

Het effect van de reële rente op de consumptie van Nederland

ERASMUS UNIVERSITY ROTTERDAM

Erasmus School of Economics

Department of Economics



Abstract

In dit onderzoek is gekeken naar het effect van de reële rente op de nationale consumptie van Nederland. Er is gebruik gemaakt van een regressie met de OLS methode waarbij de reële rente als onafhankelijke variabele en de relatieve consumptie als afhankelijke variabele zijn behandeld. In de regressie zijn ook een aantal controlevariabelen gebruikt. Uit de regressie kwam een positief significante coëfficiënt voor de reële rente. Echter is de reële rente in de regressie een endogene variabele waardoor de coëfficiënt een bias heeft en inconsistent is. Daarnaast is er met de TSLS methode een alternatief gevonden voor de originele regressie, die een positieve maar niet significante invloed laat zien.

Scriptiebegeleider: Dr. L.C.G. Pozzi

Naam: Duco Arbouw

Studentnummer: 389011

E-mailadres: duco-_arbouw@hotmail.com

Inhoudsopgave

Inleiding	blz.1
Literatuuroverzicht	blz.3
I. Rente en consumptie	blz.3
II. Andere variabelen en consumptie	blz.5
Data	blz.8
Methodologie	blz.10
Resultaten	blz.11
I. Uitkomsten	blz.11
II. Assumpties OLS	blz.13
Conclusie	blz.19
Bibliografie	blz.21
Bijlagen	blz.23

Inleiding

Sinds de financiële crisis van 2008 zijn de verschillende rentes van de Europese Centrale Bank (ECB) gedaald tot een historisch dieptepunt (ECB, Key ECB interest rates, 2016). Het monetaire beleid van de ECB heeft als doelstelling dat de prijzen in de Eurozone stabiel blijven (ECB, The Eurosystem's instruments, 2016). Om dit te verwezenlijken streeft de ECB naar een inflatie van bijna 2%. Met het verlagen van de rente en het opkoopprogramma wil de ECB de economie stimuleren; dit moet leiden tot meer consumptie en investeringen (Jacobs, 2016). Vanaf april 2013 is de inflatie niet meer in de buurt gekomen van de 2% en de sindsdien dalende rente heeft de inflatie niet kunnen brengen naar het gewenste niveau. Er is dan ook kritiek gekomen op het beleid van de ECB vanwege de lage rente, die de verdienmodellen van pensioenfondsen en verzekeraars onder druk zou zetten (RTLZ, 2016). Daarnaast zorgen de lage ECB rentes voor een lage spaarrente wat, volgens voormalig president van De Nederlandse Bank Nout Wellink, de spaarders onzeker maakt. Als gevolg van deze onzekerheid kunnen spaarders ervoor kiezen om juist meer te gaan sparen om een toekomstige tegenvaller op te kunnen vangen (DNB, 2014). Dit zou dus betekenen dat als de spaarrentestand de onzekerheid van de economische situatie voor huishoudens zou beïnvloeden, een lage rente leidt tot meer sparen. Het verlagen van de rente zorgt dan voor een verkeerde stimulans omdat mensen meer geld opzij zetten en minder gaan uitgeven; de consumptie wordt afgeremd.

Een persoon kan met zijn inkomen kiezen uit twee opties, dat wil zeggen tussen al het inkomen uitgeven/consumeren nu of een deel sparen voor later. Het model dat deze keuze in kaart brengt is het intertemporele keuzemodel, waarbij iemand in twee verschillende periodes, nu en later, gegeven een inkomen in beide perioden zijn/haar consumptie kan verdelen (Frank & Edward, 2013). Afhankelijk van de preferentie voor consumptie nu(later) kan iemand lenen(sparen) om de huidige(toekomstige) consumptie te verhogen. Als er geprefereerd wordt te sparen levert dat de huidige besparing van inkomen op plus de ontvangen rente over dit bedrag. Echter als er geleend wordt, zal er rente betaald moeten worden ten koste van het inkomen later. De rente waar in beide gevallen rekening mee wordt gehouden is de reële rente (Attanasio & Weber, 1993). De reële rente is de nominale

rente gecorrigeerd voor inflatie. Inflatie zorgt ervoor dat de prijzen in periode twee stijgen waardoor de koopkracht afneemt. Met het bedrag dat gespaard wordt in periode een kan dus minder worden gekocht.

De verandering in keuze tussen nu en later is te onderscheiden in het substitutie effect en het inkomenseffect. Het substitutie effect houdt in dat vanwege een verandering in de rente, de preferentie tussen consumptie nu en later verandert. Het inkomenseffect betekent dat door een renteverandering het reële inkomen ook verandert. De rente van een spaarder is minder rendabel als de rente daalt, dus als een spaarder ondanks de rentedaling blijft sparen is zijn reële inkomen lager. Bij een dalende rente zorgt het substitutie effect voor een stijging van de huidige consumptie omdat dit goedkoper is en zorgt het inkomenseffect voor een daling van zowel huidige als toekomstige consumptie. Per saldo zal de toekomstige consumptie dalen en heffen de effecten van inkomen en substitutie voor huidige consumptie elkaar op. Voor een lener zal het substitutie effect net als bij een spaarder de huidige consumptie doen stijgen en zal het inkomenseffect de huidige en toekomstige consumptie laten stijgen omdat de voorwaarden voor lenen beter zijn geworden, het reële inkomen neemt toe. Hier geldt per saldo het tegenovergestelde van een spaarder; de huidige consumptie neemt toe en het inkomenseffect en substitutie effect heffen elkaar op voor toekomstige consumptie. Wanneer beide effecten elkaar opheffen is het onduidelijk wat dit doet met de huidige(toekomstige) consumptie voor een spaarder(lener).

Om met een daling in de rente de huidige consumptie te stimuleren moeten de meeste mensen volgens bovenstaande leners zijn. Vanwege het feit dat in Nederland meer dan de helft van de mensen een hypotheek heeft is het niet onbegrijpelijk dat de ECB hier zijn beleid op baseert (Eurostat, 2016). Aan de andere kant spaart in Nederland ongeveer 81 procent van de consumenten (Nibud, 2015). In dit onderzoek zal niet alleen de consumptie van huishoudens worden meegenomen maar ook de consumptie van de overheid zodat er gerekend wordt met de consumptie van de gehele Nederlandse economie. Om de invloed van de reële rente op macroniveau vast te stellen is de hoofdvraag als volgt:

Wat is het effect van de reële rente op de consumptie van Nederland?

In de rest van deze paper zal de hoofdvraag worden uitgewerkt. Als eerste zal het literatuuroverzicht de al bestaande werken in kaart brengen, die zich bezighouden met de relatie tussen de reële rente en consumptie/sparen en met de relatie tussen andere variabelen en de consumptie. Na het literatuuroverzicht wordt de data die voor dit onderzoek is gebruikt uitgelegd. De methodologie behandelt de werkwijze waarmee de onderzoeksvraag wordt beantwoord. Daarna zullen in de resultaten de bevindingen van dit onderzoek worden beschreven. Als laatste volgt een conclusie.

