

Recente veranderingen in het spaargedrag van de Belgische huishoudens: het effect van de onzekerheid

R. Basselier
G. Langenus

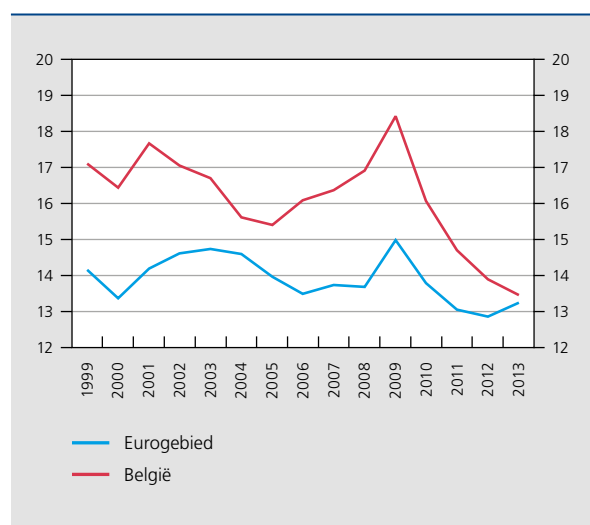
Inleiding

Het spaargedrag van de Belgische huishoudens heeft de afgelopen jaren belangrijke veranderingen ondergaan. Uitgedrukt als percentage van het bruto beschikbaar inkomen, is hun spaarquote aanzienlijk toegenomen in de aanloop naar en tijdens de Grote Recessie, namelijk van iets meer dan 15% in het midden van het voorgaande decennium naar 18,4% in 2009. Uit de kwartaalstatistieken blijkt dat de spaarquote in het eerste kwartaal van dat jaar zelfs een piekniveau van meer dan 19% bereikte. Na de Grote Recessie daalde de spaarquote van de huishoudens geleidelijk, en bereikte ze een historisch dieptepunt van, gemiddeld genomen, 13,5% van het beschikbaar inkomen in 2013.

Hoewel de spaarquote van de huishoudens in het eurogebied in zekere mate hetzelfde patroon vertoont – een toename vóór de Grote Recessie, een afname erna –, waren de schommelingen duidelijk groter in België. Het positieve verschil met de spaarquote van de huishoudens van het eurogebied is stelselmatig afgenomen sinds 2009.

Het mag duidelijk zijn dat verschillende factoren van structurele en cyclische aard de veranderingen in het spaargedrag van de huishoudens verklaren. Het is de bedoeling van dit artikel om specifiek in kaart te brengen in welke mate de onzekerheid over de algemene economische vooruitzichten of de inkomensvoorzichten heeft bijgedragen tot deze ontwikkelingen. In eerste instantie zullen we een beknopt overzicht geven van de relevante theoretische achtergrond, alvorens het empirische gedeelte aan te vatten, met een analyse van de achterliggende factoren van de spaarquote.

GRAFIEK 1 SPAARQUOTE VAN DE PARTICULIEREN IN BELGIË EN HET EUROGEBIED
(jaarcijfers, in % van het beschikbaar inkomen)



Bronnen: EC, INR.

1. Consumptie en besparingen: theoretische achtergrond

Versillende theorieën trachten een verklaring te bieden voor het niveau en de ontwikkeling van de besparingen van de huishoudens. De neoklassieke theorieën zijn het invloedrijkst. Ze gaan uit van een bepaalde vorm van toekomstgericht gedrag bij de huishoudens, in het bijzonder

