

- SWANN, D. (1988), *The Retreat of the State*, Harvester Wheatsheaf, Hemel Hempstead.
- UK DEPARTMENT OF TRANSPORT (1984), *Buses*, HMSO, London.
- UK DEPARTMENT OF TRANSPORT (1989), *New Roads by New Means: Bringing in Private Finance*, Department of Transport, London.
- VAN GENT, H.A. and NIJKAMP, P. (1991), "Devolution of Transport Policy in Europe" in: BUTTON, K.J. and PITFIELD, D. (eds), *Transport Deregulation: An International Perspective*, Macmillan, London.
- VICKERS, J. and YARROW, G. (1988) *Privatization: Economic Analysis*, The MIT Press, Cambridge.
- WILLIAMSON, O.E. (1976), "Franchise bidding for natural monopolies - in general and with respect to CATV", *Bell Journal of Economics*, Vol 7.
- YARROW, G. (1989), "Does Ownership Matter?", in: C. VELJANOUSKI (ed.), *Privatization and Competition: A Market Prospectus*, Institute of Economic Affairs, Hobart Paper No. 28, London.

#### Samenvatting

##### Privatisering in de transportsector

Dit artikel onderzoekt de recente trend naar privatisering binnen de transportsector, zowel wat de infrastructuurvoorziening als wat de eigenlijke vervoeroperaties betreft. Uiteindelijk betreft het een evolutie die de nationale grenzen overschrijdt.

De bedoeling is de privatiseringsgolf economisch te verklaren. Verder wordt stilgestaan bij de (beperkte) ervaring die we hebben over de prestaties van recent geprioptiseerde transportindustrieën. De auteur concentreert zich daarbij wel in eerste instantie op voorbeelden uit het Verenigd Koninkrijk.

Tenslotte wordt ingegaan op de vraag hoe de privatisering nu verder dient aangepakt te worden, waarbij vooral gedacht wordt aan mogelijkheden ter privatisering van wegen en spoorwegsystemen.

Guido Peersman \*

## De internationale verschillen in het aggregatief gezinsspaargedrag, 1971-1985: omvang, aard en verklaring

In dit artikel wordt aangetoond dat de gezinsspaarquotes van diverse OESO-landen uiteenlopend zijn qua omvang doch gelijkaardig qua conjunctureel verloop. Voorts wordt onderzocht, zowel theoretisch als empirisch, welke economische, demografische, quasi-demografische en institutionele variabelen in staat zijn, voor de periode 1971-1985, de geobserveerde internationale verschillen in de gezinsspaarquote te verklaren. Hierbij wordt duidelijk dat de gezinsinstabiliteit, gemeten door de echtscheidingsgraad, als een nieuwe en tevens belangrijke determinant van de aggregatieve gezinsspaarquote moet worden beschouwd.

### Inleiding

De spaarquote van de gezinnen geeft de verhouding weer tussen hun sparen en hun beschikbaar inkomen. Deze ratio heeft een groot macro-economisch belang. Het beschikbaar gezinsinkomen in België bedraagt recentelijk meer dan 4.000 miljard BF: een daling van de gezinsspaarquote met 1 % betekent dus al snel een toename van de gezinsconsumptie of de binnenlandse vraag met ongeveer 40 miljard. Deze vraagstijging leidt voorts tot meer afzet voor de bedrijven, betere winstperspectieven, een sterkere investeringsneiging en een hogere economische groei. Deze spaaropvatting met een zeer kort tijdsperspectief pleit zo voor een afremming van het gezinssparen.

\* Universitaire Faculteiten Sint-Ignatius te Antwerpen (UFSIA). De auteur dankt Hilde Meersman, Marcel Van Geel, André Van Poeck en de anonieme referenten voor hun kritische opmerkingen bij eerdere versies van de tekst. Uiteraard is enkel de auteur verantwoordelijk voor de inhoud van deze bijdrage.

Op het einde van de jaren zeventig bezorgden de aanbodeconomen het sparen echter opnieuw een positieve betekenis. Hoe meer er gespaard wordt, des te meer er immers kan worden geïnvesteerd om verdere economische groei te verzekeren.

Welke spaaropvatting de overheid in haar macro-economische politiek ook aanhangt, zij moet allereerst inzicht hebben in de determinanten van het gezinsspaargedrag. Kan zij immers wel de spaarquote beïnvloeden en, zo ja, via welke variabelen? Dit artikel poogt alvast, zowel theoretisch als empirisch, het gezinsspaargedrag grondig te analyseren. Meer specifiek wordt ingegaan op de internationale verschillen in de gezinsspaarquote.

In het eerste deel wordt getracht de omvang en de aard van de internationale verschillen in het gezinsspaargedrag te visualiseren. Betreft het geringe of aanzienlijke verschillen, zijn ze conjunctureel of structureel van aard?

In het tweede deel wordt gepoogd de geobserveerde verschillen tussen de diverse nationale gezinsspaarquotes te verklaren. Daartoe wordt eerst vanuit de theorie een zo volledig mogelijk overzicht gegeven van mogelijke determinanten van het gezinsspaargedrag.

Een econometrisch onderzoek illustreert ten slotte in welke mate die theoretisch mogelijke determinanten de werkelijke internationale verschillen in het gezinsspaargedrag kunnen verklaren, én of hun theoretisch verwachte effect overeenstemt met hun werkelijke effect op de spaarquote. De bekomen schattingsresultaten moeten ons vervolgens in staat stellen te besluiten of de overheid al dan niet beschikt over een reële impact op het gezinsspaargedrag.

## I. Omvang en aard van de internationale verschillen in het gezinsspaargedrag

De spaarneiging van de gezinnen wordt meestal afgeleid uit de nationale rekeningen. Het primaire gezinsinkomen kan men berekenen als de som van de inkomens uit loonarbeid, zelfstandige arbeid en vermogen. Voegt men hierbij de sociale-zekerheidsuitkeringen en de transfers uit het buitenland naar de gezinnen, en trekt men daarvan af de directe belastingen, de bijdragen aan de sociale zekerheid en de transfers naar het buitenland, dan bekomt men het beschikbaar gezinsinkomen. Het sparen wordt dan bepaald als het niet-geconsumeerde deel van dit beschikbaar inkomen (Kredietbank, 1985, p. 1).

Formeel kan de gemiddelde gezinsspaarquote dan als volgt worden voorgesteld<sup>1</sup>:

$$s_g = S_g / Y_{bg} \\ = (Y_{bg} - C_g) / Y_{bg}$$

waarin:

$s_g$  = gezinsspaarquote

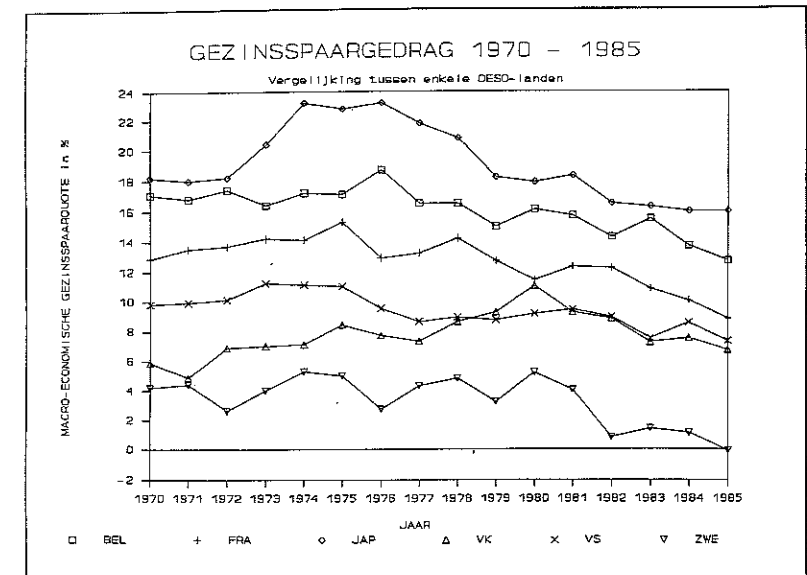
$S_g$  = gezinssparen

$C_g$  = gezinsconsumptie

$Y_{bg}$  = beschikbaar gezinsinkomen

Volgens deze definitie werden de gezinsspaarquotes van een aantal OESO-landen berekend voor de periode 1970-1985. Uitgezet op één enkele grafiek (zie figuur 1) visualiseren deze spaarquotes onmiskenbaar de omvang en de aard van de internationale verschillen in het gezinsspaargedrag.