Literatuuroverzicht

In dit literatuuroverzicht zal een overzicht worden gegeven van werken die de relatie tussen de rente en de consumptie hebben onderzocht en van andere onderzoeken die gekeken hebben naar andere determinanten van consumptie, die ook in dit onderzoek zullen worden gebruikt. Determinanten die niet in het onderzoek zullen worden gebruikt worden buiten beschouwing gelaten. De twee onderwerpen worden onderverdeeld in deel I en deel II.

I. Rente en consumptie

Uit een onderzoek van Hall is gebleken dat de relatie tussen de reële rente en het uitstellen van consumptie, hier gedefinieerd als de consumptie van niet-duurzame goederen, zwak is (Hall, 1988). In dit onderzoek worden twee verschillende perioden in de VS met elkaar vergeleken, de periode 1952-1965 en 1966-1979. Tussen deze perioden wordt het verschil in reële rendementen van aandelen, staatsobligaties en spaarrentes met elkaar vergeleken. In de eerste periode zijn alle drie de rendementen positief en in de tweede periode allemaal negatief. In tegenstelling tot de gemiddelde groei van consumptie, die in beide perioden nagenoeg gelijk bleef. Dus lijkt het erop dat de reële rendementen en de groei van consumptie een zwakke relatie vertonen. Om nauwkeuriger de uitstel van consumptie te meten gebruikt Hall een regressie met als afhankelijke variabele $\log(c_t/c_{t-1})$, wat de elasticiteit van consumptie weergeeft, en een onafhankelijke variabele r die het reële rendement van de drie verschillende vermogens representeert. Voor het reële rendement

op aandelen, gebaseerd op de S&P 500 index, was de coëfficiënt van r licht negatief (-0,075) maar niet significant met een p -waarde van 0,083. Voor de spaarrentes was de coëfficiënt 0,039 en ook hier was de relatie tussen reële rendement en consumptie niet significant. Bij de staatsobligaties was de coëfficiënt 0,59 en opnieuw was de coëfficiënt niet significant wat betekent dat er niet genoeg bewijs is dat de coëfficiënt niet gelijk is aan nul, gegeven een significantieniveau van 95%. Op basis van deze resultaten concludeert Hall dat men niet kan zeggen dat de reële rente een bepalende invloed uitoefent op de elasticiteit van consumptie.

Een vergelijkbaar resultaat werd verkregen in een onderzoek in het Verenigd Koninkrijk (Attanasio & Weber, 1993). In de periode 1970-1986 was de elasticiteit van consumptie net als in het werk van Hall niet significant, dus de coëfficiënt van de reële rente in de regressie kon niet anders zijn dan nul. Waar in dit onderzoek ook naar was gekeken, was het verschil tussen elasticiteit op nationaal niveau en op kleine schaal. Voor de kleine schaal werd gebruik gemaakt van een enquête over gezinsuitgaven onder 7000 mensen. Bij de kleine groep was de elasticiteit wel hoger maar opnieuw niet significant. Als verklaring voor het verschil tussen beide groepen gaven Attanasio en Weber aan dat de kleine groep niet gelijk is aan de gehele bevolking.

Een studie in België keek naar de relatie tussen de spaarrente en de spaarquote tussen 2006-2010 (Stinglhamer, Van Nieuwenhuyze, & Zachary, 2011). Voor 2006-2008 was er een zwakke correlatie tussen de spaarrente en de spaarquote. Door de financiële crisis in 2008 ging de spaarquote in 2009 en 2010 omhoog, terwijl de rente daalde. De voornaamste redenen om meer te gaan sparen was de toegenomen onzekerheid over de toekomst, het verlies van financieel vermogen en de verslechtering van de overheidsbegroting. Van medio 2007 tot en met eind 2008 verloor het bruto financieel vermogen van particulieren 71 miljard euro. Door deze daling probeerden particulieren dit verlies op te vangen door meer te gaan sparen. De spaarquote, uitgedrukt in percentage van het bruto beschikbaar inkomen, liep tussen 2007 en 2009 2 procent op wat dus betekent dat er gekozen is om meer te sparen in plaats van te consumeren. De extra onzekerheid is grotendeels te verklaren met de opgelopen werkloosheid want in het Belgische consumentenvertrouwen was de werkloosheidsverwachting sterk gestegen. Als laatste zorgt een verslechtering van de

schuldratio van de overheid voor een hogere spaarquote omdat men verwacht dat de belastingen zullen moeten worden verhoogd of omdat er op de sociale uitkeringen moet worden gekort. Deze drie factoren zijn in de periode 2006-2010 belangrijker geweest dan de verandering van de rente voor het spaargedrag.

In een grote empirische studie van 98 landen tussen 1965 en 1994 is gezocht naar variabelen die de nationale besparingen mogelijk beïnvloeden (Loayza, Schmidt-Hebbel, & Serven, 2000). De data voor dit onderzoek was afkomstig van de Wereldbank. Voor het onderzoek zijn vijf verschillende modellen gebruikt, maar in het meest geprefereerde model had de reële rente een negatieve coëfficiënt en was deze coëfficiënt niet significant. Andere variabelen in het model waren onder andere het reële BBP per hoofd, de reële groei van het BBP per hoofd, de inflatie, een verstedelijkingsratio en de beschikbaarheid van krediet. De reële groei van het BBP per hoofd en in mindere mate het reële BBP per hoofd zorgden voor een hogere spaarratio. Bij een stijging van de inflatie neemt tevens de spaarratio toe. Inflatie wordt in het model gebruikt als variabele omdat de inflatie in eerdere onderzoeken als een proxy voor prijsonzekerheid of macro-economische stabiliteit vaker voorkomt. De beschikbaarheid van krediet leidt tot een lagere spaarratio.

II. Andere variabelen en consumptie

Consumentenvertrouwen

In een onderzoek van Ludvigson is de rol van consumentenvertrouwen op de uitgaven van consumenten nader geanalyseerd, voor de periode 1968-2002 (Ludvigson, 2004). Hierbij werd gebruik gemaakt van twee verschillende indices die het consumentenvertrouwen maten, nl. de Consumer Sentiment Index en de Consumer Confidence Index. Beide indices baseerden zich op vragen uit een enquête die aan consumenten werden gesteld. De vragen gingen over zowel de huidige situatie als de verwachte toekomstige situatie met betrekking tot inkomen, klimaat voor bedrijven en arbeidsmarkt. Met de indices werden regressies opgesteld tussen consumentenvertrouwen en de groei van bepaalde categorieën van consumentenuitgaven, waarbij met behulp van de verwachte toekomstige situatie de groei

voor het volgende kwartaal zal worden voorspeld. Er werd niet gewerkt met de vragen over de huidige situatie omdat die minder relevant waren voor de groei van de consumentenuitgaven in de daaropvolgende perioden. Om aan te geven in hoeverre het consumentenvertrouwen invloed had op de consumentenuitgaven werd gebruik gemaakt van de aangepaste R^2 , die deze procentuele invloed weergeeft. Zonder andere variabelen verklaarden de indices 15,8 en 21,1 procent van de groei van de totale consumentenuitgaven. Beide R^2 waren daarbij statistisch significant ($p < 0,05$), waarmee bedoelt wordt dat de kans dat de groei van het consumentenuitgaven willekeurig is beïnvloed door het consumentenvertrouwen heel klein is. Als er aan de regressie wel andere variabelen werden toegevoegd die gelden als economische indicatoren zoals inkomensgroei, dan daalde de R^2 naar 3 en 5 procent. Alleen de 3 procent was nog statistisch significant. Volgens Ludvigson is het mogelijk dat consumentenvertrouwen andere variabelen, die de conjunctuur verklaren, representeert. De bevindingen in dit onderzoek komen overeen met bijvoorbeeld Slacalek. Hij constateert dat het consumentenvertrouwen van dezelfde indices de groei van de consumentenuitgaven tot drie maanden later significant beïnvloed (Slacalek, 2004).

