt verondersteld aanleiding te geven tot een toekomstige stijging van de belastingdruk. Hierop wordt geanticipeerd door een equiproportionele toename van de gezinsbesparingen (Hutchison, 1992, blz. 13).

De theorie is steeds controversieel gebleken, onder meer door de verre-gaande assumpties die gemaakt worden over het individuele gedrag en de economische omgeving.

Ook de samenstelling van de overheidsuitgaven is niet onbelangrijk. Bij productieve investeringen verwachten de gezinnen, in tegenstelling tot onproductieve investeringen, geen toekomstige verhoging van de belastingen, waardoor ze hun besparingen niet zullen optrekken (Masson, Bayoumi en Samiei, 1995, blz. 5-6).

3. Empirisch onderzoek

A. Een overzicht van de empirische determinanten

In dit gedeelte wordt een overzicht gegeven van de empirische resultaten met betrekking tot de determinanten van de gezinsspaarquote. Gemeenschappelijk aan de opzet van deze studies is dat het spaargedrag geanalyseerd wordt voor een groep van landen en dat de selectie van de determinanten ruimer is dan wat op basis van consumptieoptimalisatiemodellen verwacht kan worden. Het overzicht beperkt zich tot studies die zich expliciet richten op het gezinssparen.⁷ Alle studies hebben dan

⁶ In deze context wordt soms de term *schuldnutraliteit* gebruikt.

⁷ Een overzicht met betrekking tot de private spaarquote wordt gegeven in Loayza, Schmidt-Hebbel en Servén (1998).

ook de gezinsspaarquote als regressand, met uitzondering van Kessler, Perelman en Pestieau (1993), die het spaarniveau bekijken. De specificatie van de gezinsspaarquote die in de verschillende studies gehanteerd wordt, kan worden afgelezen uit tabel 1, die een algemene beschrijving geeft van de onderzoeksopzet. De resultaten van de verschillende studies per determinant zijn in tabel 2 opgenomen. Bij de interpretatie hiervan moet rekening worden gehouden met de volgende zaken. Tabel 2 heeft enkel betrekking op de *gerapporteerde* vergelijkingen in de oorspronkelijke studies. Er wordt geen rekening gehouden met een eventuele voorselectie van variabelen door de auteurs. Met voorselectie bedoelen we dat auteurs soms eerst nagaan of de potentiële variabelen significant zijn in hun schattingen. Variabelen die steeds insignificant zijn, worden dan geweerd bij de gerapporteerde schattingen. Ten slotte zijn wegens plaatsgesprek de verschillende regressors die worden gehanteerd om de invloed van de determinanten te schatten, niet opgenomen. De gehanteerde definities van de variabelen kunnen natuurlijk de schattingsresultaten beïnvloeden.

Tabel 1. Determinanten van de gezinsspaarquote: beschrijving empirische studies.

Studie	Regressand
Houthakker (1965)	Sg / BE.GINK.
Kopits en Gotur (1980)	R/C Sg / R/C BE.GINK.
Koskela en Viren (1983b)	Sg / BE.GINK.
Graham (1987)	Gem. netto Sg / BE.INK.
Graham (1989)	Gem. netto Sg / BE.INK.
Koskela en Viren (1989)	Gem. netto Sg / BE.INK.
Kramer en Mourik (1990)	Netto Sg / BBP
Mayeres (1990)	Netto Sg / BE.GINK.
Peersman (1992)	Sg / BE.GINK.
Schmidt-Hebbel, Webb en Corsetti (1992)	Sg / BE.GINK.
Kessler, Perelman en Pestieau (1993)	C-netto Sg
Callen en Thimann (1997)	Sg / BBP
Tanzi en Zee (1998)	Sg / BE.GINK.

Auteur(s)	Aard van de studie - Landengroep	Periode	Schattingsmethode
Houthakker (1965)	Cross-sectioneel (28 landen)	meestal gem. 1953-59	WLS
Kopits en Gotur (1980)	Cross-sectioneel (14 industrie- en 40 ontwikkelingslanden)	gem. 1969-71	TOLS TOLS-gewogen
Koskela en Viren (1983b)	Pooled (16 OESO-landen)	1960-77	OLS TOLS
Graham (1987)	Cross-sectioneel (17-18 OESO-landen)	gem. 1970-80	OLS / WLS / TOLS-gewogen
Koskela en Viren (1989)	Cross-sectioneel (23 landen)	gem. 1969-73 en gem. 1979-83	OLS / TOLS / LS (digressie)
Graham (1989)	Cross-sectioneel (22-23 landen of 16 OESO-landen)	Gem. 1969-73 Gem. vijfjarige intervallen 1961-84	OLS
Mayeres (1990)	Pooled (11 OESO-landen)	1972-83	OLS TOLS
Kramer en Mourik (1990)	Pooled (8 OESO-landen)	1961-86	OLS
Schmidt-Hebbel, Webb en Corsetti (1992)	Panel (10 ontwikkelingslanden)	1970-85	OLS / FE / Random Effects /FE met IV
Peersman (1992)	Pooled (12 OESO-landen)	1971-1985	OLS WLS
Kessler, Perelman en Pestieau (1993)	Panel (17 OESO-landen)	1965-88	OLS Within Effect Models
Callen en Thimann (1997)	Pooled Cross-sectioneel (21 OESO-landen) Panel (21 OESO-landen)	1975-95 1975-95, 1975-81, 1982-89, 1990-95 1975-95	OLS FE / FE met HA / FE met AR (1) / FE met vertraagde regressand / FE met IV / OLS
Tanzi en Zee (1998)	Panel (21 OESO-landen)	1970-94	OLS

Opmerkingen

Sg	Gezinssparen
BE.INK.	Beschikbaar inkomen
BE.GINK.	Beschikbaar gezinsinkomen
R/C	Reëel per capita
C-	Per capita
OLS	Ordinary Least Squares
WLS	Weighted Least Squares
LS	Least Squares
FE	Fixed Effects
IV	Instrumentvariabelen
HA	Aanpassing voor heteroskedasticiteit
AR(1)	Autoregressief schema van de eerste orde
Gen.	Gemiddelde

Wat de analyse van de gezinsspaarquote betreft, focussen vroegere studies veelal op de verklaring van interlandelijke verschillen in gezinsspaarquoten op basis van cross-sectionele of gepoolde gegevensreeksen. Een cross-sectionele analyse, waarbij gebruik wordt gemaakt van gemiddelde waarden, heeft het nadeel dat het aantal vrijheidsgraden vrij beperkt is. Bovendien kan de invloed van variabelen die voornamelijk verklarend zijn voor de variantie in de tijd niet onderzocht worden. Een analyse die zich enkel baseert op tijdreeksgegevens kent de volgende nadelen. Ten eerste zijn de vereiste tijdreeksgegevens voor bepaalde variabelen slechts beschikbaar over relatief korte perioden. Ten tweede evolueert een aantal potentiële verklarende variabelen, zoals demografische factoren, traag in de tijd en kan de invloed van variabelen die verklarend zijn voor de cross-sectionele variantie van de gezinsspaarquote niet bepaald worden. Recentere studies baseren hun analyses op panel data. Panel data hebben het voordeel dat er zowel variatie in de tijd als over landen gebruikt kan worden. Bij voorkeur zouden we beide dimensies simultaan gebruiken door één specificatie te formuleren voor alle landen, maar meestal is niet voldaan aan de onderliggende statistische assumpties.

We bespreken hieronder de belangrijkste resultaten met het oog op het eigen empirisch onderzoek.

1. Economische factoren

Het *inkomen* vormt een basisdeterminant van het spaargedrag. De aanzienlijke positieve invloed van de groei van het beschikbaar inkomen wordt algemeen bevestigd in alle opgenomen studies (zie tabel 2). De in-

vloed is steeds significant, met uitzondering van de resultaten in Kramer en Mourik (1990) en Schmidt-Hebbel, Webb en Corsetti (1992).

De invloed van *inflatie* op de gezinsspaarquote is theoretisch niet eenduidig. Op basis van de relevante studies wordt een significant positief verband naar voren geschoven (zie tabel 2). De positieve relatie is consistent met verschillende verklaringen zoals de 'real-balances'-theorie en de meetwijze in de nationale rekeningen. Indien inflatie een maatstaf is voor toegenomen inkomensonzekerheid, dan kan het positieve verband ook wijzen op een toename van het voorzorgssparen.