de theorie van het permanente inkomen en de hypothese van de levenscyclus, die respectievelijk verbonden zijn aan de namen van Friedman (1957) en zowel Ando als Modigliani (1957, 1963). Volgens deze opvatting baseren de consumenten hun consumptiebeslissingen niet noodzakelijk op hun huidig beschikbaar inkomen, maar veeleer op een soort permanent inkomen of vermogen, dat kan worden gedefinieerd als de huidige waarde van het toekomstige vastgoed- en financieel vermogen, het huidige inkomen uit arbeid en de huidige geactualiseerde waarde van het inkomen uit arbeid dat de huishoudens verwachten te verdienen tijdens hun hele leven. De consumptie zal daarom niet worden beïnvloed door kortetermijnschommelingen in het inkomen, maar zal wel reageren op schokken die het permanente inkomen treffen. Dit kan een verklaring bieden voor de veranderingen in de spaarquote: als de consumenten geloven dat de (positieve of negatieve) inkomensschokken niet permanent zijn, is het mogelijk dat ze hun consumptie niet volledig bijsturen, maar in de plaats daarvan hun spaarquote wijzigen. Dit impliceert ook dat een beleidsverandering (met betrekking tot de belastingen of rentetarieven) een verschillend effect zal sorteren, al naargelang de consumenten van oordeel zijn dat die beleidsverandering van een tijdelijke of van een meer permanente aard is. Onder sterkere veronderstellingen, in het bijzonder met betrekking tot de bezorgdheid over de welvaart van de toekomstige generaties, zou de zogenaamde Ricardiaanse equivalentie standhouden, en zouden de huishoudens ten volle rekening houden met de budgetrestrictie van de overheid, wat impliceert dat veranderingen in de overheidsbesparingen via aanpassingen in de belastingheffing zouden worden gecompenseerd door gelijkwaardige veranderingen in het particuliere spaargedrag (Barro, 1974).

In deze neoklassieke modellen vangen de besparingen van de huishoudens (of de door hen aangegane leningen) in zekere mate de schokken op en worden ze doorgaans aangepast om de consumptie grotendeels ongewijzigd te houden. In werkelijkheid stelt men echter vast dat de huishoudens vaak sterker reageren op de huidige inkomensschokken dan wat de theorie voorspelt (Beznoska en Ochmann, 2012). Verschillende elementen kunnen de afwijkingen van de neoklassieke consumptietheorieën verklaren. Ten eerste hebben de gedragseconomisten erop gewezen dat de huishoudens in de praktijk misschien minder toekomstgericht en rationeel zijn. Volgens Trevisan (2013) vertonen de consumenten de neiging om te vertrouwen op informatie die gemakkelijk toegankelijk is, en doen ze geen moeite voor het verzamelen en interpreteren van alle informatie die noodzakelijk is om een beslissing te nemen. Veeleer dan door een 'rationeel' besluitvormingsproces wordt de particuliere consumptie misschien in grotere mate beheerst door eenvoudige

vuistregels, zelfbeperking, gewoontevorming en imitatiegedrag (McFadden, 2013).

Ten tweede gaan de voornoemde neoklassieke theorieën ervan uit dat de financiële markten perfect functioneren. Zo zouden meer bepaald de huishoudens te allen tijde in staat moeten zijn om te ontlenen op basis van hun verwachte toekomstige inkomsten. Uiteraard is het mogelijk dat sommige consumenten in werkelijkheid geen volledige toegang tot krediet hebben, bv. omdat de banken het wanbetalingsrisico te groot vinden. Deze verklaring is in toenemende mate relevant geworden sinds de financiële crisis en de recessie, tijdens dewelke de banken minder makkelijk geneigd waren om kredieten te verstrekken. Voor deze consumenten met een tekort aan liquiditeit zal het verband tussen consumptie en het huidige inkomen uiteraard sterker zijn (Dreger en Reimers, 2011). Zelfs voor huishoudens met voldoende spaargeld kan de aanwezigheid van liquiditeitsproblemen wegen op de consumptie: sommige huishoudens zouden geneigd kunnen zijn om meer te gaan sparen, om bepaalde (duurzame) aankopen in de toekomst te kunnen financieren, in plaats van ervoor te moeten lenen (Echeverría, 2002).

De derde mogelijke verklaring voor de overmatige gevoeligheid van de consumptie voor het feitelijke inkomen, heeft te maken met de onzekerheid. In werkelijkheid zijn de concepten van permanent inkomen niet met zekerheid door de huishoudens gekend, maar moeten ze worden geraamd. Onzekerheid met betrekking tot deze ramingen kan leiden tot meer voorzorgssparen, in het bijzonder in tijden van economische neergang. In dit verband werden de modellen van Friedman en Modigliani aangevuld met de buffervoorraadmodellen, die rekening houden met het voorzorgssparen. Het dient opgemerkt dat het inkomen niet constant is, maar kan veranderen in de loop van het werkzaam leven. De huishoudens zijn doorgaans afkerig van risico's, en hebben typisch een afkeer van deze inkomensonzekerheid. Bijgevolg zullen ze meer gaan sparen om plotselinge inkomensschokken te kunnen opvangen. Het motief van het voorzorgssparen heeft ook aan belang gewonnen tijdens de crisisjaren, aangezien (grote) ongunstige schokken als waarschijnlijker en frequenter werden beschouwd (Mody *et al.*, 2012).