Investerings

Uit een onderzoek van Feldstein en Horioka blijkt dat de bruto binnenlandse besparingen een hoge correlatie hebben met de binnenlandse investeringen (Feldstein & Horioka, 1979). Dit wordt geconcludeerd op basis van 21 OESO landen voor 1960-1974. Dit is relevant voor de consumptie omdat alles wat niet geconsumeerd wordt valt onder de besparingen en met deze besparingen wordt geïnvesteerd. Deze investeringen kunnen zowel in het land van herkomst als in het buitenland worden gedaan. Voor het onderzoek was een regressie gebruikt met de binnenlandse investeringen uitgedrukt in percentage van het BBP als onafhankelijke variabele en binnenlandse besparingen ook uitgedrukt in percentage van het BBP als afhankelijke variabele. De coëfficiënt van de besparingen was 0,89 met een R^2 van 0,91. Met deze resultaten wordt in het onderzoek betoogt dat de kapitaalstromen grotendeels niet de grens overgaan. Als de bevolkingsgroei aan het model werd toegevoegd had dit geen effect op de regressievergelijking. Deze variabele was toegevoegd omdat

volgens het levenscyclusmodel de groei van de bevolking een belangrijke determinant was voor extra investeringen. Ook de openheid van de economie had geen invloed op de relatie tussen besparingen en investeringen. Een open economie zoals bijvoorbeeld Nederland zou door veel handel met het buitenland een minder sterke link moeten laten zien tussen de binnenlandse besparingen en investeringen, maar dit was dus niet het geval. Hetzelfde geldt voor de grote van de economie, echter was ook hiervoor geen bewijs gevonden. Een grote economie zou een grotere mate van zelfstandigheid kunnen hebben, maar een regressie met het BBP op logaritmische schaal resulteerde in een kleine coëfficiënt voor BBP. Vanwege de sterke relatie tussen besparingen en investeringen in hetzelfde land constateren Feldstein en Horioka dat er internationaal geen vrij verkeer van kapitaal is, voornamelijk op de lange termijn.

Koopkracht

De laatste andere variabele die gebruikt zal worden is de koopkracht. Koopkracht wordt in de onderstaande studie verstaan als de verandering in het besteedbaar inkomen van huishoudens, dus vermindert met belastingen en premies. In een verslag van de Nederlandsche Bank uit 2001 wordt onderzocht wat de lastenverlichting toentertijd voor effect heeft gehad op de consumptie van huishoudens (Berndsen & Brosens, 2002). Ondanks een lastenverlichting van toen 3,5 mld. euro groeide de private consumptie in 2001 met 1,3 procent, terwijl het jaar ervoor de consumptie groeide met 3,5 procent. DNB merkt op dat ook in de jaren voor 2001 de groei van private consumptie het reel beschikbaar inkomen niet meer volgde. Dit werd gezien als de consumptiepuzzel. Een oorzaak van deze puzzel zijn de afnemende besparingen, een groei van consumptieve kredieten en stijgende aandelenkoersen. Deze bewegingen zorgden voor een stijging van de consumptie, die in 2000 stopte vanwege stijgende hypotheekrentes en dalende koersen. In 2000 en 2001 stonden consumenten dus weer met beide benen op de grond en stegen de spaarrekeningen. Aan het einde van het rapport concludeert DNB dat vanwege een toename van de huishoudensvermogens op de beurs de private consumptie en de koopkrachtstijging minder sterk met elkaar zullen meebewegen.

Data

In het onderdeel data zal worden omschreven welke data worden gebruikt en waar deze vandaan komen. Als eerste is er de reële rente waarvoor de nominale rente en inflatie nodig is. De nominale rente die hier zal worden gehanteerd is de lange termijn rente voor Nederland bij 10jaars staatsobligaties afkomstig van de OESO (OECD, 2016). De data in dit onderzoek is op jaarlijkse basis dus de nominale rente is het gemiddelde van het hele jaar. De Nederlandse inflatie is van het Centraal Bureau voor de Statistiek (CBS, Inflatie;CPI, vanaf 1963, 2016). De reële rente is berekend aan de hand van de volgende formule (Burda & Wyplosz, 2013):

$$r = n - \pi$$

Waarbij r de reële rente is, n de nominale rente en π de inflatie.

Voor de consumptie wordt gebruik gemaakt van de consumptieve bestedingen van de gehele Nederlandse economie. Deze consumptieve bestedingen zullen worden uitgedrukt in percentage van het BBP om te zien hoeveel er relatief geconsumeerd wordt. Met behulp van data van de Wereldbank leidt dit tot de volgende uitdrukking (Worldbank, 2016):

$$\frac{C}{Y}$$

Waarbij C de consumptieve bestedingen zijn, ofwel bij de Wereldbank bekend als *final consumption expenditure*. Y is het BBP.

Naast de reële rente zullen er enkele controlevariabelen aan het model worden toegevoegd. De eerste is consumentenvertrouwen, dit is een cijfer dat door het CBS wordt bijgehouden over de algemene economische ontwikkeling en de financiële situatie van huishoudens (CBS, Consumentenvertrouwen, economisch klimaat en koopbereidheid, 2016). Vanwege het feit dat in de studie van Loayza et al. de inflatie is gebruikt om de economische stabiliteit te representeren is er voor gekozen om de inflatie ook in het eigen model op te nemen als controlevariabele. Daarnaast zullen binnenlandse investeringen een variabele zijn vanwege

het artikel dat liet zien dat investeringen nauwelijks de grens over gaan. Gegevens over de binnenlandse investeringen zijn verkregen van de Wereldbank. Ook voor deze variabele geldt dat hij wordt uitgedrukt als percentage van het BBP, ofwel:

$$\frac{I}{Y}$$

Waarbij I de binnenlandse investeringen zijn, bij de Wereldbank te vinden als *gross capital formation*.

De laatste controlevariabele is de koopkracht. Omdat in het onderzoek van DNB gekeken werd naar de consumptie van huishoudens en niet van huishoudens en overheid, is de gebruikte graadmeter voor koopkracht, het besteedbaar inkomen, niet toepasbaar in dit onderzoek. Voor de koopkracht zal de reële groei van het BBP per hoofd van de bevolking worden aangehouden zoals in het onderzoek van Loayza et al., want zij gebruikten wel een model dat keek naar het nationale niveau. Met data van de Wereldbank over het nominale BBP per hoofd zal een jaarlijkse groei worden berekend en van deze jaarlijkse groei zal net als bij de rente het nominale percentage worden omgezet in reëel percentage. De gegevens van alle data zijn terug te vinden in de bijlagen(bijlage 1).