Met betrekking tot de *reële rentevoet* is in de studies die een significant verband terugvinden (Peersman, 1992; Kramer en Mourik, 1990; Callen en Thimann, 1997) het substitutie-effect dominant. De determinerende kracht van de reële rentevoet is wel steekproefgevoelig. Zo bedraagt de coëfficiënt van de reële rente in de 'fixed effect' panel-analyse van Callen en Thimann (1997) slechts 0,06, terwijl Peersman (1992) in zijn ongewone regressieresultaten een coëfficiënt van 0,43 rapporteert.

Voorts levert de empirische literatuur geen eenduidig verband op tussen *werkloosheid* en de gezinsspaarquote. Koskela en Viren (1989), Peersman (1992) en Kessler, Perelman en Pestieau (1993) vinden een bevestiging voor de hypothese dat hogere werkloosheid gezinnen aanzet tot een hoger spaargedrag via het aanmoedigen van het voorzorgssparen. Callen en Thimann (1997) concluderen echter uit hun cross-sectionele regressies dat werkloosheid het spaargedrag negatief beïnvloedt. Mayeres (1990) vindt geen significant verband tussen werkloosheid en gezinsspaarquote.

2. Demografische en semi-demografische factoren

Een standaardhypothese die voortkomt uit de LCH-theorie is dat de gezinsspaarquote negatief wordt beïnvloed naarmate de verhouding van de inactieve bevolking t.o.v. de actieve bevolking toeneemt. De significante negatieve invloed voor de jongeren- en algemene afhankelijkheidsratio wordt unaniem teruggevonden in de studies die in tabel 2 zijn opgenomen.⁸ De significante negatieve invloed voor de ouderenaftan-

8 Callen en Thimann (1997) nemen de jongerenaftankelijkheidsratio niet op in hun gerapporteerde vergelijkingen, omdat vooronderzoek uitwijst dat deze variabele steeds insignificant is.

kelijkheidsratio wordt bevestigd in Kopits en Gotur (1980), Graham (1989), Koskela en Viren (1989), Peersman (1992) en Callen en Thimann (1997). Deze resultaten zijn evenwel minder consistent dan voor de andere afhankelijkheidsratio's. Uit tabel 2 blijkt dat het teken van deze variabele in de verschillende studies niet altijd consistent is. Daarnaast vinden Kessler, Perelman en Pestieau (1993) en Mayeres (1990) een significant positief verband in tegenstelling tot het a priori verwachte negatieve verband.

Wat de semi-demografische variabelen betreft, blijkt de *vrouwelijke participatiegraad* een verklarende kracht te hebben voor de gezinsspaarquote. Deze wordt immers negatief beïnvloed in overeenstemming met de verschillende alternatieve verklaringen die in het theoretische gedeelte werden aangehaald. Verder vindt Peersman (1992) bevestiging voor de negatieve impact van de *echtscheidingsgraad* die gebruikt wordt als proxy voor gezinsinstabiliteit. Peersman (1992) is de enige studie die de echtscheidingsgraad opneemt ter verklaring van de gezinsspaarquote. Het blijft dus afwachten in welke mate dit verband bevestigd wordt door verder onderzoek.

3. Beleidsfactoren

Het pensioensparen wordt kwantitatief beschouwd als het belangrijkste spaarmotief en bijgevolg is er steeds veel aandacht besteed aan de impact van het *socialezekerheidsstelsel* op het spaargedrag van gezinnen. Dit uit zich onder meer in het grote aantal variabelen dat in empirisch onderzoek wordt aangewend om factoren met betrekking tot de sociale zekerheid te analyseren.⁹ Uit tabel 2 leren we dat er zowel een significante negatieve impact op de gezinsspaarquote (zie bijv. Schmidt-Hebbel, Webb en Corsetti, 1992; Callen en Thimann, 1997) als een significante positieve invloed (zie bijv. Koskela en Viren, 1983b; Kramer en Mourik, 1990) wordt teruggevonden. In het eerste geval hebben we te maken met een dominerend vermogenseffect, in het tweede geval is de invloed van het geïnduceerd pensioeneffect het meest uitgesproken. De invloed van het socialezekerheidsstelsel blijft dus een open vraag.

Uit de conclusies van Koskela en Viren (1989), Kessler, Perelman en Pestieau (1993) en Callen en Thimann (1997) blijkt dat gezinnen gedeeltelijk

9 Een overzicht kan op aanvraag bekomen worden bij de auteur.

Tabel 2. Determinanten van de gezinsspaarquote: overzicht empirische studies.

Spaardeterminanten	Studie ⁽¹⁾	Te-ken ⁽¹⁾	Signifi-cant ⁽²⁾
Economische factoren			
Inkomen:	Houthakker (1965), Koskela en Viren (1983b), Graham (1987), Graham (1989) (+), Koskela en Viren (1989), Mayeres (1990), Peersman (1992), Schmidt-Hebbel, Webb en Corsetti (1992), Kessler, Perelman en Pestieau (1993) (+), Callen en Thimann (1997)	+	Ja
a) Groeivoet inkomen	Kramer en Mourik (1990), Schmidt-Hebbel, Webb en Corsetti (1992)	+	Nee
b) Inkomensniveau	Kessler, Perelman en Pestieau (1993),	+	Ja
	Callen en Thimann (1997)	-	Ja
	Kopits en Gotur (1980) (-), Koskela en Viren (1989)(-)	-	Nee
c) Andere:			
Inkomensongelijkheid	Kopits en Gotur (1980)	+	Nee
Inkomensfluctuaties	Schmidt-Hebbel, Webb en Corsetti (1992) (+)	+	Ja
Monetaire activa	Schmidt-Hebbel, Webb en Corsetti (1992)	-	Ja
Inflatiegraad	Koskela en Viren (1983b), Kramer en Mourik (1990), Mayeres (1990), Peersman (1992), Kessler, Perelman en Pestieau (1993), Callen en Thimann (1997) (+)	+	Ja
	Koskela en Viren (1989) (+)	+	Nee
	Schmidt-Hebbel, Webb en Corsetti (1992)	-	Nee
Rentevoet:			
a) Nominale	Koskela en Viren (1983b)	+	Nee
b) Reële	Kramer en Mourik (1990), Peersman (1992), Callen en Thimann (1997)	+	Ja
	Koskela en Viren (1983b), Schmidt-Hebbel, Webb en Corsetti (1992)	-	Nee
Werkloosheid	Koskela en Viren (1983b), Peersman (1992), Kessler, Perelman en Pestieau (1993) (+)	+	Ja
	Callen en Thimann (1997)	-	Ja
	Mayeres (1990)	-	Nee
Andere factoren:			
Toegankelijkheid financiële markten	Callen en Thimann (1997)	-	Ja
Spaarrendement gezinnen	Kopits en Gotur (1980)	+	Ja
Groei arbeids-productiviteit	Kopits en Gotur (1980)	+	Ja
Buitenlands sparen	Schmidt-Hebbel, Webb en Corsetti (1992)	-	Ja
Vertraagde gezinsspaarquote	Koskela en Viren (1983b), Callen en Thimann (1997)	+	Ja
Bedrijfssparen	Koskela en Viren (1989)(+)	+	Ja
	Callen en Thimann (1997)(-)	-	Ja
	Kopits en Gotur (1980)	+	Nee