In het volgende hoofdstuk spitsen we ons toe op dit derde element, en trachten we het niveau van de onzekerheid te kwantificeren op basis van verschillende indicatoren.

2. De onzekerheid meten

Algemeen wordt aangenomen dat de Grote Recessie een aanmerkelijke toename van de onzekerheid met zich heeft

gebracht. Zoals kort vermeld in het vorige hoofdstuk, kan de onzekerheid de huishoudens sterker stimuleren om te sparen, omdat ze mogelijk vrezen dat ze inkomensverliezen zullen lijden. De onzekerheid is niet direct waarneembaar, maar er bestaan verscheidene manieren om ze te kwantificeren. Om de onzekerheid op de financiële markten vast te stellen, bijvoorbeeld, is het gebruikelijk om te kijken naar de VIX, die de impliciete volatiliteit meet van de S&P 500-indexopties.⁽¹⁾ Om de economische onzekerheid in ruimere zin te meten, maakt de ECB (2013) een onderscheid tussen twee verschillende benaderingen:

- 'Forecast variance' die wordt berekend ofwel met behulp van standaardafwijkingen van een reeks prognoses opgesteld door verschillende professionele voorspellers, ofwel de variantie van de geaggregeerde verdeling van dergelijke prognoses die ook rekening houdt met de eigen beoordeling van de voorspellers ten aanzien van de variantie rond hun prognoses;
- 'Uncertainty of households and enterprises' gebaseerd op de heterogeniteit in de antwoorden op bepaalde individuele vragen in de conjunctuur- en consumentenenquête.

Op het niveau van het eurogebied namen de beschouwde onzekerheidsindicatoren sterk toe na het uitbreken van de financiële crisis in 2008 en, na te zijn teruggelopen in de loop van 2009 en 2010, stegen ze opnieuw in de tweede helft van 2011 als gevolg van de schulden crisis in het eurogebied (ECB, 2013). In de rest van dit hoofdstuk stellen we verschillende indicatoren voor België voor, en onderzoeken we of ze hetzelfde patroon volgen als de onzekerheidsindicatoren voor het eurogebied.

2.1 Consumentenvertrouwen en onzekerheid

In de jaren zeventig introduceerde de Nationale Bank van België een specifieke enquête naar het consumentenvertrouwen. In het huidige formaat wordt elke maand een wisselende steekproef van 1850 huishoudens ondervraagd. Behalve een aantal vragen ter identificatie van de respondenten (geslacht, leeftijd, werkgelegenheidssituatie, inkomen en opleidingsniveau), zijn er tevens 17 vragen over de economische omstandigheden en het werkloosheidsniveau, de eigen financiële situatie van de respondent en zijn spaarvermogen, de prijsontwikkelingen en de grote uitgaven (waaronder de aankoop van voertuigen, meubelen en andere duurzame goederen, alsook de bouw of de renovatie van woningen). De vragen houden verband met de voorbije ontwikkelingen, de (beoordeling van) de huidige situatie, en de vooruitzichten voor de volgende twaalf maanden. De antwoorden zijn

kwalitatief, met uitzondering van de twee vragen over de voorbije en toekomstige prijsontwikkelingen, waarvoor de respondenten een inflatiepercentage moeten opgeven. Slechts vier vragen worden gebruikt voor het samenstellen van de indicator van het consumentenvertrouwen van de Nationale Bank:

1. Wat verwacht u van de financiële situatie van uw gezin in de komende twaalf maanden?
2. Hoe denkt u dat de werkloosheid in België zich in de komende twaalf maanden zal ontwikkelen?
3. Hoe denkt u dat in de komende twaalf maanden de economische situatie in België in het algemeen zal evolueren?
4. Denkt u in de komende twaalf maanden geld opzij te kunnen leggen, te kunnen sparen dus?

In het algemeen zijn er zes mogelijke antwoorden: sterke verbetering (PP), lichte verbetering (P), geen verandering, lichte verslechtering (M), sterke verslechtering (MM) of geen mening. Voor elke vraag wordt het saldo van de antwoorden dan berekend met behulp van de volgende formule:

$$V_{is} = (PP_i + \frac{1}{2} P_i) - (\frac{1}{2} M_i + MM_i)$$

waarbij i varieert van 1 tot 4 en staat voor de desbetreffende vraag.