Methodologie

Onder methodologie zal worden besproken wat de manier is waarmee in dit onderzoek de hoofdvraag zal worden beantwoord. Het effect van de reële rente op de consumptie zal aan de hand van een lineaire regressie worden geanalyseerd middels de OLS (*Ordinary Least Squares*) methode. Deze methode minimaliseert de afstand tussen de regressielijn en de datapunten. Met de beschikbare data kan naar de periode 1972-2014 worden gekeken, wat betekent dat er met de jaarlijkse data 43 datapunten zijn gemoeid. Hierbij komen in eerste instantie twee verschillende regressies aan bod, een zonder controlevariabelen en een met. De eerste regressie ziet er als volgt uit:

$$\left(\frac{C}{Y}\right)_t = \alpha + b_1 r_t + \varepsilon_t$$

Waarbij $\left(\frac{C}{Y}\right)_t$ de relatieve consumptie is in jaar t , α de constante term is, b_1 de coëfficiënt van de reële rente, r_t de reële rente in jaar t en ε_t de foutterm. De foutterm omvat alle invloeden die niet met de onafhankelijke variabelen worden gecreëerd.

En voor het model met controlevariabelen is dit:

$$\left(\frac{C}{Y}\right)_t = \alpha + b_1 r_t + b_2 \pi_t + b_3 \left(\frac{I}{Y}\right)_t + b_4 cv_t + b_5 \left(\frac{Y_{Ct} - Y_{Ct-1}}{Y_{Ct-1}}\right)_t + \varepsilon_t$$

Waarbij $\left(\frac{C}{Y}\right)_t$ de relatieve consumptie is in jaar t , r_t de reële rente is in jaar t , π_t de inflatie in jaar t , $\left(\frac{I}{Y}\right)_t$ de relatieve binnenlandse investeringen in jaar t , cv het consumentenvertrouwen in jaar t , $\left(\frac{Y_{Ct} - Y_{Ct-1}}{Y_{Ct-1}}\right)_t$ de groeivoet van het reële BBP per hoofd in jaar t , ε_t de foutterm en b_i de coëfficiënten van de variabelen zijn.

Met deze regressiemodellen zal voornamelijk gekeken worden naar de coëfficiënt van de reële rente, of deze positief of negatief is en of de reële rente een statistisch significant effect heeft op de relatieve consumptie. De methode die hier wordt gebruikt lijkt het meest op het eerdergenoemde onderzoek van Loayza et al.

Resultaten

In het onderdeel resultaten komen de bevindingen van de in de methodologie besproken regressies aan bod. Dit onderdeel is verdeeld in twee delen. In het eerste deel zullen de uitkomsten van de regressies worden geanalyseerd en in het tweede deel komen de assumpties voor het gebruik van de OLS methode aan bod.

I. Uitkomsten

Voordat de regressies zullen worden opgesteld zal er eerst een beeld worden geschetst van de variabelen die in dit onderzoek worden gebruikt. Voor de relatieve consumptie is in de periode 1972-2014 het gemiddelde 0,717 wat betekent dat het BBP voor gemiddeld genomen ieder jaar 71,7 procent uit consumptie bestaat. De andere 28,3 procent is de besparingen. De relatieve consumptie varieert tussen de 68 en 75 procent. De reële rente is gemiddeld 3 procent en de reële rente is ook een aantal jaar negatief geweest, wat inhoudt dat de nominale rente lager was dan de inflatie. In 1987 was er een keer sprake van een negatieve inflatie maar gemiddeld was de inflatie 3,3 procent. Van de relatieve binnenlandse investeringen valt op dat deze afnemen mettertijd. Hieruit kan men opmerken dat de relatie tussen de binnenlandse investeringen en besparingen minder sterk is geworden. Het artikel over de binnenlandse investeringen ging over de periode 1960-1974, dus inmiddels lijkt dit verband te zijn afgezwakt. Het consumentenvertrouwen is in Nederland vaker negatief dan positief geweest. Variërend tussen de -43 en 24 met een standaarddeviatie van 16 is te zien dat het consumentenvertrouwen soms snel kan veranderen. Bij de groeivoet van het reële BBP per hoofd is het maximum 38,7 procent en het minimum 23,2 procent. Meer algemene informatie over de variabelen met betrekking tot gemiddelden, minima, maxima, standaarddeviaties en medianen is te vinden als bijlage(bijlage 2).

Voor beide modellen zullen nu de twee regressies met de OLS methode worden uitgevoerd, genaamd model 1 & 2. In tabel 3 zijn de schattingen van de modellen weergegeven, waarbij het getal tussen haakjes de bijbehorende p-waarde is(pagina 19). Met een p-waarde lager dan 0,05 zal de H_0 , die aanduidt dat de coëfficiënt gelijk is aan nul, uitgaande van een

significantieniveau van 95% worden verworpen. Dus als een coëfficiënt een p-waarde lager heeft dan 0,05 mag er worden aangenomen dat de coëfficiënt significant niet gelijk is aan nul. De aangepaste R^2 geeft aan in hoeverre het model de daadwerkelijke datapunten bereikt, maar gecorrigeerd voor het aantal onafhankelijke variabelen die in het model zijn gebruikt. Deze correctie vindt plaats omdat ook nutteloze variabelen aan het model zouden kunnen worden toegevoegd die de normale R^2 tevens zullen verhogen. De aangepaste R^2 houdt hier rekening mee. Met de N wordt bedoeld het aantal datapunten die gebruikt zijn, oftewel het aantal jaren in het onderzoek.

Van onderstaande tabel valt op dat de coëfficiënt van de reële rente in beide modellen significant positief is. Dit in tegenstelling tot eerder genoemde resultaten in het literatuuroverzicht, waarin de reële rente geen significante rol speelde of een negatieve coëfficiënt had. Van de controlevariabelen is alleen de inflatie significant anders dan nul. De andere controlevariabelen zijn individueel niet significant maar gezamenlijk wel. Met behulp van een F-test is er gekeken of de andere variabelen gezamenlijk gelijk zijn aan nul. De p-waarde van deze test was 0,013, dus is minstens een van deze variabelen niet gelijk aan nul. De controlevariabelen zullen desondanks hun individuele niet significante coëfficiënt wel in het model blijven bestaan.

Om te zien of de reële rente een causaal verband heeft met de relatieve consumptie kan een Granger causality test worden uitgevoerd. Deze test kijkt naar zowel de causale relatie tussen de reële rente en de relatieve consumptie als andersom. De test heeft dus twee nulhypotheses die beide beweren dat de ene variabele de andere variabele niet Granger causaal beïnvloedt. De hypothese dat de reële rente de relatieve consumptie niet Granger causaal beïnvloedt kan niet verworpen worden. Met een p-waarde van 0,253 is er niet genoeg bewijs dat hier sprake is van Granger causaliteit. Daarentegen kan de andere hypothese wel verworpen worden. De relatieve consumptie is Granger causaal verbonden met de reële rente. De p-waarde was 0,004.