Figuur 1



Bron: Originale constructie op basis van door de auteur berekende spaarquotes. Deze quotes werden berekend op basis van gegevens uit OECD, *National Accounts. Volume II. Detailed tables*, Parijs, OECD, verschillende uitgaven.

De onderlinge afstanden tussen de curven geven duidelijk aan dat de verschillen tussen de diverse nationale gezinsspaarquotes als aanzienlijk moeten worden bestempeld<sup>2</sup>. Uit figuur 1 blijkt echter ook dat, niet-tegenstaande de grote internationale verschillen in de omvang van de spaarneiging, de conjuncturele ontwikkeling ervan in de verschillende landen vrij parallel loopt. Na de bijna ononderbroken toename tijdens de jaren vijftig en in mindere mate tijdens de jaren zestig lijkt de spaarneiging van de gezinnen aan het begin van de jaren zeventig in de meeste landen aan een saturatiefase toe te zijn. In 1973-1975 worden de westerse economieën echter geconfronteerd met de gevolgen van de eerste oliecrisis: een hoog oplopende inflatie en een negatieve reële groei. De gezinnen hebben hierop geantwoord door uit voorzorg hun sparen fors op te voeren. Zoals blijkt uit figuur 1 werden in deze periode in de meeste landen dan ook historisch hoge spaarquotes geregistreerd. Daarna vertonen de spaarquotes van de meeste landen echter een duidelijk dalende trend. Alleen het Verenigd Koninkrijk, waar de stijgende trend aanhield tot in 1980, wijkt hier substantieel van af.

De vrij gelijklopende conjuncturele ontwikkeling van de spaarneiging in de verschillende landen heeft uiteraard een belangrijk gevolg. Wij besluiten hier immers uit dat de internationale verschillen in de spaarneiging van de gezinnen blijken te geven van een blijvend of structureel karakter. Het is trouwens dit structureel karakter dat ons aanspoort op zoek te gaan naar factoren die een verklaring kunnen bieden voor de geobserveerde internationale verschillen in het gezinssparen.

1 Enkele betwiste elementen die inherent zijn aan deze traditionele berekeningsmethode van de gezinsspaarquote dienen toch te worden vermeld.

Met betrekking tot het beschikbaar gezinsinkomen ( $Y_{bg}$ ): het includeren van inkomens van "unincorporated enterprises"; het niet rekening houden met inflatiewinsten en -verliezen op monetaire en financiële passiva en activa; de verschillende behandeling van de ontvangsten en uitgaven in het kader van respectievelijk de private en de publieke pensioenstelsels.

Met betrekking tot de gezinsconsumptie ( $C_g$ ): de identieke behandeling van duurzame en niet-duurzame verbruiksgoederen; het beschouwen van uitgaven voor onderwijs en gezondheidszorg als gewone consumptie-uitgaven.

(Blades, p. 76-87; Blades en Sturm, p. 7-14).

2 De toepassing van de boekhoudkundige aanpassingen (zie voetnoot 1) op de traditionele berekeningsmethode reduceert volgens Blades en Sturm wel de internationale verschillen in de gezinsspaarquote, doch doet ze zeker niet verdwijnen. Zo blijft b.v. het verschil tussen de Japanse gezinsspaarquote en die van de VS aanzienlijk (Blades, p. 88-89; Blades en Sturm, p. 9 en 14).

## II. Verklaring van de internationale verschillen in het gezinsspaargedrag

Dit tweede deel van het artikel wordt onderverdeeld in twee verschillende punten. Eerst worden in paragraaf A een aantal economische, demografische, quasi-demografische en institutionele factoren besproken die, *theoretisch* gezien, het gezinsspaargedrag beïnvloeden en bijgevolg een verklaring kunnen bieden voor de waargenomen internationale verschillen in de gezinsspaarquotes. Vervolgens worden in paragraaf B een aantal van die theoretisch mogelijke determinanten van het gezinsspaargedrag getoetst op hun *empirische* verklaringskracht. Op die manier moet duidelijk worden hoe goed de theorie de werkelijkheid kan verklaren.

### A. Theoretisch mogelijke determinanten van het aggregatief gezinsspaargedrag

#### a. Economische factoren

##### 1) Reële groeivoet van het macro-economisch beschikbaar gezinsinkomen

De invloed van de inkomensgroei op het spaargedrag wordt door Modigliani naar voren gebracht in de levenscyclustheorie van het sparen. De basishypothese van die theorie beschouwt de actieve bevolking als spaarders en de gepensioneerden (alook de minderjarigen) als ontsparders. Dit houdt in dat de spaarquote stijgt naarmate het inkomen van de huidige actieve bevolking hoger ligt dan het inkomen dat de huidige gepensioneerden hadden in hun actieve periode (Feldstein, p. 227). De levenscyclustheorie benadrukt dan ook terecht dat een economie met een hogere reële groeivoet van het gezinsinkomen een hogere spaarquote zal hebben. De reële groeivoet van het gezinsinkomen moet bijgevolg een positief verband vertonen met de gemiddelde gezinsspaarquote.

##### 2) Werkloosheid

De relatie tussen werkloosheid en sparen lijkt op het eerste gezicht vrij eenvoudig: een hoge werkloosheid tast het macro-economisch gezinsinkomen aan, waardoor ook het sparen negatief wordt beïnvloed. Een hoge werkloosheid verhoogt echter ook de onzekerheid met betrekking tot de toekomst en spoort de gezinnen aan om meer te sparen uit voorzorg. Vroeger bracht werkloosheid meestal een daling van de spaar-

quote teweeg omdat zij slechts als een voorbijgaand fenomeen werd aangezien. De gezinnen wijzigden daarvoor hun consumptiepatroon niet (BBL, p. 3).

Nu is werkloosheid echter uitgegroeid tot een structurele factor in het economisch leven. Men mag dan ook vooropstellen dat heden het voorzorgsmotief bij de gezinnen primeert en er tussen werkloosheid en de spaarquote een positief verband bestaat.

### 3) Inflatie

De relatie tussen inflatie en sparen is complex en diverse benaderingen zijn mogelijk. Een eerste, traditionele theorie wijst op mogelijke geldinflatie bij de gezinnen. Tijdens een inflatieperiode kunnen zij immers de verkeerde indruk hebben dat hun reëel inkomen toeneemt, waardoor zij hun reële consumptie opvoeren ten nadele van het sparen (BBL, p. 2). Het sparen wordt bovendien aangetast door de koophaast van wie nieuwe prijsstijgingen van de gewenste produkten voor wil zijn (Kredietbank, 1990, p. 3).

Tijdens de oliecrisis van begin jaren zeventig constateerde men echter een totaal ander gezinsgedrag. Zeer hoge spaarquotes gingen toen gepaard met zeer hoge inflatiecijfers. Er werd dan ook gezocht naar een verklaring voor deze gedragswijziging. Dit resulteerde in de theorie van de *real-balances*. Deze theorie stelt dat inflatie de reële waarde van financiële activa aantast. Bij hoge inflatie zal de spaarder dan ook geneigd zijn extra spaarinspanningen te leveren om zijn reëel financieel vermogen op peil te houden (BBL, p. 2-3).