Het algemene saldo van het consumentenvertrouwen wordt dan gedefinieerd als het gewogen gemiddelde van de voor seizoeninvloeden gecorrigeerde saldo's van de vragen 1 tot 4. Dit geaggregeerde saldo verhult echter de onderliggende heterogeniteit van de antwoorden. Deze heterogeniteit wordt weergegeven door specifieke onzekerheidsindicatoren die de variabiliteit van de antwoorden meten, zoals de indicator voorgesteld door de Europese Commissie (2013):

$$V_{io} = -1/6 \cdot \sum_{i=1}^6 \alpha_i \cdot \log(\alpha_i)$$

waarbij α_i gelijk is aan het percentage personen dat één van de zes mogelijke antwoorden geeft en i opnieuw varieert van 1 tot 4 en staat voor één van de vier vragen.

De indicator is gelijk aan nul als alle respondenten hetzelfde antwoord kiezen, wat wijst op het ontbreken

(1) De VIX wordt berekend en gepubliceerd door de Chicago Board Options Exchange.

van onzekerheid. Omgekeerd bereikt de indicator zijn maximum als de antwoorden proportioneel verdeeld zijn onder de verschillende opties; in dat geval is de onzekerheid het grootst. In Grafiek 2 is de onzekerheidsindicator, die wordt voorgesteld door de blauwe lijn, gestandaardiseerd, dat wil zeggen dat hij werd verminderd met zijn gemiddelde langetermijnwaarde en gedeeld door zijn standaardafwijking. Zijn waarde schommelt daarom rond nul. Wanneer de indicator zich boven (onder) nul bevindt, is de onzekerheid relatief hoger (lager) dan gemiddeld over de waarnemingsperiode.

Grafiek 2 geeft de onzekerheidsindicator V_{io} weer, alsook het antwoordensaldo (V_{is}), voor de vier vragen die worden gebruikt om de algemene indicator van het consumentenvertrouwen op te stellen. Het is duidelijk dat het beeld licht varieert van vraag tot vraag. De grafiek toont ook aan dat het verband tussen het saldo en de onzekerheidsindicator afhankelijk is van de vraag. In het geval van de verwachtingen ten aanzien van de eigen financiële positie, bijvoorbeeld, is de onzekerheid relatief hoger

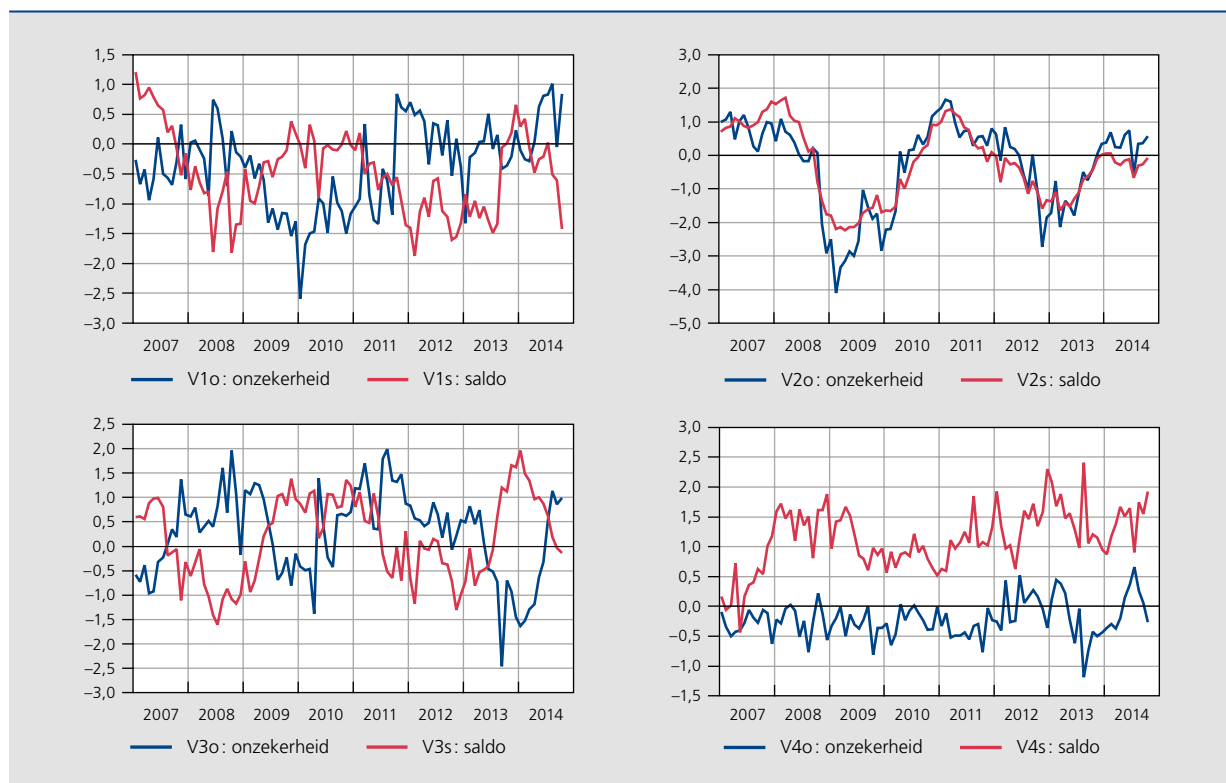
tijdens periodes waarin het saldo laag is, d.w.z. wanneer de vooruitzichten vrij somber zijn. Hetzelfde geldt voor de vraag over de algemene economische vooruitzichten. Het omgekeerde is echter waar voor de werkloosheidsvooruitzichten: betere vooruitzichten (d.w.z. een lagere werkloosheid) vallen typisch samen met een hogere onzekerheid, zoals blijkt uit de grotere heterogeniteit in de enquêteantwoorden.