II. Assumpties OLS

Voor het gebruik van de lineaire regressie met de OLS methode zijn een aantal assumpties waaraan voldaan moet worden zodat de resultaten van de regressie consistent, efficiënt en zonder bias zijn (Brooks, 2014). In de rest van het onderdeel resultaten zal worden gekeken of deze assumpties ook gelden voor model 2. Bij de test die uitgevoerd worden om de assumpties te controleren wordt telkens gewerkt met een significantieniveau van 5%. Er zijn in totaal vijf assumpties, deze zullen een voor een hieronder worden uitgewerkt.

$$1) E(u_t) = 0$$

De eerste assumptie vereist dat de verwachte waarde van de residu gemiddeld nul is. De residu(u_t) is de praktische uitwerking van de foutterm die weggelaten variabelen of andere willekeurige invloeden omvat. Een van de vereisten om te zorgen dat er aan deze assumptie wordt voldaan is het toevoegen van een constante(α) aan het model. Als er geen constante in het model zit wordt er eigenlijk van uitgegaan dat het model door de oorsprong loopt waardoor het model minder flexibel is en het minder nauwkeurig kan worden gemodelleerd. Een andere vereiste is dat er geen sprake mag zijn van perfecte of bijna perfecte multicollineariteit. Multicollineariteit betekent dat twee of meer onafhankelijke variabelen met elkaar gecorreleerd zijn. Als twee variabelen sterk met elkaar gecorreleerd zijn dan zijn de coëfficiënten van de variabelen niet betrouwbaar omdat de variabelen met elkaar meebewegen en dat maakt het lastig om de invloed van de twee variabelen te onderscheiden. Een manier om erachter te komen of er sprake is van multicollineariteit is door te kijken naar de correlatiematrix van de in het model gebruikte onafhankelijke variabelen(bijlage 3). De hoogste correlatie is de correlatie tussen de binnenlandse investeringen en het consumentenvertrouwen: deze correlatiecoëfficiënt is 0,524. Bij perfecte multicollineariteit is de correlatiecoëfficiënt 1 en als er helemaal geen sprake is van correlatie is de coëfficiënt 0. Omdat alleen perfecte of bijna perfecte multicollineariteit een probleem is zal worden aangenomen dat de multicollineariteit zo laag is dat dit kan worden genegeerd. De derde vereiste is het feit dat de functionele vorm van de regressie lineair is. Dit betekent dat de afhankelijke variabele een lineaire, dus bijvoorbeeld niet een exponentiele, functie is van de onafhankelijke variabelen. Om te testen of dit ook geldt voor

het model hier is gebruik gemaakt van de Ramsey RESET test. Deze test controleert of de functie daadwerkelijk lineair is. De H_0 in deze test duidt aan dat de functionele vorm gebruikt in het model correct is. De H_0 zal verworpen worden als blijkt dat de p-waarde voor deze test lager is dan 0,05. De uitkomst van deze test geeft voor dit model een p-waarde van 0,752. De H_0 kan dus niet worden verworpen. Er is geen bewijs gevonden voor het feit dat de functionele vorm in het model niet lineair is. De laatste vereiste voor deze assumptie is dat de tijdreeks stationair is. Dat wil zeggen dat de waarde van de afhankelijke variabele niet afhangt van de waarde een periode eerder; er mag geen stochastische trend in zitten. Om te testen of het model een stochastische trend heeft zullen er twee testen worden uitgevoerd. De Augmented Dickey-Fuller(ADF) test en ter controle de KPSS test. De ADF test heeft als H_0 dat de tijdreeks een trend heeft, terwijl de KPSS test juist als H_0 heeft dat er geen trend is. Met de ADF test is de p-waarde van 0,146 te hoog om de nulhypothese te verwerpen, dus heeft het model volgens de ADF test een trend. Voor de KPSS test geldt hetzelfde: de nulhypothese kan niet verworpen worden. Deze resultaten spreken elkaar tegen. Omdat beide testen een andere conclusie trekken is er voor gekozen om het model niet aan te passen.

$$2)E(u^2) = constant$$

De tweede assumptie houdt in dat de variantie van de residuen constant is, ook wel homoscedasticiteit genoemd. Als de variantie heteroscedastisch is dan is de variantie niet constant. De test om te controleren of er in het model sprake is van homoscedasticiteit is de White test. Bij deze test is de H_0 dat de variantie constant is. Als de H_0 verworpen moet worden is er sprake van heteroscedasticiteit. Uit de test komt een p-waarde van 0,139. Er is bewijs dat de variantie van de residuen homoscedastisch is.

$$3)cov(u_i, u_j) = 0$$

Volgens de derde assumptie moet de covariantie van de residuen gelijk zijn aan nul, oftewel de residuen mogen niet met elkaar correleren. Als dit wel het geval is is er sprake van autocorrelatie. Autocorrelatie kan bijvoorbeeld ontstaan door seizoenseffecten; er is een karakteristieke lijn die zich om de zoveel tijd herhaalt. Een manier op te zien of er in een model autocorrelatie is, is door te kijken naar de Durbin-Watson testwaarde. De Durbin-

Watson test beperkt zich alleen tot de covariantie tussen de residu op tijdstip t en de residu op tijdstip $t-1$. De testwaarde bevindt zich tussen de 0 en de 4. Bij een waarde van 0 is er perfect positieve autocorrelatie, bij een waarde van 2 is er geen autocorrelatie en bij een waarde van 4 is er perfect negatieve autocorrelatie. Er is significante autocorrelatie als de waarde onder of boven de kritieke waarde ligt afhankelijk van het feit of de waarde lager of hoger is dan 2. Deze kritieke waarde is afhankelijk van het aantal observaties en het aantal onafhankelijke variabelen. Met 43 observaties en 5 variabelen is de kritieke waarde 1,3 voor de ondergrens en 2,7 voor de bovengrens (Savin & White, 1977). De waarde uit deze test voor de regressie van model 2 is 0,89. Deze waarde ligt buiten de kritieke waarden in dus is er sprake van significant positieve autocorrelatie met de residu op tijdstip $t-1$. Omdat er ook autocorrelatie kan zijn met andere residuen, is ook de Breush-Godfrey test uitgevoerd. Met deze test wordt een regressie gemaakt waarin niet alleen de variabelen maar ook een aantal opgegeven residuen worden meegenomen. Het aantal residuen in deze regressie kan zelf worden bepaald. Wanneer er getest wordt met zowel 2,5 als 10 residuen, blijft elke keer alleen de eerste residu significant. Net als bij de Durbin-Watson test is hier dus ook autocorrelatie met de eerst voorafgaande residu. Om dit op te lossen zal de regressie opnieuw worden opgesteld maar nu met standaarddeviaties gecorrigeerd voor eerste-orde autocorrelatie gebruik makend van de Newey-West covariantie. Deze nieuwe regressie is model 3.