Een eenvoudiger verantwoording voor de opgemerkte gedragsverandering tegenover inflatie is het beschouwen van inflatie als een maatstaf van onzekerheid. De enorme stijging van de levensduurte tijdens de jaren zeventig verhoogde de onzekerheid bij de gezinnen en leidde uit hoofde van het voorzorgsmotief tot een toename van het sparen. De vrij lange periode van prijsstabiliteit in de jaren tachtig zorgde dan weer voor meer zekerheid, waardoor het sparen opnieuw kon worden afgebouwd (Dean e.a., p. 38).

Gezien deze diverse en tegenstrijdige theorieën wordt voorzichtigheidshalve besloten dat het effect van inflatie op het spaargedrag theoretisch dubbelzinnig is.

### 4) Rentevoet

Ook het rente-effect op het gezinssparen ligt niet op voorhand vast, wegens een positief substitutie- en een negatief inkomenseffect. Het inkomenseffect houdt in dat bij een hogere rente het vermogen sneller groeit waardoor het (doel)sparen afneemt. Het substitutie-effect treedt op omdat bij een hogere rente toekomstige consumptie attractiever wordt dan huidige consumptie, waardoor het sparen toeneemt (Sturm, p. 159 en 188; Kramer en Mourik, p. 771). De nominale rente is in dit verband een slechte indicator, vermits deze voor een groot deel door de inflatie wordt bepaald. De reële rente geniet dan ook de voorkeur als verklarende factor voor het spaargedrag.

#### b. Demografische factoren

De levenscyclustheorie stelt een drietal interessante demografische factoren voorop die het gezinsspaargedrag duidelijk kunnen beïnvloeden (Sturm, p. 155).

##### 1) Leeftijdsstructuur van de bevolking

Zoals hiervoor reeds werd vermeld, beschouwt de levenscyclustheorie de actieve bevolking als spaarders en de gepensioneerden en minderjarigen als ontspaarders. De potentiële invloed van de leeftijdsstructuur van de bevolking op de spaarquote wordt dan ook meteen duidelijk. De spaarquote zal immers toenemen als de bevolking op actieve leeftijd omvangrijker wordt in verhouding tot het aantal gepensioneerden of minderjarigen. De volgende twee ratio's zouden bijgevolg negatief gecorreleerd moeten zijn met de gezinsspaarquote, daar zij in hun teller die leden van de bevolking omvatten die beschouwd worden als ontspaarders<sup>3</sup>:

$$\frac{P(-15 \text{ jaar})}{P(15-64 \text{ jaar})} \text{ en } \frac{P(65 \text{ en ouder})}{P(15-64 \text{ jaar})}$$

waarbij P = populatie

<sup>3</sup> De twee leeftijdsgrenzen (15 en 65 jaar) werden enkel gekozen met het oog op de beschikbare OESO-gegevens. Andere leeftijdsgrenzen zijn zeker mogelijk; men vindt ze b.v. terug bij Feldstein (p. 229) en Kopits en Gotur (p. 187).

De eerste ratio geeft de proportie weer van minderjarigen ten opzichte van de bevolking op actieve leeftijd, terwijl de tweede ratio de verhouding weergeeft tussen de gepensioneerden en de bevolking op actieve leeftijd. Uiteraard is het ook mogelijk beide ratio's samen te nemen als volgt:

$$\frac{P(-15 \text{ jaar}) + P(65 \text{ en ouder})}{P(15-64 \text{ jaar})}$$

Deze verhouding kan dan de globale afhankelijkheidsratio worden genoemd, vermits in het economisch systeem minderjarigen en gepensioneerden financieel afhankelijk zijn van de actieve bevolking. Of er substantiële verschillen in de bovenstaande ratio's bestaan, én of zij bijdragen tot de verklaring van internationale verschillen in het gezinsspaargedrag, moet uiteraard nog blijken uit het empirisch onderzoek.

### 2) Gemiddelde levensverwachting

Een toename van de gemiddelde levensverwachting zal, ceteris paribus, de gezinsspaarquote doen stijgen. Bij gelijkblijvende pensioengerechtigde leeftijd duurt de inactieve levensfase immers langer en moet de spaarinspanning dus worden opgevoerd om de consumptie over deze langere periode op peil te houden.

### 3) Gemiddelde pensioenleeftijd

Een daling van de gemiddelde pensioenleeftijd zal de gezinsspaarquote doen toenemen om dezelfde reden als hierboven. Elke persoon op actieve leeftijd heeft dan een grotere vermogensvoorraad nodig om de consumptie over zijn verlengde pensioenperiode te financieren.

Naast deze drie demografische variabelen, geëxpliciteerd in de levenscyclustheorie, zijn er nog een paar typische gezinskenmerken die het gezinsspaargedrag kunnen beïnvloeden. De belangrijkste worden besproken onder de categorie quasi-demografische factoren<sup>4</sup>. Het betreft gezinskenmerken die zich vooral de laatste tien jaar sterk hebben gemanifesteerd en bijgevolg nog vrij nieuw zijn in het theoretisch en vooral empirisch onderzoek naar de verklarende factoren van het gezinsspaargedrag.

<sup>4</sup> Deze term is ontleend aan Sturm (p. 155).

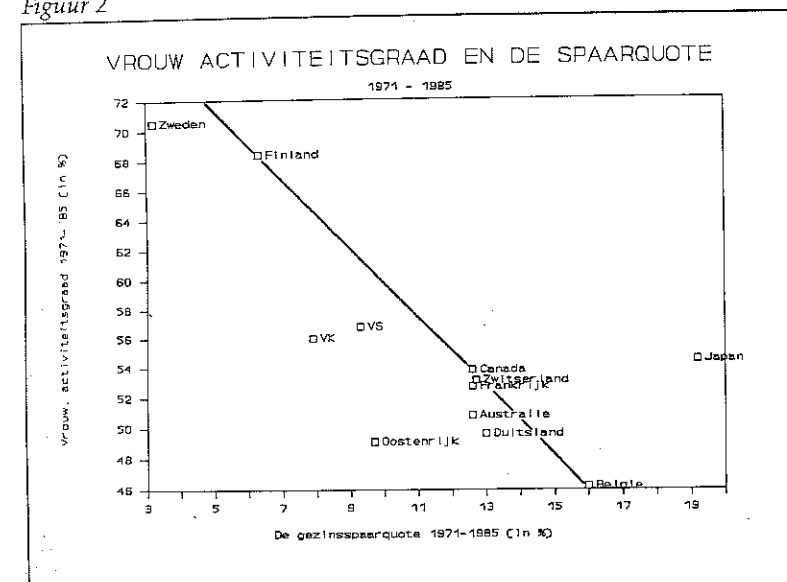
## c. Quasi-demografische factoren

### 1) Vrouwelijke activiteitsgraad

Deze variabele determineert in hoge mate het aantal gezinnen met twee inkomens en bijgevolg zal het aggregatief gezinsinkomen toenemen naarmate er meer vrouwen actief zijn op de arbeidsmarkt. De theorie stelt echter wonderwel unaniem dat deze inkomensstijging veeleer leidt tot meer en snellere consumptie dan tot een hogere gemiddelde spaarquote. De gezinnen met twee inkomens krijgen immers meer toegang tot consumptiekrediet, hebben minder nood aan voorzorgssparen en substitueren huisarbeid door commerciële goederen en diensten (Sturm, p. 156; Kramer en Mourik, p. 771; Kredietbank, 1990, p. 4).

Figuur 2 brengt alvast een voorlopige empirische bevestiging van deze theoretische eensgezindheid. Hoewel de aangepaste rechte arbitrair werd getrokken, geven de waarnemingen voor twaalf OESO-landen toch duidelijk een negatief verband aan tussen de vrouwelijke activiteitsgraad en de gezinsspaarquote.