Demografische en semi-demografische factoren			
Afhankelijkheidsratio's:			
a) Jongeren	Kopits en Gotur (1980), Graham (1987), Graham (1989), Koskela en Viren (1989), Mayeres (1990)(+), Peersman (1992)	-	Ja
b) Ouderen	Kopits en Gotur (1980), Graham (1989) (-), Koskela en Viren (1989) (-), Peersman (1992), Callen en Thimann (1997)	-	Ja
	Graham (1987) (+)	+	Nee
	Koskela en Viren (1983b)	-	Nee
	Mayeres (1990) (+), Kessler, Perelman en Pestieau (1993) (+)	+	Ja
c) Algemene	Peersman (1992), Schmidt-Hebbel, Webb en Corsetti (1992) (-)	-	Ja
d) Actieve t.o.v totale bevolking	Kramer en Mourik (1990)	+	Ja
Levensverwachting	Kopits en Gotur (1980), Koskela en Viren (1989) (-)	-	Nee
	Graham (1987)(+)	+	Nee
Gezinsinstabiliteit	Peersman (1992)	-	Ja
Vrouwelijke activiteitsgraad	Graham (1987), Graham (1989), Kramer en Mourik (1990), Mayeres (1990)(-), Peersman (1992)	-	Ja
	Koskela en Viren (1989)(-)	-	Nee
Ouderenparticipatiegraad	Koskela en Viren (1983b)	-	Nee
	Kramer en Mourik (1990), Mayeres (1990)	+	Ja
	Graham (1987) (+)	+	Nee
Verstedelijingsgraad	Schmidt-Hebbel, Webb en Corsetti (1992)(-)	-	Ja
Beleidsfactoren			
Socialezekerheidsstelsel:			
a) Transitiefactoren naar gezinnen	Kopits en Gotur (1980) ⁽³⁾ , Mayeres (1990), Schmidt-Hebbel, Webb en Corsetti (1992), Callen en Thimann (1997)	-	Ja
	Kopits en Gotur (1980) ⁽⁴⁾ , Koskela en Viren (1983b), Kramer en Mourik (1990)	+	Ja
	Graham (1987)	+	Nee
	Koskela en Viren (1983b)(-)	-	Nee
b) Aanvang socialezekerheidsstelsel	Kopits en Gotur (1980)	-	Ja
Belastingen:			
a) Indirecte belastingen	Peersman (1992), Tanzi en Zee (1998)	-	Ja
	Callen en Thimann (1997) (-)	-	Nee
b) Directe belastingen	Kramer en Mourik (1990), Kessler, Perelman en Pestieau (1993), Callen en Thimann (1997), Tanzi en Zee (1998)	-	Ja
c) Totale belastingen	Tanzi en Zee (1998)	-	Ja
Overheidstekort	Koskela en Viren (1989), Kessler, Perelman en Pestieau (1993), Callen en Thimann (1997)	+	Ja
Overheidsconsumptie	Kramer en Mourik (1990)	+	Nee

Opmerkingen

- (1) Een teken dat tussen haakjes wordt weergegeven wijst erop dat het teken niet eenduidig is over alle vergelijkingen.
- (2) Significant op 5%-niveau in minstens één gerapporteerde vergelijking.
- (3) Heeft betrekking op andere socialezekerheidstransferten dan pensioenuitkeringen van de sociale zekerheid.
- (4) Heeft betrekking op pensioenuitkeringen van de sociale zekerheid.

anticiperen op een toekomstige stijging van de belastingdruk als gevolg van een stijging van het overheidstekort. Deze resultaten zijn in overeenstemming met Seater (1993, blz. 143, 184), die in een overzichtartikel stelt dat recent werk de *Ricardiaanse equivalentie* ondersteunt, maar dat de equivalentie niet volledig opgaat.

Algemeen gesproken hebben *belastingen* (directe en/of indirecte belastingen) een consistent negatief effect op de spaarquote (Peersman, 1992; Kessler, Perelman en Pestieau, 1993; Callen en Thimann, 1997; Tanzi en Zee, 1998). Tanzi en Zee (1998) tonen aan dat de directe belastingen de gezinsspaarquote zwaarder drukken (Tanzi en Zee, 1998). Een vervanging van directe belastingen door indirecte belastingen kan de gezinsspaarquote doen stijgen.

De opgenomen studies vertonen aanzienlijke verschillen op een aantal vlakken, zoals de gebruikte steekproef (landengroep en tijdsperiode), de gehanteerde modelspecificatie en de schattingstechniek. Bijgevolg is het niet verwonderlijk dat de resultaten over de verschillende studies niet volledig consistent zijn met betrekking tot hun significantie en teken. Met het oog op de determinanten die in het eigen empirisch onderzoek zullen worden gebruikt, lijken op basis van vorig empirisch onderzoek de volgende relaties het meest waarschijnlijk. Een positieve invloed wordt verwacht voor de inkomensgroei, de inflatiegraad en het overheidstekort. Daarnaast verwachten we een negatieve impact op de gezinsspaarquote van de vrouwelijke participatiegraad, afhankelijkheidsratio's en belastingen. Verder lijkt een negatieve invloed van het wettelijk socialezekerheidsstelsel en een positieve impact van de werkloosheidsgraad het meest waarschijnlijk. Voor de reële rentevoet is het moeilijk om voorhand een uitspraak te doen. Indien de echtscheidingsgraad een robuuste determinant is, verwachten we op basis van Peersman (1992) een significant positieve relatie met de gezinsspaarquote.

B. Trend en variantieanalyse

De data lopen van 1960 t.e.m. 1995 en hebben betrekking op dertien geïndustrialiseerde landen: Duitsland, Frankrijk, Nederland, België, Groot-Brittannië, de Verenigde Staten, Canada, Japan, Australië, Zweden, Finland, Zwitserland en Oostenrijk.¹⁰ De gezinsspaarquote s_{it} (afhankelijke variabele) wordt gedefinieerd als de nettobesparingen van de gezinnen gedeeld door de lopende ontvangsten verminderd met de directe belastingen en de andere lopende uitgaven naar de overheid.

Op basis van een grafische analyse (zie bijlage 1) kunnen we opmaken dat de nationale gezinsspaarquoten grote verschillen vertonen op elk tijdstip. Bovendien bereiken bijna alle landen hun hoogste spaarquote midden jaren zeventig. Ten slotte merken we op dat Japan, België en Zwitserland tot de landen behoren met de hoogste gemiddelde gezinsspaarquote, terwijl de Scandinavische landen en het Verenigd Koninkrijk worden gekenmerkt door een lage gezinsspaarquote.

Een opsplitsing van de variantie in tijdreeksvariantie en cross-sectionele variantie geeft per variabele de belangrijkste bron van variantie aan. We gebruiken hiervoor de methode aangehaald in Kessler, Perelman en Pestieau (1993, blz. 38).¹¹ We gebruiken de volgende notaties: s_{it} is de spaarquote in land i en in jaar t (met $i = 1, \dots, N$ en $t = 1, \dots, T$), $s_{i\cdot}$ is het algemeen gemiddelde over landen en over jaren, $s_{\cdot t}$ is het gemiddelde in land i over de jaren en $s_{\cdot t}$ is het gemiddelde in jaar t over de verschillende landen. We kunnen de volgende identiteiten uitschrijven (5). We zullen ons concentreren op de laatste identiteit.

$$V = V_{bi} + V_{wt} \equiv V_{bt} + V_{wi} \equiv V_{bi} + V_{bt} + V_{wit} \quad (5)$$

10 De keuze van de landen werd beïnvloed door de beschikbaarheid van data.

11 Naar Mundlak (1978).

Tabel 3. Variantieopsplitsing van de gezinsspaarquote (13 landen, periode 1960-1995).

Totale variantie	$V = \sum_{it} (s_{it} - s_{..})^2$	100,0%
Interland-variantie	$V_{bi} = T \sum_i (s_i - s_{..})^2$	66,5%
Intraland-variantie	$V_{wt} = \sum_{it} (s_{it} - s_i)^2$	33,5%
Intertijd-variantie	$V_{bt} = N \sum_t (s_{.t} - s_{..})^2$	8,5%
Intratijd-variantie	$V_{wt} = \sum_{it} (s_{it} - s_{.t})^2$	91,5%
Residuele variantie	$V_{wit} = \sum_{it} (s_{it} - s_{.t} - s_i + s_{..})^2$	25,9%

Als gevolg van ongebalanceerde data is $V_{wit} \neq V - V_{bi} - V_{bt}$.

Uit tabel 3 volgt dat voor de gezinsspaarquote de interland-variantie (66,5%) veel belangrijker is dan de intertijd-variantie (8,5%). Dit is consistent met de resultaten gevonden in Kessler, Perelman en Pestieau (1993). Bovendien wordt een aanzienlijk deel van de variantie (25,9%) verklaard door de combinatie van land en jaar. Wanneer we de andere variabelen analyseren aan de hand van de laatste identiteit (zie bijlage 2), kunnen we stellen dat voor de ouderenaafhankelijkheidsgraad, de echtscheidingsgraad, de vrouwelijke activiteitsgraad, de belastingstructuur en de ratio van de socialezekerheidsuitkeringen t.o.v. het beschikbaar inkomen de interland-variantie groter is dan de tijdreeksvariantie. Voor de inkomensgroei, de werkloosheidsgraad, de inflatie, de reële interestvoet, de jongerenafhankelijkheidsratio en de ratio van het begrotingssaldo t.o.v. het BBP is de tegengestelde uitspraak waar. Waarschijnlijk heeft de conjuncturele evolutie een grote invloed op deze variabelen (cf. Masson, Bayoumi en Samiei, 1995, blz. 10). Ten slotte merken we op dat, met uitzondering van de inkomensgroei, de variabelen zowel aanzienlijke variantie in de tijd als cross-sectionele variantie vertonen. Het is dus zinvol om de informatie uit beide dimensies te betrekken bij het onderzoek.