$$4) \text{cov}(u_t, x_t) = 0$$

De vierde assumptie houdt in dat de residuen en de onafhankelijke variabelen niet met elkaar gecorreleerd mogen zijn. Als dit wel het geval is, is er endogeniteit. Deze correlatie kan ontstaan doordat niet alleen de onafhankelijke variabele de afhankelijke beïnvloedt maar ook andersom. Een verandering in de relatieve consumptie zou bijvoorbeeld ook de reële rente kunnen beïnvloeden. Als dit zo is dan is de reële rente endogeen en niet exogeen. Deze situatie kan geschetst worden met de twee volgende vergelijkingen:

$$\left(\frac{C}{Y}\right)_t = \alpha + b_1 r_t + b_2 \pi_t + b_3 \left(\frac{I}{Y}\right)_t + b_4 cv_t + b_5 \left(\frac{Yc_t - Yc_{t-1}}{Yc_{t-1}}\right)_t + \varepsilon_t$$

$$r_t = \alpha + b_1 \left(\frac{C}{Y} \right)_t + b_2 \pi_t + b_3 \left(\frac{I}{Y} \right)_t + b_4 cv_t + b_5 \left(\frac{Yc_t - Yc_{t-1}}{Yc_{t-1}} \right)_t + \varepsilon_t$$

De eerste formule is dezelfde als de formule van model 2, terwijl bij de tweede de reële rente de afhankelijke variabele is geworden en de relatieve consumptie een onafhankelijke. Om te kijken of de reële rente endogeen is zal er met de TSLS (Two Staged Least Squares) methode getest worden of dit waar is. De TSLS methode werkt met overgeïdentificeerde vergelijkingen, wat betekent dat uit elk van de twee bovenstaande formules twee onafhankelijke variabelen weggehaald moeten worden zodat niet alle variabelen in beide vergelijkingen voorkomen. Zowel de reële rente als de relatieve consumptie moeten in de twee nieuwe vergelijkingen zitten. Dit levert de volgende vergelijkingen op:

$$\left(\frac{C}{Y} \right)_t = \alpha + b_1 r_t + b_2 \left(\frac{I}{Y} \right)_t + b_3 cv_t + \varepsilon_t$$

$$r_t = \alpha + b_1 \left(\frac{C}{Y} \right)_t + b_2 \pi_t + b_3 \left(\frac{Yc_t - Yc_{t-1}}{Yc_{t-1}} \right)_t + \varepsilon_t$$

In de eerste vergelijking zijn de inflatie en de groei van het reële BBP weggelaten en in de tweede vergelijking ontbreken de relatieve binnenlandse investeringen en het consumentenvertrouwen. Hiervoor is gekozen omdat in een regressie zonder de reële rente, de relatieve binnenlandse investeringen en het consumentenvertrouwen de laagste p-waarden hebben en de inflatie een sterkere relatie laat zien met de reële rente dan met de relatieve consumptie. Van deze twee vergelijkingen gaat de interesse uit naar de eerste vergelijking omdat deze het effect van de reële rente op de relatieve consumptie analyseert.

Bij het regresseren van de eerste vergelijking met TSLS worden alle vier de controlevariabelen opgegeven als exogene variabelen zodat alleen de reële rente en de relatieve consumptie als endogene variabelen worden gezien. Dit leidt tot het volgende resultaat:

Tabel 1 Uitkomsten TSLs van de relatieve consumptie vergelijking¹

α	0,679 (0,000)***
r	0,073 (0,674)
$\frac{I}{Y}$	0,140 (0,389)
cv	-0,0005 (0,008)***
Aangepaste R^2	0,173
N	43

De reële rente heeft een positief maar niet significant effect op de relatieve consumptie. Om te testen of de reële rente endogeen is kan een Hausman test worden gedaan. Hiervoor moet een nieuwe variabele gecreëerd worden. Deze nieuwe variabele ontstaat door de residu van de gehele vergelijking, zoals die van model 2 en 3 maar zonder de reële rente, af te trekken van de waarden van de reële rente, gebruik makend van de OLS methode. De nieuwe variabele is r_fit. Als vervolgens met deze nieuwe variabele de eerste TSLs vergelijking opnieuw wordt gemaakt, maar nu met OLS, kan men aan de hand van de significantie van r_fit zien of de reële rente endo- of exogeen is. Als r_fit significant is dan is de reële rente endogeen, als r_fit niet significant is dan is de reële rente exogeen. De resultaten met r_fit zijn:

¹ In de tabel staan de p-waarden van de coëfficiënten tussen haakjes waarbij p*** aangeeft dat $p < 0,01$, p** aangeeft dat $p < 0,05$ en p* aangeeft dat $p < 0,1$.

Tabel 2 Uitkomsten OLS van de relatieve consumptie vergelijking incl. r_fit²

α	0,679 (0,000)***
r	1,016 (0,000)***
r_fit	-0,976 (0,000)***
$\frac{I}{\bar{Y}}$	0,143 (0,000)***
cv	0,0005 (0,000)***
Aangepaste R^2	0,998
N	43

Zoals in tabel 2 te zien is, is de variabele r_fit significant dus is de reële rente endogeen. Dit betekent dat de in de drie eerdere modellen de reële rente niet gezien kan worden als daadwerkelijk onafhankelijke variabele. De coëfficiënten van de eerdere drie modellen hebben een bias; de coëfficiënten zijn vertekend. Daarnaast zijn coëfficiënten inconsistent, wat betekent dat er bij meer data niet per se nauwkeurigere coëfficiënten uitkomen. Ook andere getallen zoals de aangepaste R^2 en standaarddeviaties hebben in OLS weinig inhoud meer.

$$5) u_t \sim N(0, \sigma^2)$$

De laatste assumptie eist dat de residuen een normale distributie volgen. Hiervoor kan een Jarque-Bera test worden uitgevoerd. Deze test kijkt naar de verdeling van de residuen met als H_0 dat de distributie van de residuen normaal verdeeld is. De p-waarde van deze test is 0,257 dus zal de nulhypothese niet verworpen worden. De residuen van model 2 zijn bij benadering normaal verdeeld.

² In de tabel staan de p-waarden van de coëfficiënten tussen haakjes waarbij p*** aangeeft dat $p < 0,01$, p** aangeeft dat $p < 0,05$ en p* aangeeft dat $p < 0,1$.

Van de vijf geteste assumpties houden assumptie 1,2,5 en 3, na de verandering naar de Newey-West covariantie, stand na het testen voor verschillende schendingen. De vierde assumptie is dus wel geschonden nadat een Hausman test werd uitgevoerd.

Tabel 3 Uitkomsten OLS van de originele regressies en de Newey-West regressie³

	Model 1 ⁴	Model 2 ⁵	Model 3 ⁶
α	0,709 (0,000)***	0,760 (0,000)***	0,760 (0,000)***
r	0,303 (0,012)**	0,591 (0,000)***	0,591 (0,000)***
π		0,395 (0,013)**	0,395 (0,011)**
$\frac{I}{\bar{Y}}$		-0,341 (0,138)	-0,341 (0,014)**
cv		-0,0002 (0,315)	-0,0002 (0,049)**
$\left(\frac{Yc_t - Yc_{t-1}}{Yc_{t-1}}\right)$		0,016 (0,437)	0,016 (0,402)
Aangepaste R^2	0,125	0,391	0,391
N	43	43	43

Conclusie

In dit onderzoek is gekeken naar het effect van de reële rente op de relatieve nationale consumptie van Nederland. Dit is gedaan met behulp van een regressie door middel van de

³ In de tabel staan de p-waarden van de coëfficiënten tussen haakjes waarbij p*** aangeeft dat $p < 0,01$, p** aangeeft dat $p < 0,05$ en p* aangeeft dat $p < 0,1$.