Figuur 2



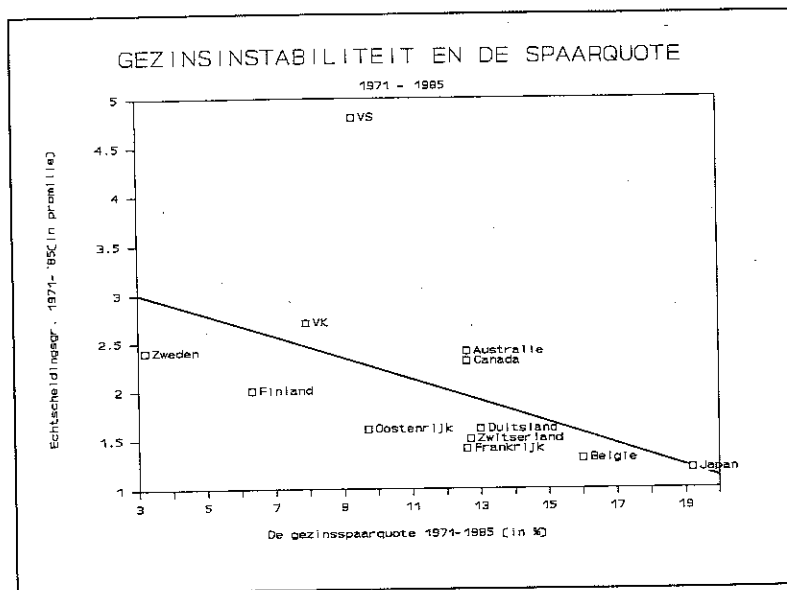
Bron: Gezinsspaarquote: zie figuur 1

Vrouwelijke activiteitsgraad: OECD, *Labour Force Statistics 1966-1986*, Parijs, OECD, Country Tables (Table II-Total Labour Force), 1988.

## 2) Gezinsinstabiliteit

De groeiende instabiliteit van gezinnen leidt tot een verkorting van hun keuzehorizon. Alle vormen van engagementen op lange termijn (b.v. woningbouw) worden immers geëvalueerd. Dit ontmoedigt het sparen en spoort veeleer aan tot meer en snellere consumptie (Babeau, p. 2). De echtscheidingsgraad, die ons een goede maatstaf lijkt van gezinsinstabiliteit, moet bijgevolg negatief gecorreleerd zijn met de spaarquote. Deze vrij originele relatie vindt in figuur 3 alvast een eerste empirische confirmatie. Enkel de Verenigde Staten, duidelijk het hoogst scorend in gezinsinstabiliteit, moeten enigszins als "afwijkend" worden beschouwd.

Figuur 3



Bron: Gezinsspaarquote: zie figuur 1  
Echtscheidingsgraad: United Nations Department of Economic and Social Affairs, Statistical Office, *Demographic Yearbook*, New York, United Nations, verschillende uitgaven.

## d. Institutionele factoren

### 1) Omvang van het wettelijk stelsel van de sociale zekerheid

Eerst en vooral dient gezegd dat, volgens de traditionele berekeningsmethode, bijdragen aan het officiële stelsel van sociale zekerheid niet als sparen worden beschouwd, terwijl vrijwillige bijdragen aan particuliere levensverzekeringen en pensioenfondsen wel tot het sparen worden gerekend (Kredietbank, 1985, p. 5).

Officiële sociale-zekerheidsprogramma's sorteren in feite twee effecten, die in tegengestelde zin inwerken op het sparen (Graham, p. 1510). Het "vermogens-effect" reduceert het (voorzorgs)sparen, vermits individuen zich door hun sociale-zekerheidsbijdragen verzekerd weten van latere uitkeringen (b.v. bij ziekte, werkloosheid, pensioen enz.). Anderzijds is er het positieve "retirement effect". Door het bestaan van uitgebreide sociale-zekerheidsvoorzieningen worden individuen aangespoord om vlugger met pensioen te gaan en meer te sparen tijdens hun ingekorte verdienperiode ter financiering van de consumptie tijdens hun verlengde pensioenperiode. Een lagere participatiegraad van de oudere bevolking (retirement effect) beïnvloedt het sparen bijgevolg positief<sup>5</sup>, terwijl hogere sociale-zekerheidsuitkeringen (vermogens-effect) negatief op het sparen inwerken.

Welk effect uiteindelijk domineert staat niet ondubbelzinnig vast. Feldstein (p. 237) toonde empirisch aan dat het vermogens-effect zwaarder doorweegt, zodat sociale-zekerheidsvoorzieningen het sparen negatief beïnvloeden.

Feldsteins bevindingen worden echter theoretisch en empirisch tegengesproken door Barro en MacDonald (p. 275-289), alsook door Koskela en Virén (p. 212-217). Beide studies concluderen immers dat sociale-zekerheidsvariabelen geen statistisch significante (negatieve) impact hebben op de gezinsspaarquote.

### 2) Beroep op en beschikbaarheid van krediet

Een hoger beroep op consumptiekrediet verhoogt de bestedingen, en vermindert de nood aan doelsparen. Bij een verhoogde opname van hypothecair krediet hoeven er niet zoveel eigen spaarmiddelen te wor-

<sup>5</sup> Het is echter ook denkbaar dat een lagere participatiegraad van de groep 55-65 jaar het relatief aandeel van de grote spaarders vermindert, wat dan tot een daling van de spaarquote zou kunnen leiden (Kramer en Mourik, p. 771).

den gereserveerd voor de bouw van een woning (Kredietbank, 1985, p. 5).

Dit negatieve verband tussen het sparen en het beroep op krediet is echter niet los te koppelen van de toegankelijkheid of beschikbaarheid van krediet, welke bepaald wordt door het institutionele kader. De daling van de gezinsspaarquote in veel landen kan inderdaad gerelateerd worden aan de deregulering van de financiële markten, die de toegankelijkheid van de kredietmarkt voor particulieren heeft bevorderd. Niet toevallig wellicht is in landen waar de deregulering het verst ging, zoals de VS en de Scandinavische landen, de gezinsspaarquote relatief laag, terwijl b.v. in Japan, een land met een relatief hoge spaarquote, nog strenge voorwaarden gelden bij een kredietopname door particulieren (Kredietbank, 1990, p. 5).

Om een oordeel te vellen over het belang van verschillen in krediettoegankelijkheid voor internationale verschillen in spaarquotes, heeft men vergelijkbare gegevens nodig over het consumptiekrediet in relatie tot het beschikbaar inkomen. Zulke gegevens zijn echter moeilijk te bekomen. Toch stelt Sturm (p. 160) dat het meer dan gemiddelde beroep op consumptiekrediet in de VS gedeeltelijk de oorzaak is van de lage spaarquote in dat land.

### 3) Belastingstructuur

Overheden kunnen hun inkomsten verhogen enerzijds via directe belastingen (inkomstenbelasting), anderzijds via consumptiebelastingen (BTW, invoerrechten, accijnzen enz.). De keuze tussen beide belastingmethodes heeft weinig invloed op het spaarvolume maar wel op de spaarquote (Blades en Sturm, p. 13). Een omschakeling van een inkomstenbelasting op een consumptiebelasting verhoogt immers de consumptie-uitgaven ( $C_g$ ) en het beschikbaar gezinsinkomen ( $Y_{bg}$ ). In de mate dat het spaarvolume ( $S_g = Y_{bg} - C_g$ ) constant blijft, zal de spaarquote ( $s_g = S_g/Y_{bg}$ ) dalen.

Omgekeerd zal een omschakeling van een verbruiksbelasting op een inkomstenbelasting de consumptie-uitgaven en het beschikbaar gezinsinkomen doen verminderen. Bij een gelijkblijvend spaarvolume zal de spaarquote vervolgens stijgen.