C. Regressieanalyse

De in ons model gebruikte onafhankelijke variabelen zijn:¹²

- $Y_{r, it}$ Reële groeivoet van het netto macro-economisch beschikbaar gezinsinkomen in land i tijdens periode t .
 $WERKL_{it}$ Werkloosheidsgraad in land i tijdens periode t .

¹² Voor de bronnen verwijzen we naar bijlage 3.

- INF_{it} Inflatiegraad (jaarlijkse groeivoet van de consumptieprijsindex) in land i tijdens periode t .
 Ir_{it} Reële langetermijnrente in land i tijdens periode t .
 $OUDD_{it}$ Verhouding tussen de gepensioneerde bevolking en de actieve bevolking in land i tijdens periode t , cf. vergelijking (1).
 $JONG_{it}$ Verhouding tussen de minderjarige bevolking en de actieve bevolking in land i tijdens periode t , cf. vergelijking (2).
 $ECHT_{it}$ Echtscheidingsgraad in land i tijdens periode t , uitgedrukt als het jaarlijks aantal echtscheidingen per duizend inwoners.
 $VACT_{it}$ Vrouwelijke activiteitsgraad van land i tijdens periode t , cf. vergelijking (4).
 TAX_{it} Aandeel van de indirecte belastingen in de totale belastingen van land i in periode t .
 $SALDO_{it}$ Verhouding van het begrotingsoverschot (-tekort) tot het BBP van land i tijdens periode t .
 SOC_{it} Verhouding van de socialezekerheidsuitkeringen en het beschikbaar gezinsinkomen.

In totaal worden 15 vergelijkingen gerapporteerd. Een eerste groep van twee vergelijkingen heeft betrekking op panel data. F-testen ($\alpha, \beta = \alpha_i, \beta_i$, $\alpha_i, \beta = \alpha_i, \beta_i$, $\alpha, \beta = \alpha_i, \beta_i$) die de hypothesen van gelijke intercepten en regressiecoëfficiënten testen, worden allemaal duidelijk verworpen (p -waarden = (0,000)).¹³ De verwerping van een gezamenlijke intercept is typisch (zie bijv. Callen en Thimann, 1997; Perelman en Pestieau, 1985). Hoewel op basis van de F-testen individuele vergelijkingen het meest opportuun lijken, wordt eerst een 'fixed effect'-model geschat van de vorm:

$$s_{it} = x_{it} \beta + \alpha_i + u_{it} \quad (6)$$

waarbij gezamenlijke regressiecoëfficiënten verondersteld worden, terwijl de intercepten land-specifiek zijn.¹⁴ Bij de schatting van het model houden we rekening met heteroskedasticiteit, autocorrelatie en endogeniteit. Aangezien homoskedasticiteit wordt verworpen, werd voor het

¹³ Opsplitsing van de landen in een groep met hoge spaarquoten en een met lage spaarquoten had geen invloed op de F-testen.

¹⁴ Voor een gelijkaardige specificatie, zie bijv. Callen en Thimann (1997) en Masson, Bayoumi en Samiei (1995).

'fixed effects'-model de heteroskedasticiteit-consistente covariantiematrix van White (1980) toegepast. Bovendien duidt de Durbin-Watson-test op positieve autocorrelatie. Ook hiervoor wordt een correctie toegepast.¹⁵ Verder is het aannemelijk dat bepaalde variabelen, meer bepaald Y_{it} en I_{it} , endogeen zijn, wat resulteert in vertekende geschatte coëfficiënten. Dit kan worden opgevangen door gebruik te maken van instrumentvariabelen. Hierbij rijst echter het probleem om geschikte instrumenten te vinden. In het empirisch onderzoek zullen we dan ook, zoals gebruikelijk is in studies die de gezinsspaarquote onderzoeken, vertraagde waarden van de endogene variabelen (Y_{it} en I_{it}) als instrumenten hanteren.¹⁶ In onze onderzoeksopzet, waarbij instrumentvariabelen worden gebruikt voor Y_{it} en I_{it} , zullen we echter geen consistente schattingen verkrijgen indien we de schattingstechniek met instrumentvariabelen tegelijk gebruiken met een correctie voor autocorrelatie.¹⁷ Daarom worden in tabel 4 twee vergelijkingen geschat: een vergelijking waarbij een correctie voor autocorrelatie wordt gemaakt, en een tweede vergelijking die gebruikmaakt van instrumentvariabelen. Ten slotte is als gevolg van ontbrekende gegevens het aantal gebruikte observaties kleiner dan 468. Op basis van tabel 4 kunnen de volgende conclusies worden getrokken.

• Economische variabelen

In vergelijking 7 hebben alle economische variabelen Y_{it} , $WERKL_{it}$, INF_{it} en I_{it} een significant positieve invloed op de gezinsspaarquote. In vergelijking 8 zijn de coëfficiënten van $WERKL_{it}$ en I_{it} statistisch niet langer verschillend van 0. In overeenstemming met vorig empirisch onderzoek (zie tabel 2) wordt bevestiging gevonden voor de robuuste significante positieve invloed van Y_{it} en INF_{it} . De empirisch vastgestelde positieve invloed van de inflatiegraad is in overeenstemming met verschillende verklaringsgronden, zoals meetproblemen in de nationale rekeningen, de toename van de inkomensonzekerheid en de 'real balances'-theorie. De invloed van de reële rentevoet is minder robuust. Het vastgestelde significant positieve teken in vergelijking 7 is in overeenstemming met een dominerend substitutie-effect (Kramer en Mourik,

15 AR(1)-procedure op basis van 'Maximum Likelihood'-functie voor tijdreeks-cross-sectionele data (voor referenties zie *TSP reference manual*).

16 De gebruikte instrumenten zijn bij deze aanpak weliswaar niet strikt exogeen.

17 Voor details zie Fair (1989) en Buse (1989).

1990; Peersman, 1992; Callen en Thimann, 1997). De reële rentevoet is echter niet langer significant in vergelijking 8.¹⁸

• (Semi-)demografische variabelen

De jongerenafhankelijkheidsratio is enkel significant negatief in vergelijking 8. Vorig onderzoek (Kopits en Gotur, 1980; Graham, 1987; Graham, 1989; Koskela en Viren, 1989; Mayeres, 1990; Peersman, 1992) vond nochtans sterke aanduidingen van een significant negatieve invloed voor deze variabele. Hierbij kunnen we evenwel opmerken dat Callen en Thimann (1997), die ook een panel-studie uitvoeren, de jongerenafhankelijkheidsratio weren uit hun regressies omdat deze variabele nooit significant is.¹⁹

De ouderenafhankelijkheidsratio is wel significant in alle specificaties, maar heeft enigszins verrassend niet het verwachte teken. Een mogelijke verklaring is dat voor onze steekproef, die uitsluitend industriële landen betreft, de groep van ouderen niet langer gekenmerkt wordt door ontsparen. Anekdotische empirische bevestiging hiervan vinden we in Van Dalen (1992), die met betrekking tot Nederland aangeeft dat ouderen op hoge leeftijd plotseling veel meer sparen. Een verklaring hiervoor is dat de consumptiebehoeften van ouderen op latere leeftijd gaan dalen, terwijl de pensioenuitkeringen constant blijven. Verder onderzoek lijkt raadzaam om hieromtrent meer duidelijkheid te scheppen.

De negatieve invloed van de vrouwelijke activiteitsgraad, zoals empirisch vastgesteld in Graham (1987, 1989), Koskela en Viren (1989) (-), Kramer en Mourik (1990), Mayeres (1990) (-) en Peersman (1992), vinden we ook hier terug; de variabele is wel enkel significant in vergelijking 8. Voor de echtscheidingsgraad wordt geen bevestiging gevonden van de significante beïnvloeding zoals die werd vastgesteld door Peersman (1992).

18 In Callen en Thimann (1997) is het al dan niet significant zijn van de reële rentevoet in de panel-studie ook afhankelijk van de gebruikte schattingstechniek.