⁴ Model 1 is het OLS model zonder controlevariabelen zoals aangegeven in de methodologie.

⁵ Model 2 is het OLS model met controlevariabelen, die met het literatuuroverzicht zijn verkregen.

⁶ Model 3 is het OLS model met controlevariabelen net als model 2 maar gecorrigeerd met de Newey-West covariantie vanwege de in de derde assumptie geconstateerde autocorrelatie.

OLS methode. De regressie is uitgebreid en aangepast met een aantal controlevariabelen en een correctie voor eerste-orde autocorrelatie. Met de finale OLS versie bleek de coëfficiënt van de reële rente een positief significant effect te hebben op de relatieve consumptie. Echter is geconcludeerd met een Hausman test dat de reële rente een endogene variabele is, dus is hiermee een assumptie van de OLS methode geschonden. Deze schending resulteert in inconsistentie en een bias van de coëfficiënt van de reële rente. De informatie die de regressie verschaft over de reële rente is niet betrouwbaar. Met de TSLS methode is tevens een positief maar niet significante coëfficiënt gevonden voor de reële rente. Hierbij zijn de andere assumpties niet getest. Aan de hand van de Granger causality test lijkt eerder de relatieve consumptie de reële rente te beïnvloeden dan andersom. Een antwoord op de hoofdvraag is dus niet met genoeg bewijs gevonden. Vanwege het feit dat in het literatuuroverzicht meerdere keren de reële rente een niet significante factor was voor consumptie zal de uitkomst van de TSLS methode beter aansluiten op eerder onderzoek dan de OLS regressies. Dat de relatieve consumptie volgens de Granger causality test de oorzaak kan zijn voor veranderingen in de reële rente in plaats van andersom biedt openingen voor ander onderzoek. De reële rente is misschien een uitkomst van de keuze tussen consumeren en sparen en werkt als evenwichtsfactor tussen beiden. Het verlagen van de rente door monetaire instellingen zou de consumptie niet hoeven te verhogen als men de keuze tussen consumeren en sparen niet aanpast, ceteris paribus. Of dit zo is zou moeten blijken.

Bibliografie

- Attanasio, O. P., & Weber, G. (1993). Consumption growth, the interest rate and aggregation. *The Review of Economic Studies*, 631-649.
- Berndsen, R. J., & Brosens, T. (2002). *Lastenverlichting en consumptiegroei in Nederland: Is er een puzzel in 2001?* De Nederlandsche Bank.
- Brooks, C. (2014). *Introductory econometrics for finance*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Burda, M., & Wyplosz, C. (2013). *Macroeconomics*. Oxford: Oxford University Press.
- CBS. (2016, Juni 7). *Consumentenvertrouwen, economisch klimaat en koopbereidheid*. Opgeroepen op Juni 15, 2016, van statline.cbs.nl:
<http://statline.cbs.nl/StatWeb/publication/?DM=SLNL&PA=7388PCR>
- CBS. (2016, Juni 9). *Inflatie;CPI, vanaf 1963*. Opgeroepen op Juni 15, 2016, van statline.cbs.nl: <http://statline.cbs.nl/Statweb/search/?Q=inflatie&LA=NL>
- DNB. (2014, Oktober 2). *Onzekerheid over portemonnee blijkt goede economische graadmeter*. Opgeroepen op Juni 11, 2016, van dnb.nl:
<http://www.dnb.nl/nieuws/nieuwsoverzicht-en-archief/dnbulletin-2014/dnb312703.jsp>
- ECB. (2016). *Key ECB interest rates*. Opgeroepen op Juni 8, 2016, van ecb.europa.eu:
<http://www.ecb.europa.eu/stats/monetary/rates/html/index.en.html>
- ECB. (2016). *The Eurosystem's instruments*. Opgeroepen op Juni 8, 2016, van ecb.europa.eu:
<https://www.ecb.europa.eu/mopo/html/index.en.html>
- Eurostat. (2016, Juni 7). *Distribution of population by housing cost and tenure status*. Opgeroepen op Juli 12, 2016, van ec.europa.eu/eurostat:
<http://appsso.eurostat.ec.europa.eu/nui/show.do>
- Feldstein, M., & Horioka, C. (1979). *Domestic savings and international capital flows*. Cambridge: National Bureau of Economic Research.
- Frank, R., & Edward, C. (2013). *Microeconomics and behaviour*. Berkshire: McGraw-Hill Education.
- Hall, R. (1988). Intertemporal substitution in consumption. *The Journal of Political Economy*, 339-357.

- Jacobs, B. (2016, Maart 31). *Monetaire paniek*. Opgeroepen op Juni 9, 2016, van economie.nl: http://www.economie.nl/sites/default/files/238-238_column.pdf
- Loayza, N., Schmidt-Hebbel, K., & Serven, L. (2000). What drives private saving across the world? *The review of economics and statistics*, 165-181.
- Ludvigson, S. C. (2004). Consumer confidence and consumer spending. *The journal of economic perspectives*, 29-50.
- Nibud. (2015). *Geldzaken in de praktijk 2015*. Nationaal Instituut voor Budgetvoorlichting.
- OECD. (2016). *interest rates*. Opgeroepen op Juni 15, 2016, van data.oecd.org: <https://data.oecd.org/interest/long-term-interest-rates.htm>
- RTLZ. (2016, Maart 11). *Wellink maakt beleid ECB met grond gelijk: kamikazepiloten*. Opgeroepen op Juni 11, 2016, van rtlz.nl: <http://www.rtlz.nl/finance/beurs/wellink-maakt-beleid-ecb-met-grond-gelijk-kamikazepiloten>
- Savin, S., & White, K. (1977). The Durbin-Watson Test for Serial Correlation with Extreme Sample Sizes or Many Regressors. *Econometrica*, 1989-1996.
- Slacalek, J. (2004). *Forecasting consumption*. German institute for economic research.
- Stinglhamer, P., Van Nieuwenhuyze, C., & Zachary, M. (2011). *Impact van de lage rente op het financieel gedrag van de huishoudens*. Economisch Tijdschrift.
- Worldbank. (2016). *World Databank*. Opgeroepen op Juni 15, 2016, van databank.worldbank.org: <http://databank.worldbank.org/data/reports.aspx?source=2&country=NLD&series=&period=#>