In welke mate de bovenstaande theoretische bevindingen worden bevestigd, zal nu moeten blijken uit het hiernavolgend empirisch onderzoek.

## B. Empirisch onderzoek

### a. Geselecteerde variabelen

Uiteraard is het onmogelijk om alle bovenvermelde determinanten van het spaargedrag in een empirische studie op te nemen. Voor een aantal determinanten zijn vergelijkbare gegevens tussen OESO-landen immers onvoldoende beschikbaar. Voorbeelden hiervan zijn het beroep op en de beschikbaarheid van krediet, alsook de sociale-zekerheidsvoorzieningen. De levensverwachting en de gemiddelde pensioenleeftijd zijn dan weer determinanten die tussen OESO-landen maar weinig variatie vertonen, en bijgevolg reeds a priori oninteressant zijn voor de empirische studie.

De verklarende variabelen die wel in aanmerking genomen zijn voor het empirisch onderzoek naar de oorzaken van internationale verschillen in de gezinsspaarquotes, worden hieronder gedefinieerd en in symbolvorm voorgesteld. Daarna wordt hun selectie bondig toegelicht en gesitueerd in het reeds bestaande econometrisch onderzoek.

$Y_{it}$  de gemiddelde reële groeivoet van het netto macro-economisch beschikbaar gezinsinkomen in land  $i$  tijdens periode  $t$

$DM_{it}$  de gemiddelde verhouding tussen de minderjarige bevolking en de bevolking op actieve leeftijd in land  $i$  tijdens periode  $t$ , waarbij  $DM$  gemeten wordt als:

$$\frac{P(-15 \text{ jaar})}{P(15-64 \text{ jaar})} \times 100$$

$DA_{it}$  de gemiddelde verhouding tussen de gepensioneerde bevolking en de bevolking op actieve leeftijd in land  $i$  tijdens periode  $t$ , met  $DA$  gedefinieerd als volgt:

$$\frac{P(65 \text{ jaar en ouder})}{P(15-64 \text{ jaar})} \times 100$$

$AFH_{it}$  de gemiddelde globale afhankelijkheidsratio in land  $i$  tijdens periode  $t$ , waarbij  $AFH$  gelijk is aan  $DA + DM$  of

$$\frac{P(-15 \text{ jaar}) + P(65 \text{ jaar en ouder})}{P(15-64 \text{ jaar})} \times 100$$

$VACT_{it}$  de gemiddelde vrouwelijke activiteitsgraad in land  $i$  tijdens periode  $t$ , met  $VACT$  gedefinieerd als:

$$\frac{\text{de totale vrouwelijke actieve bevolking}}{\text{de totale vrouwelijke bevolking van 15-64 jaar}} \times 100$$

$INF_{it}$  de gemiddelde inflatiegraad (jaarlijkse groeivoet van de consumptieprijnsindex) in land  $i$  tijdens periode  $t$

$U_{it}$  de gemiddelde werkloosheidsgraad in land  $i$  tijdens periode  $t$ , waarbij  $U$  gemeten wordt als:

$$\frac{\text{het totaal aantal werklozen}}{\text{de totale actieve bevolking}} \times 100$$

$R_{it}$  de gemiddelde reële rente op overheidsobligaties in land  $i$  tijdens periode  $t$

$CONSB_{it}$  het gemiddelde aandeel van consumptiebelastingen in de totale belastinginkomsten in land  $i$  tijdens periode  $t$

$ECHT_{it}$  de gemiddelde echtscheidingsgraad in land  $i$  tijdens periode  $t$ , waarbij  $ECHT$  gemeten wordt als het jaarlijks aantal echtscheidingen<sup>6</sup> per duizend inwoners

De te verklaren variabele wordt voorgesteld zoals volgt:

$s_{git}$  de gemiddelde gezinsspaarquote in land  $i$  tijdens periode  $t$

De variabelen  $Y_r$ ,  $DM$ ,  $DA$  en  $AFH$  vertegenwoordigen de bekende levenscyclustheorie van het sparen. Gezien het belang van deze theorie werden deze verklarende variabelen gehanteerd in het merendeel van het reeds gepubliceerde econometrisch onderzoek over de internationale verschillen in de gezinsspaarquotes (zie o.m. Sturm, p. 176). Zij mogen dan ook hier niet ontbreken.

De vrouwelijke activiteitsgraad ( $VACT$ ), de inflatiegraad ( $INF$ ) en de rentevoet ( $R$ ) worden in de regressie-analyse opgenomen daar in recent empirisch onderzoek hun belang reeds werd aangeduid (zie b.v. Graham, p. 1516-1526; Kramer en Mourik, p. 770-771).

<sup>6</sup> Echtscheiding moet worden verstaan als de finale wettelijke ontbinding van een huwelijk, die beide partijen het recht geeft te hertrouwen.

De werkloosheidsgraad ( $U$ ) werd in het gepubliceerde empirisch werk over de internationale verschillen in de spaarquote zelden opgenomen als verklarende variabele. Enkel Barro en McDonald (p. 279) namen  $U$  wel op als verklarende variabele, meer bepaald als conjunctuurindicator. In dit artikel moet  $U$  geïnterpreteerd worden als een proxy-variabele voor (inkomens)onzekerheid, die het gezinssparen positief beïnvloedt via het voorzorgsmotief.

De belastingstructuur, hier vertegenwoordigd door  $CONSB$ , is evenmin alleedaags als verklarende variabele. Enkel bij Kramer en Mourik (p. 770) vinden wij een soortgelijke variabele terug.

Een originele bijdrage, tenslotte, betreft de echtscheidingsgraad ( $ECHT$ ) als verklarende variabele. In het ons bekende econometrisch onderzoek komt deze variabele immers niet voor.

#### b. Schattingsmethode

Het hier gepresenteerde econometrisch onderzoek is gebaseerd op data voor twaalf OESO-landen<sup>7</sup> (subscript  $i$ : 1, 2, ..., 12) en heeft betrekking op de periode 1971-1985. Om het effect van cyclische fluctuaties zoveel mogelijk uit te schakelen, worden telkens voor de te verklaren variabele en haar verklarende variabelen gemiddelde waarden gehanteerd voor drie deelperiodes (subscript  $t$ : 1, 2, 3): 1971-1975, 1976-1980, 1981-1985<sup>8</sup>. Zo bekomt men voor elk beschouwd OESO-land drie te schatten gezinsspaarquotes, waardoor de steekproefgrootte uit 36 observaties bestaat.

De schatting van de invloed op de internationale verschillen in de gezinsspaarquote van de hiervoor besproken determinanten stoelt aldus op een pooling van tijdreeks- en doorsnedegegevens onder de veronderstelling dat de coëfficiënten per determinant voor ieder land en elke periode eenzelfde waarde aannemen. Deze benadering vormt een strak keurslijf doch heeft als voordeel dat zowel de ontwikkelingen in de loop van de tijd binnen een land als de verschillen tussen landen worden gemeten.

<sup>7</sup> De betreffende landen zijn: de Verenigde Staten, Canada, Japan, Duitsland, Frankrijk, België, Oostenrijk, Zweden, Zwitserland, Australië, het Verenigd Koninkrijk en Finland.

<sup>8</sup> Een volledig overzicht van de in het empirisch onderzoek gebruikte gegevens, alsook van hun respectieve bronnen, kan via de EST-redactie bij de auteur worden aangevraagd.



Twee schattingsprocedures worden achtereenvolgens gehanteerd. De eerste is die van de gewone kleinste kwadraten (OLS). Deze methode is verantwoord indien er geen heteroskedasticiteit optreedt. In grote mate betekent dit dat de relatieve belangrijkheid van de verklarende variabelen niet mag verschillen tussen de diverse landen. In regressies met observaties voor landen van verschillende grootte is de kans hier toe echter klein. Een gepaste weging van de observaties is dan ook raadzaam. Vandaar dat als tweede schattingsprocedure de methode van de gewogen kleinste kwadraten (WLS) wordt gebruikt, met de wegingscoëfficiënten gelijk aan het procentueel aandeel van elk land in de totale bevolking van de 12 steekproeflanden.