19 Zoals aangegeven in punt 3.A heeft tabel 2 enkel betrekking op gerapporteerde vergelijkingen. Dit verklaart waarom bij de jongerenafhankelijkheidsratio in tabel 2 de studie van Callen en Thimann (1997) niet is opgenomen.

• Beleidsfactoren

Met betrekking tot het Ricardiaanse equivalentietheorema liggen onze resultaten in de lijn van vorig empirisch onderzoek (zie tabel 2): een toename van het overheidstekort wordt gedeeltelijk gecompenseerd door stijgende gezinsbesparingen. Verder versterken onze resultaten de groeiende literatuur (Kopits en Gotur, 1980²⁰; Mayeres, 1990; Schmidt-Hebbel, Webb en Corsetti, 1992; Callen en Thimann, 1997) waarin een significant negatieve invloed wordt teruggevonden voor socialezekerheidsvariabelen. De variabele TAX_{it} is een proxy voor de belastingstructuur. Deze variabele geeft aan of de keuze tussen directe en indirecte belastingen belangrijk is voor de gezinsspaarquote. De variabele is insignificant in beide specificaties.

Tabel 4. Regressieresultaten op basis van panel data (13 landen, periode 1960-1995).

Variabelen	A priori theoretisch verwacht teken	Op basis van AR(1)-correctie (7)	Fixed Effects (met IV voor Y _{rit} , I _{rit})
Y _{rit}	Positief	0,171 ** (7,6)	0,272 ** (3,0)
WERKL _{it}	Onbepaald	0,950 ** (8,2)	-0,016 (-0,2)
INF _{it}	Onbepaald	0,163 ** (5,9)	0,201 ** (4,8)
I _{rit}	Onbepaald	0,150 * (2,4)	-0,062 (-0,6)
JONG _{it}	Negatief	0,069 (1,3)	-0,126 * (-2,0)
OD _{it}	Negatief	0,385 * (2,4)	0,398 ** (3,0)
ECHT _{it}	Negatief	0,001 (0,5)	-0,002 (-0,8)
VACT _{it}	Negatief	-0,020 (-0,5)	-0,106 * (-2,5)
TAX _{it}	Negatief	0,012 (0,3)	0,001 (0,0)
SALDO _{it}	Negatief	-0,283 ** (-6,9)	-0,447 ** (-7,1)
SOC _{it}	Onbepaald	-0,173 ** (-2,5)	-0,247 ** (-3,8)
		0,80	0,78
Durbin-Watson		1,29	0,45
Aantal observaties		369	367

Een tweede set van vergelijkingen schat individuele regressievergelijkingen per land.²¹ Telkens wordt een beperkt model geschat, waarbij de minst significante variabelen per land worden geweerd. De gerappor-

20 Heeft enkel betrekking op andere socialezekerheidsdiensten dan pensioenuitkeringen door de sociale zekerheid.

21 Cf. verwerping van F-testen van gelijke intercepten en gelijke coëfficiënten.

Tabel 5. Regressievergelijkingen per land op basis van beperkte modellen (13 landen, periode 1960-1995, instrumenttooriabelen voor Y_{rit}, I_{rit}).

	Y _{rit}	WERKL _{it}	INF _{it}	I _{rit}	JONG _{it}	OD _{it}	ECHT _{it}	VACT _{it}	TAX _{it}	SALDO _{it}	SOC _{it}	R ²	DW	N
Duitsland	0,067 * (2,4)			0,290 * (2,3)		0,988 ** (8,5)	0,009 ** (2,8)			-0,439 * (-2,5)	-0,862 ** (-5,6)	0,85	1,15	31
Frankrijk	0,210 ** (3,2)		0,128 * (2,3)	0,248 * (2,3)	1,655 ** (11,3)			1,001 ** (6,8)		-0,293 * (-2,5)		0,98	1,65	26
Nederland	0,186 * (2,3)					-4,160 ** (-4,1)	0,046 ** (3,6)	0,323 ** (4,0)	-0,549 ** (-5,5)		-0,820 ** (-5,7)	0,73	2,32	20
België	0,277 ** (2,9)		0,298 ** (3,5)			1,679 ** (4,6)		-0,347 ** (-3,5)	0,490 ** (3,2)		0,783 ** (3,0)	0,86	0,98	33
Groot-Brittannië						-1,603 * (-2,4)		0,479 * (2,1)	0,428 ** (3,4)	-0,558 ** (-5,9)		0,66	1,83	32
Verenigde Staten			0,243 ** (6,1)			-0,806 ** (-8,7)			0,346 ** (4,8)			0,87	1,78	35
Canada	0,296 ** (3,7)		0,230 * (2,1)	0,461 ** (3,6)	-0,837 * (-2,4)	2,405 (1,9)		-0,709 * (-2,0)	0,233 (1,7)	-0,953 ** (-4,7)	-0,651 * (-2,1)	0,94	1,50	29
Japan		3,081 ** (3,0)		0,195 ** (3,7)		1,914 ** (5,9)	-0,078 ** (-2,9)	-0,653 ** (-3,9)		-0,498 ** (-3,7)	-1,396 ** (-5,6)	0,97	1,29	36
Australië	0,294 ** (3,9)		0,236 ** (4,2)			-6,241 ** (-5,9)			0,263 * (2,4)	1,275 ** (4,0)	2,284 ** (4,5)	0,96	2,34	27
Zweden	0,381 ** (2,8)		0,174 (1,9)	-1,173 ** (-4,5)		-2,189 * (-2,4)		0,427 ** (3,1)		-0,561 ** (-8,6)	0,838 * (2,3)	0,78	1,45	32
Finland			0,141 * (2,2)	0,580 ** (3,2)	-0,489 ** (-5,4)		-0,012 * (-2,0)			-0,598 ** (-7,2)	-0,341 ** (-4,5)	0,78	1,43	34
Zwitserland				1,325 ** (3,4)		1,239 * (1,7)	-0,081 * (-2,3)	0,591 ** (6,8)		0,934 * (2,2)		0,74	0,79	34
Oostenrijk	0,249 ** (2,7)		-0,550 ** (-4,6)			1,203 ** (4,5)	0,050 * (2,1)				-0,659 * (-2,0)	0,55	2,01	31

** (*) significant op 1%-(5%)-niveau. t-statistieken tussen haakjes. DW staat voor Durbin-Watson.

teerde modellen variëren dan ook over de landen. Voor Y_{it} en I_{it} werden telkens instrumentvariabelen gebruikt. Wegens plaatsgebrek zijn de constante termen niet opgenomen in tabel 5. Voor sommige landen dienen de resultaten met enige voorzichtigheid te worden geïnterpreteerd, gezien de aanwezigheid van autocorrelatie. Studies die verschillende regressievergelijkingen per land opnemen zijn vrij zeldzaam. Een uitzondering hierop vormt de studie van Bosworth (1993), die evenwel betrekking heeft op de private spaarquote.

Op basis van tabel 5 kunnen de volgende conclusies getrokken worden:

- Geen enkele variabele is significant voor alle landen; de specificatie is verschillend voor elk land. Ook de grootte van de coëfficiënten is sterk landafhankelijk. De verschillende specificaties per land resulteren wel in een hoge aangepaste determinatiecoëfficiënt (\bar{R}^2).
- *Economische variabelen*: de inkomensvariabele is significant voor 8 van de 13 landen. De inflatiegraad en de rentevariabele zijn de andere belangrijke significante variabelen. De positieve invloed van de inflatiegraad wordt ook in de individuele vergelijkingen teruggevonden. Enkel voor Oostenrijk heeft de inflatiegraad een significant negatieve coëfficiënt. Wat de reële rentevoet betreft, wordt ook voor de individuele landen meestal een dominerend substitutie-effect teruggevonden. Voor Australië en Zweden is het inkomenseffect dominant. Voor Nederland, België en Oostenrijk wordt geen significant verband vastgesteld.
- *(Semi-)demografische variabelen*: de invloed van de afhankelijkheidsratio's is landspecifiek. De jongerenafhankelijkheidsratio is slechts voor een beperkt aantal landen een significante determinant. De ouderenafhankelijkheidsratio is significant voor bijna alle landen, de mate van beïnvloeding en het teken variëren sterk over de verschillende landen. Een vergelijkbaar resultaat wordt gevonden in Bosworth (1992), die de determinanten van de private spaarquote voor individuele landen onderzoekt. Ook hij merkt op dat de coëfficiënten van de gehanteerde index van demografische factoren die hij in zijn studie gebruikt sterk variëren over de verschillende landen. Voor de overige semi-demografische factoren, de echtscheidingsgraad en de vrouwelijke activiteitsgraad worden geen robuuste relaties vastgesteld.
- *Beleidsfactoren*: de resultaten van de panel-studie worden grotendeels bevestigd, met uitzondering van de invloed van de belastingstruc-

tuur, die voor zeven individuele landen wel significant is, in tegenstelling met de panel-resultaten. Het standaardresultaat met betrekking tot het Ricardiaanse equivalentietheorema wordt voor zeven landen teruggevonden. De invloed van een stijging van het overheids-tekort is voor individuele landen meer uitgesproken. Wat de socialezekerheidsvariabele aangaat, wordt een significante invloed gevonden voor negen landen. Van deze landen is de invloed negatief voor zes landen. De gevonden coëfficiënten van de socialezekerheidsvariabele zijn uitgesproken groot voor Australië en Japan.