Bijlagen

Bijlage 1

	BBP (\$)	Consumptie (\$)	Besparingen (\$)	C/Y	Inflatie (%)	Rente nom. (%)	Reële rente (%)	Cons. Vertr. /Y	BBP per hoofd	Groei BBP per hoofd	Reële groei BBP per hoofd	
1972	54008338918	37745558294	16245074842	0.69888	7.79%	7.35%	-0.44%	-13	25.87804	4052.06603	21.48%	13.69%
1973	70924006306	49535452625	21800081350	0.69843	8.01%	7.92%	-0.09%	-1	25.89366	5277.350026	30.24%	22.23%
1974	86129928027	58929881876	25548264038	0.68420	9.61%	9.82%	0.21%	-15	24.74307	6358.772384	20.49%	10.88%
1975	98970041042	71736393430	27495817794	0.72483	10.21%	8.79%	-1.42%	-19	23.06905	7241.886068	13.89%	3.68%
1976	107775403067	78654670362	29634797133	0.72980	9.06%	8.95%	-0.11%	-10	22.97600	7824.532711	8.05%	-1.01%
1977	125395875999	93572709706	32982037353	0.74622	6.47%	8.10%	1.63%	-5	23.91900	9049.812484	15.66%	9.19%
1978	153870462416	115947540334	38796675087	0.75354	4.08%	7.74%	3.66%	-4	23.75998	11036.70732	21.96%	17.88%
1979	177376289135	134371163243	42961877403	0.75755	4.21%	8.78%	4.57%	-14	22.87522	12635.19573	14.48%	10.27%
1980	192661371425	144809882953	48051623587	0.75163	6.54%	10.21%	3.67%	-35	23.74861	13615.83707	7.76%	1.22%
1981	162039376225	119881799788	42030167005	0.73983	6.74%	11.55%	4.81%	-41	20.81685	11373.41269	-16.47%	-23.21%
1982	156456858051	116620102005	39594361888	0.74538	5.89%	10.10%	4.21%	-43	19.79740	10931.33842	-3.89%	-9.78%
1983	151487045479	113140047409	38224703343	0.74686	2.76%	8.61%	5.85%	-40	20.66219	10544.0459	-3.54%	-6.30%
1984	142075910371	102676499588	39404224588	0.72269	3.31%	8.33%	5.02%	-22	21.25545	9849.821967	-6.58%	-9.89%
1985	142009922306	103590968949	38548754313	0.72946	2.23%	7.33%	5.10%	-4	21.59110	9799.443038	-0.51%	-2.74%
1986	198298498021	143721920579	54491158392	0.72478	0.19%	6.32%	6.13%	8	22.84723	13607.92719	38.86%	38.67%
1987	241918791123	178496478460	63303146214	0.73784	-0.70%	6.40%	7.10%	-1	22.75578	16496.29599	21.23%	21.93%
1988	258567751143	186886696510	71919181849	0.72278	0.74%	6.42%	5.68%	2	24.13447	17518.02876	6.19%	5.45%
1989	255039560740	181282218643	74300087914	0.71080	1.08%	7.22%	6.14%	13	24.90179	17175.64537	-1.95%	-3.03%
1990	314267667675	22364041631	92346446690	0.70756	2.45%	8.92%	6.47%	4	24.38170	21019.12567	22.38%	19.93%
1991	323320449906	230545576733	93070755540	0.71306	3.13%	8.74%	5.61%	-13	23.46700	21454.86289	2.07%	-1.06%
1992	35830385840	256714790852	101814342857	0.71642	3.18%	8.10%	4.92%	-14	23.45804	23598.95076	9.99%	6.81%
1993	349037818106	251234550664	97309457760	0.71979	2.58%	6.36%	3.78%	-22	21.39089	22827.30004	-3.27%	-5.85%
1994	374291430318	267807651532	106197966703	0.71551	2.80%	6.87%	4.07%	-7	21.63885	24331.75402	6.59%	3.79%
1995	446528959649	318380455668	128148503980	0.71301	1.92%	6.90%	4.98%	4	21.85276	28884.71352	18.71%	16.79%
1996	445704575163	316939869281	128764705882	0.71110	2.02%	6.15%	4.13%	1	22.72762	28698.66602	-0.64%	-2.66%
1997	412199006099	290080189745	122118816354	0.70374	2.18%	5.89%	3.40%	15	23.14576	26404.98673	-7.99%	-10.17%
1998	432476116419	305528771384	126947345034	0.70646	1.99%	4.63%	2.64%	17	23.22978	27533.60679	4.27%	2.28%
1999	441975282335	313073726827	128901555508	0.70835	2.19%	4.63%	2.44%	14	23.82038	27951.73429	1.52%	-0.67%
2000	412807259996	290722314354	122084945642	0.70426	2.32%	5.40%	3.08%	24	23.04039	25921.12794	-7.26%	-9.58%
2001	426573601790	300775838926	12579762864	0.70510	4.16%	4.96%	0.80%	-1	22.82985	26584.12169	2.56%	-1.60%
2002	465368906456	334956709957	130412196499	0.71977	3.29%	4.89%	1.60%	-20	21.23231	28817.32321	8.40%	5.11%
2003	571863431151	414171557562	157691873589	0.72425	2.11%	4.12%	2.01%	-35	20.81114	35245.16407	22.31%	20.20%
2004	650532654582	464438788180	186093866402	0.71394	1.24%	4.10%	2.86%	-25	20.68294	39954.64222	13.36%	12.12%
2005	678533764457	477781370476	200752393981	0.70414	1.67%	3.37%	1.70%	-22	20.90691	41577.16009	4.06%	2.39%
2006	726649102998	506878685234	219770417764	0.69756	1.17%	3.78%	2.61%	-1	21.51233	44453.97119	6.92%	5.75%
2007	839419655078	578525869149	260893785929	0.68920	1.61%	4.29%	2.68%	8	22.25492	51241.31562	15.27%	13.66%
2008	936228211513	646207704702	290020506811	0.69022	2.49%	4.23%	1.74%	-20	22.35095	56928.82048	11.10%	8.61%
2009	857932759100	615357043623	24257515477	0.71726	1.19%	3.69%	2.50%	-22	20.94601	51900.34009	-8.83%	-10.02%
2010	836439735099	595684768212	24075496887	0.71217	1.28%	2.99%	1.71%	-13	20.42036	50341.25192	-3.00%	-4.28%
2011	893701695858	633996385877	259705309981	0.70940	2.34%	2.99%	0.65%	-18	20.51984	53537.27515	6.35%	4.01%
2012	828946812397	590562480747	23884331650	0.71243	2.46%	1.93%	-0.53%	-35	19.15590	49474.70561	-7.59%	-10.05%
2013	864169242953	613809153685	250360089268	0.71029	2.51%	1.96%	-0.55%	-32	17.99274	51425.07899	3.94%	1.43%
2014	879319321495	619945528605	259373792890	0.70503	0.98%	1.45%	0.47%	-6	18.09708	52138.68392	1.39%	0.41%

Bijlage 2 Verdeling van de variabelen

	$\frac{C}{\bar{Y}}$	r	π	$\frac{I}{\bar{Y}}$	cv	$\left(\frac{Yc_t - Yc_{t-1}}{Yc_{t-1}}\right)$
Gemiddelde	0,7176	0,0296	0,0334	0,2227	-10,77	0,0387
Mediaan	0,7131	0,0286	0,0246	0,2273	-13	0,0239
Minimum	0,6842	-0,0142	-0,0070	0,1799	-43	-0,2321
Maximum	0,7575	0,0710	0,1021	0,2589	24	0,3867
Standaarddeviatie	0,0177	0,0223	0,0261	0,0182	16,8181	0,1153

Bijlage 3 Correlatiematrix

	r	π	I/Y	cv	Yc/Yc-1
r	1	-0,480	0,151	0,187	0,065
π	-0,480	1	0,367	-0,288	-0,071
$\frac{I}{\bar{Y}}$	0,151	0,367	1	0,524	0,372
cv	0,187	-0,288	0,524	1	0,278
$\left(\frac{Yc_t - Yc_{t-1}}{Yc_{t-1}}\right)$	0,065	-0,071	0,372	0,278	1