In het reeds bestaand econometrisch onderzoek zijn verschillende voorbeelden te vinden waar, net zoals hier, zowel met ongewogen als met gewogen waarnemingen werd gewerkt, ongeacht het feit of het om zuivere cross-sectie-analyse of om pooling ging: bv. Barro en McDonald, Koskela en Virén, Kopits en Gotur, Graham. Hierbij merkt Graham (p. 1521) op dat "...unweighted regressions produce very different results from weighted regressions. (...) In general the results based upon the unweighted sample (...) are very disappointing".

### c. Schattingsresultaten

De resultaten van het verrichte econometrisch onderzoek op basis van ongewogen observaties (OLS) worden voorgesteld in tabel 1.

In tegenstelling tot Grahams visie zijn de ongewogen regressieresultaten zeker niet ontgoochelend. Deze mening wordt trouwens gedeeld door Koskela en Virén (p. 214), alsook door Kopits en Gotur (p. 176-177). Verscheidene vergelijkingen slagen er zelfs in om meer dan 70 % van de internationale verschillen in de gezinsspaarquote te verklaren (cfr.  $\bar{R}^2$ ). Bovendien vertonen de coëfficiënten bij de verklarende variabelen hun theoretisch verwachte teken (+ of -) en kunnen ze als statistisch significant worden bestempeld (cfr. de t-waarden).

Zo wordt in eerste instantie Modigliani's levenscyclustheorie bevestigd. De reële inkomensgroei ( $Y_r$ ) beïnvloedt de gezinsspaarquote gunstig, terwijl de variabelen betreffende de leeftijdsstructuur van de bevolking (DA, DM en AFH) een negatieve invloed uitoefenen.

Wel werd vastgesteld dat  $Y_r$  duidelijk gecorreleerd is met zowel DA als DM (correlatiecoëfficiënt van respectievelijk -0,48 en 0,72). Vandaar dat in tabel 1 de inkomensgroei enkel gecombineerd wordt met de globale

Tabel 1  
Ongewogen regressieresultaten (OLS)

	C	$Y_{rt}$	DA <sub>it</sub>	DM <sub>it</sub>	AFH <sub>it</sub>	ECH <sub>it</sub>	VACT <sub>it</sub>	U <sub>it</sub>	INF <sub>it</sub>	R <sub>it</sub>	CONSB <sub>it</sub>	$\bar{R}^2$	F	DW
1	33,79 (8,98)	0,46 (1,73)	-	-	-	-26,59 (4,67)	-0,20 (3,06)	0,51 (2,91)	-	-	-0,37 (5,05)	0,68	16,21	1,71
2	49,05 (6,94)	0,49 (1,98)	-	-	-0,26 (2,48)	-21,10 (3,70)	-0,27 (4,06)	0,34 (1,94)	-	-	-0,29 (3,84)	0,73	16,86	1,81
3	53,56 (7,25)	0,36 (1,45)	-	-	-0,32 (2,96)	-20,89 (3,77)	-0,32 (4,49)	0,30 (1,73)	0,27 (1,65)	-	-0,30 (4,11)	0,75	15,70	1,92
4	57,32 (8,62)	0,41 (1,58)	-	-	-0,39 (3,96)	-17,67 (3,87)	+0,37 (5,93)	-	0,54 (2,60)	0,38 (1,74)	-0,28 (4,11)	0,75	15,72	1,83
5	42,98 (13,18)	-	-0,40 (4,14)	-	-	-18,34 (4,42)	-0,26 (5,05)	-	-	-	-0,22 (3,67)	0,74	26,54	1,70
6	41,98 (13,65)	-	-0,37 (4,07)	-	-	-24,66 (5,21)	-0,23 (4,64)	0,32 (2,33)	-	-	-0,23 (4,50)	0,78	25,34	1,99
7	42,81 (13,81)	-	-0,43 (4,56)	-	-	-22,30 (5,17)	-0,27 (5,30)	-	0,30 (1,56)	0,43 (2,17)	-0,26 (4,04)	0,77	20,50	1,81
8	51,85 (6,51)	-	-0,49 (4,56)	-0,17 (1,71)	-	-16,73 (4,05)	-0,31 (5,42)	-	-	-	-0,20 (3,22)	0,76	23,14	1,71
9	53,08 (7,65)	-	-0,59 (5,06)	-0,26 (2,30)	-	-12,09 (2,74)	-0,35 (5,63)	-	-	-	-	0,69	20,33	1,40

### Toelichting

t = 1, 2, 3, i = 1, ..., 12.

Steekproefgrootte: N = 36.

De afhankelijke variabele in elke vergelijking is de gezinsspaarquote  $s_{git}$ .

Gemiddelde waarde van  $s_{git}$ : 11,25.

C stelt de constante term voor en de cijfers tussen haakjes geven de absolute t-waarden weer.

$\bar{R}^2$ , F en DW vertegenwoordigen respectievelijk de determinatiecoëfficiënt, de F-waarde en het Durbin-Watson kengetal.

afhankelijkheidsratio (AFH), d.i. de som van DA en DM. Merk tevens op dat de spaarquotevergelijkingen zonder  $Y_t$  maar met DA, beter presteren wat de determinatiecoëfficiënt en de F-waarde betreft.

Het positieve effect van de werkloosheidsgraad, proxy-variabele voor (inkomens)onzekerheid, geeft het belang aan van het voorzorgssparen tijdens de schattingsperiode 1971-1985. Ook de inflatiegraad vertoont, net zoals bij Kramer en Mourik (p. 770), een positieve coëfficiënt.

De positieve invloed van de reële rentevoet op het gezinsspaargedrag impliceert een dominerend substitutie-effect. Kramer en Mourik (p. 770) kwamen in hun empirische studie tot eenzelfde conclusie. Niettemin dient te worden opgemerkt dat de merkelijke stijging van de reële rente sinds 1980, in het bijzonder in de VS en het VK, geen directe toename van de spaarneiging heeft uitgelokt.

Het door Blades en Sturm (p. 13) verwachte negatieve effect van het aandeel van de consumptiebelastingen in de totale belastinginkomsten (CONSB) wordt overtuigend bevestigd. Net zoals het negatieve effect trouwens van de vrouwelijke activiteitsgraad (VACT) en de echtscheidingsgraad (ECHT).

De negatieve impact van de vrouwelijke activiteitsgraad op de spaarquote is een bevestiging voor de empirische bevindingen van zowel Graham als Kramer en Mourik. De echtscheidingsgraad (lees de gezinsinstabiliteit) betreft de nieuw geïntroduceerde factor in het economisch onderzoek. De hoge negatieve coëfficiënt bij ECHT in elke vergelijking is uiteraard te wijten aan de uitdrukking van de echtscheidingsgraad in pro mille in plaats van in procent. Niettemin draagt de gezinsinstabiliteit wezenlijk bij tot de verklaring van de internationale verschillen in de gezinsspaarquote. Zo suggereert de echtscheidingsgraad voor de periode 1981-1985 b.v. dat de Amerikaanse spaarquote, gemiddeld beschouwd, 7,22 procentpunten lager ligt dan de Japanse. Dit vertegenwoordigt bijna 90 % van het werkelijke verschil (8,3 procentpunten) tussen beide quotes.

Vergelijking 9 uit tabel 1 toont vervolgens aan dat demografische (DA, DM) en quasi-demografische factoren (ECHT, VACT) alleen al bijna 70 % van de internationale verschillen kunnen verklaren. Merk bovendien hun significante negatieve impact op de spaarquote op.