Conclusie

In deze studie over het spaargedrag hebben we ons geconcentreerd op de gezinsspaarquote. In een eerste, beschrijvend gedeelte wordt een uitgebreid overzicht gegeven van de spaarmotieven en de verschillende determinanten van het gezinssparen. De determinanten worden ingedeeld in drie groepen: economische, (semi-)demografische variabelen en het overheidsbeleid.

In het empirische gedeelte wordt eerst een overzicht gegeven van de empirische resultaten van vorig onderzoek en wordt vervolgens de gezinsspaarquote grafisch geanalyseerd. Daarna wordt een opsplitsing van de variantie gemaakt en worden verschillende regressievergelijkingen geschat. Uit de grafische analyse blijkt dat de gezinsspaarquoten op elk tijdstip aanzienlijke verschillen vertonen. De variantieanalyse leert ons dat de interland-variantie voor de gezinsspaarquote belangrijker is dan de intertijd-variantie. De intertijd-variantie is wel belangrijker voor conjunctuurgevoelige determinanten. In de literatuur zijn er weinig empirische studies op basis van panel data. We leveren hiertoe een bijdrage door een eerste set van regressievergelijkingen te schatten die gebaseerd is op gegevens voor dertien industrielanden voor de periode 1960-1995. Meer bepaald worden een AR(1)-model en een IV-model geschat. We verkiezen een uitgebreide set van verklarende variabelen te testen. In totaal worden 11 variabelen op hun verklaringskracht getest. Concluderend kunnen we stellen dat we in lijn met vorig onderzoek een robuuste significante positieve invloed terugvinden voor Y_{it} , INF_{it} en $SALDO_{it}$. Daarnaast zal de socialezekerheidsvariabele de gezinsspaarquote negatief beïnvloeden. Ook al is vorig empirisch onderzoek verdeeld, recente studies vinden dat er een negatief significante invloed uitgaat van socia-

lezekerheidsvoorzieningen. De resultaten van ons onderzoek versterken deze bevindingen. De invloed van de demografische factoren (afhankelijkheidsratio's) is minder duidelijk. Verder wordt gedeeltelijke bevestiging gevonden voor de negatieve invloed van $VACT_{it}$. De invloed van de echtscheidingsgraad ($ECHT_{it}$), die enkel werd gebruikt in Peersman (1992), wordt niet bevestigd in dit onderzoek. Ten slotte vinden we, in tegenstelling tot vorig onderzoek, dat de keuze tussen directe en indirecte belastingen geen invloed heeft op de gezinsspaarquote. Aangezien F-testen de hypothese van gelijke intercepten en regressiecoëfficiënten verwerpen, is het raadzaam om individuele regressievergelijkingen per land te onderzoeken. Hierbij varieert het aantal variabelen dat per model in aanmerking wordt genomen. We kunnen concluderen dat geen enkele variabele significant is voor alle landen. De inkomensvariabele en de inflatiegraad blijken veelal significant te zijn, in tegenstelling tot de werkloosheidsvariabele. Wat de demografische variabelen betreft, is de ouderenaafhankelijkheidsratio significant in de meeste vergelijkingen. Hij heeft echter geen uniform teken, net zoals de andere demografische determinanten. De invloed van het overheidsbeleid op basis van de panel data wordt in grote lijnen teruggevonden, met uitzondering van de invloed van de belastingstructuur. Voor vele landen is deze variabele wel significant in de landspecifieke regressievergelijkingen. De land-specifieke regressievergelijkingen resulteren in een hoge aangepaste determinatiecoëfficiënt. De structurele relatie tussen de gezinsspaarquote en de determinanten verschilt evenwel sterk per land.

Abstract

Determinants of the Household Saving Quote on the Basis of Macroeconomic Data

Saving behaviour is a prominent given in the economic cycle as a result of the relationship with consumption and investments. The most important positive component of the national saving quote is the household saving quote. A sound understanding of the determinants of this saving quote is therefore of importance. In the theoretical part of this article, we discuss the saving motives and determinants. The determinants are grouped into economic, (semi-)demographic factors and government policy. After a review of the empirical determinants of the household saving quote in the existing literature, the household saving quotes of 13 OECD countries are studied over the period 1960-1995. An overall picture of the evolution of the household saving quotes is formed by means of a graphical analysis and a break up of the total variance. Besides, the explanatory power of the determinants is examined by conducting a regression analysis based on panel data and based on individual country data. We conclude by indicating the most robust determinants.

Bibliografie

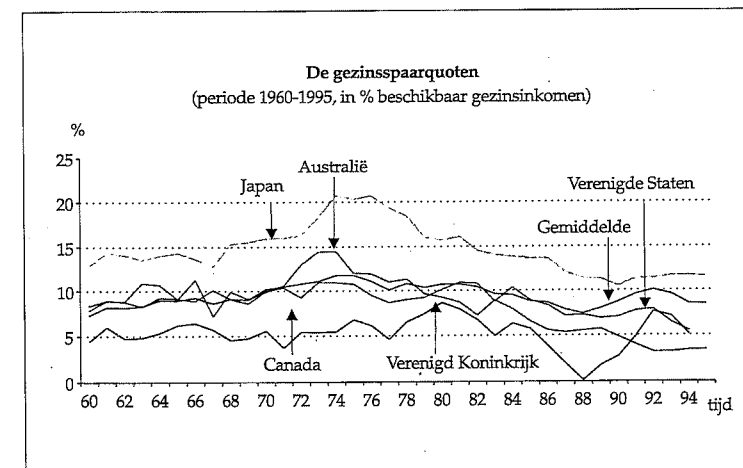
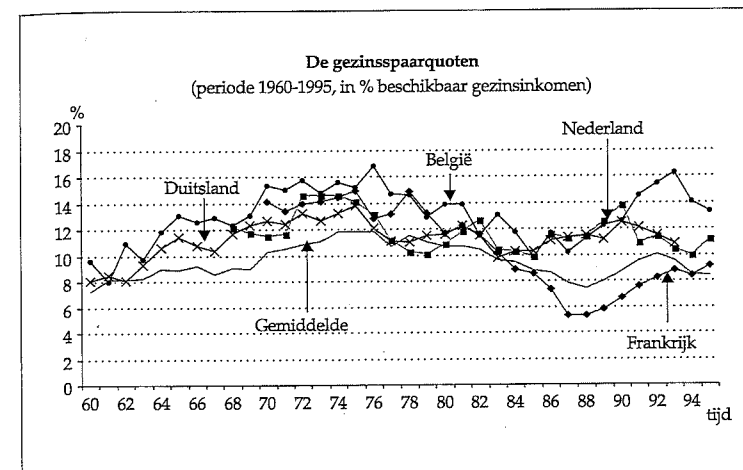
- AGHEVLI, B.B. e.a. (1990), *The Role of National Saving in the World Economy: Recent Trends and Prospects, Occasional Paper*, Washington D.C., IMF, nr. 67, maart, 64 blz.
- BABEAU, A. (1985), "Changements et continuité dans les comportements d'épargne des ménages", *Eurépargne*, nr. 8/9, blz. 1-5.
- BABEAU, A. (1986), "Les facteurs structurels de baisse du taux d'épargne", *Eurépargne*, nr. 5, blz. 1-5.
- BAECK, L. (1992), *Syllabus sociologie 1992-1993*, Leuven, Universiteit Leuven (KUL), 1ste kandidatuur HIR, 376 blz.
- BANK BRUSSEL LAMBERT (1980), "Vernieuwde belangstelling voor de conjuncturele evolutie van de gezinsspaarquote", *Financieel weekblad*, 53ste jg., nr. 20, 20 juni, blz. 1-4.
- BARRO, R. (1974), "Are Government Bonds Net Wealth?", *Journal of Political Economy*, jg. 82, blz. 1095-1117.
- BAYOUMI, T. (1993), "Financial Deregulation and Household Saving", *Economic Journal*, nr. 103, blz. 1432-1443.
- BOSKIN, M.J. (1978), "Taxation, Saving and the Rate of Interest", *Journal of Political Economy*, jg. 86, nr. 2, blz. S3-S27.
- BOSWORTH, B. (1993), *Saving and Investment in a Global Economy*, Washington, D.C., The Brookings Institution, 188 blz.
- BRANSON, W.H. en A.K. KLEVORICK (1968), "Money Illusion and the Aggregate Consumption Function", *American Economic Review*, jg. 59, nr. 3, december, blz. 832-850.
- BUSE, A. (1989), "Efficient Estimation of a Structural Equation with First Order Autocorrelation", *Journal of Quantitative Economics*, jg. 5, blz. 59-72.
- CALLEN, T. en C. THIMANN (1997), *Empirical Determinants of Household Saving: Evidence from OECD Countries, IMF Working Paper*, Washington, IMF, nr. 181, 26 blz.
- DEAN, A. e.a. (1990), "Saving Trends and Behaviour in OECD Countries", *OECD Economic Studies*, nr. 14, lente, blz. 7-58.
- DEATON, A. (1977), "Involuntary saving through unanticipated inflation", *American Economic Review*, jg. 67, nr. 5, december 1977, blz. 899-910.
- DEATON, A. (1992), *Understanding consumption*, Oxford, Clarendon Press, 242 blz.
- DEWEIRDT, E. (1995), "Sparen de Belgische gezinnen te veel", *Financiële Berichten*, 68ste jg., nr. 2300, november, blz. 1-7.
- EDWARDS, S. (1995), *Why are saving rates so different across countries? An international comparative analysis, Working Paper Series*, NBER, nr. 5097, april 1995, 47 blz.
- EVANS, O.J. (1983), "Tax Policy, the Interest Elasticity of Saving, and Capital Accumulation: Numerical Analysis of Theoretical Models", *American Economic Review*, jg. 73, nr. 3, blz. 398-410.
- ESPOSITO, L. (1978), "Effect of Social Security on Saving: Review of studies using time-series data", *Social Security Bulletin*, blz. 9-17.

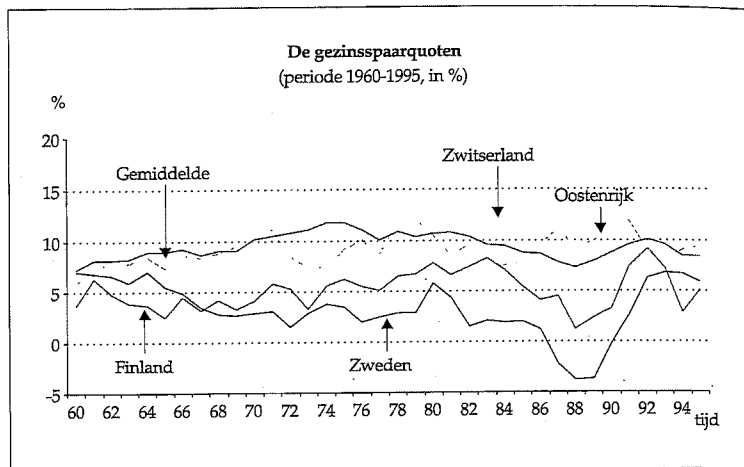
- FAIR, R.C. (1984), *Specification, Estimation and Analysis of Macroeconomic Models*, Cambridge, Harvard University Press, 1984.
- FELDSTEIN, M. (1974), "Social Security, Induced Retirement, and Aggregate Capital Accumulation", *Journal of Political Economy*, jg. 82, nr. 5, blz. 905-925.
- FELDSTEIN, M. (1977), "Social Security and Private Savings: International Evidence in an Extended Life-Cycle Model", in: M. FELDSTEIN en P. INMAN, eds., *The Economics of Public Services: Proceedings of a Conference held by the International Economic Association at Turin, Italy*, Londen, blz. 174-205.
- FELDSTEIN, M. (1980), "International differences in social security and saving", *Journal of Public Economics*, jg. 14, blz. 225-244.
- FELDSTEIN, M. (1995), *Social Security and Saving: New Time Series Evidence*, NBER Working Paper, maart, nr. 5054, 19 blz.
- FRIEDMAN, M. (1957), *A theory of the consumption function*, Princeton, Princeton University Press, 243 blz.
- GRAHAM, J.W. (1987), "International differences in saving rates and the life cycle hypothesis", *European Economic Review*, jg. 31, nr. 8, december, blz. 1509-1529.
- GRAHAM, J.W., "International differences in saving rates and the life cycle hypothesis: reply and further evidence", *European Economic Review*, jg. 33, blz. 1499-1507.
- HOUTHAKKER, H.S. (1965), "On Some Determinants of Saving in Developed and Underdeveloped Countries", in: E.A.G. ROBINSON, *Problems In Economic Development*, Londen, Macmillan, blz. 212-224.
- HORIOKA, C.Y. (1990), "Why is Japan's household saving rate so high?", *Journal of the Japanese and International Economies*, jg. 4, nr. 1, blz. 49-92.
- HUTCHISON, M. (1992), "Budget Policy and the Decline of National Saving Revisited", *Economic Papers*, Bank for International Settlements, nr. 33, maart, 63 blz.
- KAUFFMANN, B. (1991), "Microeconomics of Saving", *Economic Papers*, Commission of the European Community, nr. 89, december, 35 blz.
- KESSLER, D., S. PERELMAN en P. PESTIEAU (1993), "Savings Behavior in 17 OECD Countries", *Review of Income and Wealth*, jg. 39, maart, blz. 37-49.
- KOPTIS, G. en P. GOTUR (1980), "The Influence of Social Security on Household Savings: A Cross-Country Investigation", *IMF Staff Papers*, IMF, Washington, jg. 27, nr. 1, blz. 160-190.
- KOSKELA, E. en M. VIREN (1983), "A note on long-term determinants of the private savings ratio", *Economics Letters*, nr. 11, blz. 107-113.
- KOSKELA, E. en M. VIREN (1983b), "Social Security and Household Saving in an International Cross Section", *The American Economic Review*, nr. 1, blz. 213-217.
- KOSKELA, E. en M. VIREN (1989), "International Differences in Saving Rates and the Life Cycle Hypothesis: a Comment", *European Economic Review*, jg. 33, blz. 1489-1498.
- KRAMER, P. en T.J. MOURIK (1990), "De Nederlandse besparingen in internationaal verband", *Economisch Statistische Berichten*, 75ste jg., nr. 3771, 22 augustus, blz. 768-772.
- KREDIETBANK (1985), "De Belgische gezinsspaarquote in een internationaal perspectief", *Weekberichten*, 40ste jg., nr. 16, 19 april, blz. 1-7.
- KREDIETBANK (1990), "Een trendmatig dalende gezinsspaarquote?", *Weekberichten*, 45ste jg., nr. 27, 7 september, blz. 1-6.
- LUCAS, R., "On The Mechanics of Economic Growth", *Journal of Monetary Economics*, jg. 22, blz. 3-42.
- LILLIEFORS, H.W. (1967), "On the Kolmogorov-Smirnov Test for Normality with Mean and Variance Unknown", *Journal of the American Statistical Association*, blz. 399-402.
- LOAYZA, N., K. SCHMIDT-HEBBEL en L. SERVEN (2000), "What Drives Private Saving Across The World?", *Review of Economics and Statistics*, 85ste jg., nr. 2, mei, blz. 165-181.
- MACKENZIE, G.A., P. GERSON en A. CUEVAS (1997), *Pension Regimes and Saving*, Occasional Paper, IMF, nr. 153, augustus, 45 blz.
- MASSON, P.R., T. BAYOUMI en H. SAMEI (1995), *International Evidence on the Determinants of Private Saving*, Working Paper, IMF, nr. 51, 27 blz.
- MAYERES, I. (1990), *Household Saving in Life Cycle Models: An International Comparative Study*, Research Paper, Leuven, 52 blz.
- MODIGLIANI, F. (1970), "The Life-Cycle Hypotheses of Saving and Intercountry Differences in Saving Ratio", 1970, in: A. ABEL, ed., *Collected Papers of Franco Modigliani*, Cambridge, Massachusetts / Londen, The MIT Press, 1980, 525 blz.
- MODIGLIANI, F. en R. BRUMBERG (1980), "Utility Analysis and the Consumption Function: an Interpretation of Cross-Section Data", 1954, in: A. ABEL, ed., *Collected Papers of Franco Modigliani*, Cambridge, Massachusetts / Londen, The MIT Press, 1980, 525 blz.
- MUNDLAK, Y. (1978), "On the Pooling of Time-series and Cross-section Data", *Econometrica*, jg. 46, blz. 69-85.
- OWENS, J. (1993), "Taxation and Savings", in: A. HEERTJE, ed., *World Savings: an International Survey*, Oxford (VK) / Cambridge (VS), Blackwell, 320 blz.
- PEERSMAN, G. (1992), "De internationale verschillen in het aggregatief gezinsspaargedrag, 1971-1985: omvang, aard en verklaring", *Economisch en Sociaal Tijdschrift*, 46ste jg., nr. 1, maart, blz. 49-72.
- PERELMAN, S. en P. PESTIEAU (1985), "Social Allowances and Household Saving", in: G. TERNY en A.J. CULYER, *Public Finance and Social Policy*, Detroit, Wayne State University Press, blz.123-142.
- POTERBA, J.M., ed. (1994), *International Comparisons of Household Saving*, Chicago, University of Chicago Press, 276 blz.
- SCHWARTZ, A.M. (1995), "Pension Schemes: Trade-Offs between Redistribution and Saving", *Finance & Development*, juni, blz. 8-11.
- SEATER, J.J. (1993), "Ricardian equivalence", *Journal of Economic Literature*, jg. 31, blz. 142-190.
- SMITH, R.S. (1989), *Factors Affecting Saving, Policy Tools, and Tax Reform: A Review*, IMF Working Paper, nr. 47.
- SOLOW, R., "A contribution to the theory of economic growth", *Quarterly Review of Economics*, jg. 71, blz. 65-94.
- STURM, H.P. (1983), "Determinants of Saving: Theory and Evidence", *OECD Economic Studies*, nr. 1, herfst, blz. 147-196.