Een laatste opmerking bij tabel 1 betreft de hoge en sterk significante coëfficiënt bij de constante C. Deze constante benadert in feite de mar-

Tabel 2  
Ongevoegen regressieresultaten (WLS)

	C	$Y_{0t}$	DA <sub>it</sub>	DM <sub>it</sub>	AFH <sub>it</sub>	ECHT <sub>it</sub>	VACT <sub>it</sub>	U <sub>it</sub>	INF <sub>it</sub>	R <sub>it</sub>	CONSB <sub>it</sub>	R <sup>2</sup>	F	DW
1	34,41 (6,77)	0,51 (2,17)	-	-	-	-28,65 (7,92)	-0,15 (1,83)	0,41 (2,11)	-	-	-0,46 (7,13)	0,80	29,63	2,03
2	47,66 (6,20)	0,55 (2,50)	-	-	-0,25 (2,20)	-21,05 (4,34)	-0,22 (2,67)	0,18 (0,84)	-	-	-0,32 (3,57)	0,83	28,65	2,04
3	49,00 (6,20)	0,50 (2,19)	-	-	-0,26 (2,28)	-21,24 (4,35)	-0,24 (2,77)	0,19 (0,91)	0,10 (0,83)	-	-0,33 (3,65)	0,82	24,40	2,10
4	52,08 (6,88)	0,50 (2,11)	-	-	-0,31 (2,97)	-18,17 (5,99)	-0,28 (2,86)	-	0,21 (0,95)	0,14 (0,64)	-0,31 (3,78)	0,82	23,98	1,99
5	38,91 (10,27)	-	-0,44 (4,19)	-	-	-20,37 (9,06)	-0,16 (2,42)	-	-	-	-0,21 (3,12)	0,85	51,00	1,92
6	39,88 (10,18)	-	-0,42 (3,97)	-	-	-22,72 (6,91)	-0,17 (2,56)	0,16 (0,98)	-	-	-0,25 (3,22)	0,85	40,94	2,05
7	41,43 (9,24)	-	-0,46 (4,19)	-	-	-20,71 (6,81)	-0,22 (2,47)	-	0,13 (0,65)	0,21 (1,04)	-0,23 (2,85)	0,85	33,40	1,92
8	47,82 (7,36)	-	-0,54 (4,55)	-0,15 (1,66)	-	-18,19 (7,14)	-0,22 (2,98)	-	-	-	-0,18 (2,51)	0,86	43,68	2,03
9	49,69 (7,11)	-	-0,76 (6,68)	-0,22 (2,40)	-	-14,61 (6,39)	-0,23 (2,80)	-	-	-	-	0,84	45,28	1,65

Toelichting  
Zie tabel 1. De observaties werden gewogen op basis van populatiegewicht.  
Het gewogen gemiddelde van  $S_{9it}$ : 12,05.

ginale spaarquote, die hier duidelijk voor elk inkomensniveau  $Y_{bg}$  boven de gemiddelde spaarquote ligt. Tabel 1 bevestigt hiermee een belangrijk kenmerk van de Keynesiaanse spaarfunctie.

Grahams visie, dat gewogen regressieresultaten sterk verschillen van ongewogen resultaten, wordt slechts in zeer beperkte mate bevestigd.

In tabel 2, waar de gewogen regressieresultaten worden gerapporteerd, zijn de verschillende verklarende variabelen immers niet van teken veranderd. Bovendien stellen we vast dat, gemiddeld beschouwd, de grootte alsook de significantie van de coëfficiënten bij C, Yr, DA, DM, AFH, ECHT, VACT en CONSB zich niet drastisch hebben gewijzigd. Voor deze overwegend "structurele" variabelen blijven de conclusies uit tabel 1 dan ook gelden.

Dit is echter niet het geval voor de "economische" factoren U, INF en R, die nog wel hun positieve coëfficiënt behouden, doch niet meer statistisch significant blijken. Enkel in vergelijking 1 heeft de werkloosheidsgraad immers nog een redelijke t-waarde.

Dit kan er op wijzen dat de impact van deze economische factoren op de spaarquote duidelijk verschilt tussen de landen onderling. De weging van de observaties kan dan inderdaad leiden tot een lagere coëfficiënt en een ontoereikende significantiegraad. Voor de inflatie en de rentevoet betekent dit alvast een zekere bevestiging van hun theoretisch dubbelzinnige impact op het gezinsspaargedrag.

Opvallend is ook, vergeleken met tabel 1, de toename van de determinatiecoëfficiënt, de F-waarde en het DW-kengetal. Het gebruik van gewogen observaties verhoogt dus blijkbaar de algemene statistische geldigheid van de gespecificeerde spaarquotevergelijkingen. Zo wordt in tabel 2 (cfr. vergelijking 9) nog duidelijker gewezen op het belang van demografische en quasi-demografische factoren in de verklaring van de internationale verschillen in de gezinsspaarquote.

Het voor dit artikel uitgevoerde econometrisch onderzoek laat ons nu toe enkele relevante conclusies te trekken in verband met de determinanten van het gezinsspaargedrag. Toch is deze empirische zoektocht naar de verklarende variabelen van de internationale verschillen in de gezinsspaarquote verre van voltooid. Denk b.v. aan de potentiële invloed van sociale-zekerheidsvariabelen op het gezinssparen, wat in dit artikel niet empirisch werd behandeld. Ook het gebruik van alternatieve spaardefinities kan een belangrijke invloed hebben op de verschillen

in de spaarquote. Bovendien gelden onze hiernavermelde conclusies enkel voor de periode 1971-1985 en voor de twaalf beschouwde OESO-landen. Er is niet nagegaan in welke mate de keuze van de periode en/of de steekproef van landen de resultaten beïnvloeden.

### Algemene conclusies

1. De gezinsspaarquotes van diverse OESO-landen zijn zeer uiteenlopend qua omvang maar vertonen een gelijksoortig conjunctureel verloop. Internationale verschillen in het gezinsspaargedrag zijn aldus structureel van aard.
2. De reële groeivoet van het beschikbaar gezinsinkomen beïnvloedt de spaarquote positief, terwijl de variabelen betreffende de leeftijdsstructuur van de bevolking een overtuigend negatieve impact vertonen op het gezinsspaargedrag. De levenscyclus Theorie van Modigliani wordt bijgevolg grotendeels bevestigd.
3. De inflatiegraad en de rentevoet vertonen geen eenduidig significante invloed op het (gewogen) spaargedrag. Hun theoretische dubbelzinnigheid wordt dan ook in zekere mate geconfirmeerd. Ook de impact van de werkloosheidsgraad verschilt blijkbaar sterk tussen de diverse OESO-landen. De tendens tot een positieve correlatie met de (gewogen) gemiddelde spaarquote is wel aanwezig, doch niet op een eenduidig significante wijze.
4. De manier waarop de overheid haar belastinginkomsten structureert, beïnvloedt niet zozeer het spaarvolume als wel de spaarquote. Kiest de overheid immers vooral voor (indirecte) consumptiebelastingen, dan zal de quote dalen.
5. De gezinsinstabiliteit, gemeten door de echtscheidingsgraad, moet als een nieuwe en tevens belangrijke determinant van het aggregatief gezinsspaargedrag worden beschouwd. Het steeds stijgende aantal echtscheidingen ontmoedigt inderdaad de engagementen op lange termijn en spoort (vooral jongere) gezinnen veeleer aan tot snellere consumptie dan tot meer sparen. Bovendien leiden de echtscheidingen tot een toenemend aantal eenoudergezinnen. De aangetaste inkomsten/uitgaven-verhouding die deze gezinsvorm kenmerkt, kan dan eveneens aanleiding geven tot een algemeen dalende spaarneiging.

6. De bijdrage van de vrouwelijke activiteitsgraad tot de verklaring van de internationale verschillen in de spaarquote is eveneens overduidelijk. Deze gezinskarakteristiek oefent immers, net zoals de echtscheidingsgraad, een eenduidig negatieve impact uit op het spaargedrag.
7. Ten slotte werd in het empirisch onderzoek ook herhaaldelijk gewezen op de belangrijke rol van demografische en quasi-demografische factoren in de verklaring van internationale verschillen in het gezins-spaargedrag. Deze op het spaargedrag negatief inwerkende (structurele) variabelen zijn immers in staat, na weging van de observaties, meer dan vier vijfden van de verschillen in de spaarquote te verklaren.

Deze conclusies minimaliseren niet alleen de rol van de economische variabelen maar ook de mogelijke impact van de overheid op de gezins-spaarquote. De belastingstructuur en de inkomensgroei kan zij weliswaar nog beïnvloeden, doch haar impact op de demografische en quasi-demografische factoren is vrijwel onbestaand.

Bovendien is het vrij realistisch te veronderstellen dat de vergrijzingsgraad van de bevolking (DA), de echtscheidingsgraad en de vrouwelijke activiteitsgraad in de toekomst nog zullen toenemen. Deze veronderstelling suggereert bijgevolg een trendmatige daling van de gezins-spaarquote<sup>9</sup>.

Dit schijnbaar ongunstige vooruitzicht betekent echter nog geen toekomstig spaartekort. Het groeipotentieel van een economie is niet alleen afhankelijk van het niveau van de totale besparingen, maar ook van een zo efficiënt mogelijke verdeling van die besparingen over investeringen met de hoogste produktiviteit. De integratie van de kapitaalmarkten en de vrijmaking van het internationale kapitaalverkeer zullen de mobiliteit van het kapitaal verhogen en het mogelijk maken dat spaargelden de meest renderende investeringsprojecten opzoeken. De afnemende spaarneiging zou zodoende minstens gedeeltelijk worden opgevangen door een efficiëntere allocatie van het sparen.

Het gezinssparen is bovendien slechts één component van de totale besparingen. Een verdere begrotingsbeheersing kan in de meeste OESO-

<sup>9</sup> Ook in Kredietbank (1990, p. 4-5) wordt een trendmatige daling van de gezinsspaarquote gesuggereerd.

landen leiden tot een nog geringer overheidsontsparen. Daarenboven kunnen, gezien de trendmatig nog behoorlijke winstperspectieven, ook de winstreserveringen van de bedrijven de totale besparingen in vele landen allicht nog ondersteunen.

## Bibliografie

- BABEAU, André, "Les facteurs structurels de baisse du taux d'épargne", *Eurépargne*, Straatsburg, Eurépargne, nr. 5, 1986, p. 1-5.
- BANQUE BRUXELLES LAMBERT, "Une variable conjoncturelle quelque peu oubliée: l'épargne des ménages", *Bulletin Financier*, Brussel, BBL, nr. 20, 20 juni 1980, p. 1-4.
- BARRO, Robert J. en MCDONALD, Glenn M., "Social Security and Consumer Spending in an International Cross section", *Journal of Public Economics*, 1979, p. 275-289.
- BLADES, Derek, "Mesures possible de l'épargne", *Perspectives Economiques de l'OCDE: Etudes Spéciales*, Parijs, OCDE, juni 1983, p. 74-94.
- BLADES, Derek en STURM, Peter H., "The concept and measurement of savings: the United States and other industrialised countries", in: *Saving and Government Policy*, Boston, Federal Reserve Bank of Boston (Conference series nr. 25), oktober 1982, p. 1-30.
- DEAN, Andrew, DURAND, Martine, FALLON, John en HOELLER, Peter, "Saving Trends and Behaviour in OECD Countries", *OECD Economic Studies*, Spring 1990, p. 7-58.
- FELDSTEIN, Martin, "International differences in social security and saving", *Journal of Public Economics*, Amsterdam, North-Holland Publishing Co., 14 oktober 1980, p. 225-244.
- GRAHAM, John W., "International differences in saving rates and 'the life cycle hypothesis'", *European Economic Review*, Amsterdam, Elsevier Science Publishers B.V., Vol 31, nr. 8, 1987, blz. 1509-1529.
- IMF, *International Financial Statistics*, Yearbook 1990.
- KOPITS, George en GOTUR, Padma, "The influence of social security on household savings: A cross country investigation", *IMF Staff Papers*, Washington DC, IMF, maart 1980, p. 161-190.
- KOSKELA, Erkki en VIREN, Matti, "Social Security and Household Saving in an International Cross Section", *The American Economic Review*, maart 1983, blz. 212-217.
- KRAMER, P., en MOURIK, I.J., "De Nederlandse besparingen in internationaal verband", *Ekonomisch Statistische Berichten*, 22 augustus 1990, p. 768-772.
- KREDIETBANK, "Een trendmatig dalende gezinsspaarquote?", *Weekberichten*, Brussel, Kredietbank, 45ste jg., nr. 27, 7 september 1990, p. 1-6.
- KREDIETBANK, "De Belgische spaarquote in internationaal perspectief", *Weekberichten*, Brussel, KB, 40ste jg., nr. 16, 19 april 1985, p. 1-7.

MODIGLIANI, Franco, "The life cycle hypothesis of saving and intercountry differences in the saving ratio", in *Induction Growth and Trade: Essays in Honor of Sir Roy Harrod*, Eds. ELTIS, SCOTT en WOLFE, Oxford, Clarendon Press, 1970, p. 197-225.

OECD, *Economic Outlook*, verschillende uitgaven.

OECD, *Labour Force Statistics 1966-1986*, 1988, 501 p.

OECD, *National Accounts-Volume II - Detailed Tables*, verschillende uitgaven.

OECD, *Revenue Statistics*, verschillende uitgaven.

STURM, Peter H., "Determinants of savings: Theory and evidence", *OECD Economic Studies*, Parijs, OECD, nr. 1, Autumn 1983, p. 147-196.

UNITED NATIONS DEPARTMENT OF ECONOMIC AND SOCIAL AFFAIRS, STATISTICAL OFFICE, *Demographic Yearbook*, New York, United Nations, verschillende uitgaven.

#### Abstract

#### Household Saving Rates of Twelve OECD Countries, 1971-1985

*This paper demonstrates that household saving rates of diverse OECD nations show huge differences in size, but produce the same cyclical pattern. It also points out the economic, demographic, quasi demographic and institutional determinants which are theoretically capable to explain the intercountry differences in the saving rate. Finally, an empirical analysis illustrates that demographic and quasi demographic variables explain more than 80 % of the observed variation in the household saving rates of OECD nations during the period 1971-1985. Especially the instability of households, measured by means of the divorce rate, has to be considered to be a new and quite important determinant of aggregate saving.*

# Noordstar verzekert een snelle oplossing bij schade.



Een ongeluk is snel gebeurd. Daarom neemt u een verzekering. Liefst één die snel bijspringt als het mis loopt.

Een Noordstar-verzekering bijvoorbeeld. De snelwerkende, financiële pijnstillert bij schade! Noordstar betaalt bij autoschade maar liefst 83% van de schadegevallen uit binnen de 3 maanden na de datum van ongeval. Vergeleken met het nationaal marktgemiddelde van

66% een unieke prestatie.

Voor andere verzekeringsproducten bereikt Noordstar een gelijkaardige efficiëntie. Bespaar uzelf heel wat kopzorgen en informeer bij uw makelaar naar de snelle Noordstar-service.

**NOORDSTAR**  
VERZEKERINGEN

Noordstar NV - Groot-Brittanniëlaan 125 - 9000 Gent - 091/35 37 11  
Noordstar NV - Louiza Marialei 2 - 2018 Antwerpen - 03/233 98 05