- TANZI, V. en H.H. ZEE (1998), *Taxation and the Household Saving Rate: Evidence from OECD Countries*, IMF Working Paper, maart, 16 blz.
- VAN CAMPENHOUT, G., *De Belgische gezinsspaarquote in een internationaal perspectief*, licentiaatsverhandeling, RUCA, 1996-1997, 167 blz.
- VAN CAMPENHOUT, G. (1999), *De determinanten van de gezinsspaarquote op basis van macro-economische data*, Working Paper 99/06, 1999, 48 blz.
- VAN DALEN, H.P. (1992), "Sparen we teveel?", *Economisch Statistische Berichten*, 16 december, blz. 1212-1216.
- VAN DALEN, H.P. (1995), "De ongrijpbare spaarder", *Economisch Statistische Berichten*, 8 maart, blz. 223-225
- WHITE, H.A. (1980), "Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix and a Direct Test for Heteroskedasticity", *Econometrica*, nr. 48, blz. 721-746.

Bijlagen

Bijlage 1. Grafische evolutie van de gezinsspaarquoten.





Bron: eigen berekeningen op basis van OESO, *Statistical Compendium, National Accounts II*.

Bijlage 2. Opsplitsing van de variantie.

Variabele	V	V _{bi}	V _{wt}	V _{bt}	V _{wi}	V _{wit}
Gezinsspaarquote	100,0%	66,5%	33,5%	8,5%	91,5%	25,9%
Inkomensgroei	100,0%	7,9%	92,1%	28,3%	71,7%	64,6%
Werkloosheidsgraad	100,0%	32,7%	67,3%	45,3%	54,7%	23,4%
Inflatie	100,0%	12,3%	87,7%	50,7%	49,3%	37,0%
Reële interestvoet	100,0%	31,2%	69,5%	45,4%	53,1%	23,7%
Jongerenaafhankelijkheidsgraad	100,0%	26,8%	73,2%	57,8%	42,2%	15,2%
Ouderenaafhankelijkheidsgraad	100,0%	70,2%	29,8%	20,7%	79,3%	8,6%
Echtscheidingsgraad	100,0%	51,9%	48,1%	37,0%	63,0%	11,7%
Vrouwelijke activiteitsgraad	100,0%	51,5%	48,5%	32,1%	74,3%	13,2%
Belastingstructuur	100,0%	77,0%	23,0%	10,0%	90,0%	11,3%
Begrotingssaldo/BBP	100,0%	20,2%	79,8%	34,7%	65,3%	45,2%
Socialezekerheidstransferen/ beschikbaar gezinsinkomen	100,0%	53,1%	46,9%	46,1%	53,9%	12,3%

Als gevolg van ongebalanceerde data is $V_{wit} \neq V - V_{bi} - V_{br}$

Bijlage 3. Bronnen van de gebruikte variabelen.

Nr.	Code	Omschrijving in de originele databank
<i>OECD, Statistical Compendium, National Accounts II</i>		
1	??081 58	Net saving (disbhh) / / households and private unincorporated enterprise accounts
2	??081 34	Current receipts (hh) / / households and private unincorporated enterprise accounts
3	??081 45	Direct taxes and other current transfers to government (hh) / / households and private unincorporated enterprise accounts
4	??011 150	Gross domestic product (expenditure) / expenditure on the gdp / main aggregates
<i>OECD, Statistical Compendium, Economic Outlook</i>		
5	?? YDH	Household disposable income
6	?? IRL	Interest rate, long-term
7	?? UNR	Unemployment rate
8	?? TIND	Indirect taxes
9	?? TY	Total direct taxes
10	?? SSPG	Social benefits paid by government
<i>IMF, Financial Statistics</i>		
11	??864,,XZF...	Changes consumer prices
12	??880,,ZF...	Deficit (-) or surplus
<i>OECD, Labour Force Statistics</i>		
13	??1202	Population a) Under 15 years - th (estimates average/ year)
14	?? 2	Total population from 15 to 64 years - th (estimates average/ year)
15	??1204	Population c) 65 years and over - th (estimates average/ year)
16	??1322	Total labour force b) Females - th (estimates average/ year)
17	??1211	Population b) From 15 to 64 years - th (estimates average/ year)
<i>United Nations, Demographic Yearbook</i>		
18	25	Crude Divorce Rates: number of final divorce decrees granted under civil law per 1000 mid-year population.

Definities en opmerkingen

- op de plaats van ?? komen in de algemene codes twee cijfers die het land aanduiden.
- $S_{it} = \frac{(1)_{it}}{(2)_{it} - (3)_{it}}$, aangezien herrekeningen en correcties van de data aanzienlijke verschillen van de data tot gevoelig hebben, werd hiermee zoveel mogelijk rekening gehouden door steeds die cijfers in aanmerking te nemen die het meest aan deze herzieningen onderworpen waren. Verder werd, indien data ontbraken, op cd-rom nagegaan of deze data wel aanwezig waren in de edities in boekvorm.
- $Yr_{it} = \frac{(5)_{it} - (5)_{it-1}}{(5)_{it-1}} - (11)_{it}$, $JONG_{it} = \frac{(13)_{it}}{(14)_{it}}$, $OID_{it} = \frac{(15)_{it}}{(14)_{it}}$, $VACT_{it} = \frac{(16)_{it}}{(17)_{it}}$.
- $Irit = \frac{[(6)_{it} - (11)_{it}]}{[1 + (11)_{it}]}$, zie Van Campenhout (1999, blz. 48) of originele databron voor de definitie van (6) per land.
- $TAX_{it} = \frac{(8)_{it}}{(8)_{it} + (9)_{it}}$, $SALDO_{it} = \frac{(12)_{it}}{(4)_{it}}$, $SOC_{it} = \frac{(10)_{it}}{(5)_{it}}$, $INF_{it} = (11)_{it}$, $WERKL_{it} = (7)_{it}$, $ECHT_{it} = (18)_{it}$.