2.2 Indicator voor het economisch beleid

Een andere benadering om de onzekerheid weer te geven, is gebaseerd op de berichtgeving in de media. De achterliggende gedachte is dat de media meer aandacht zullen besteden aan de onzekerheid als die onzekerheid inderdaad hoog is of toeneemt. Bovendien kan meer media-aandacht op zichzelf de economische onzekerheid verhogen.

In dit verband stelt de baanbrekende paper door Baker, Bloom en Davis (2013) een synthetische indicator voor

GRAFIEK 2 ONZEKERHEIDSINDICATOR EN SALDO VAN DE ANTWOORDEN OP DE VRAGEN VAN DE CONSUMENTENENQUÊTE
(V1: financiële situatie; V2: werkloosheid; V3: algemene economische vooruitzichten; V4: spaarvermogen)



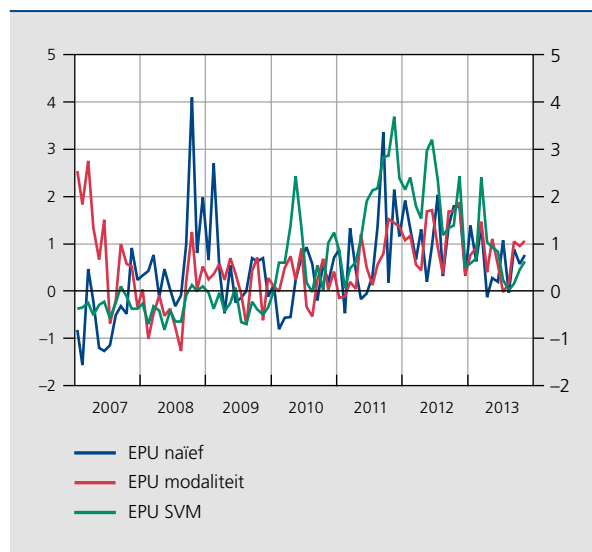
Opmerking: alle variabelen werden gestandaardiseerd over de periode vanaf 1990. Een saldo hoger dan nul betekent dat de beoordeling van de toekomst positief is; een onzekerheidswaarde groter dan nul betekent dat de onzekerheid is toegenomen.
Bron: NBB, eigen berekeningen.

de economische beleidsonzekerheid (Economic Policy Uncertainty indicator) voor die beoogt een bredere vorm van onzekerheid ten aanzien van het economisch beleid weer te geven. Tobbyack *et al.* (2014) hebben deze benadering uitgebreid en toegepast op België. Ze construeren een verbeterde versie van de bestaande 'Economic Policy Uncertainty-index' (EPU), met behulp van text mining van Nederlandstalige Belgische kranten. Dit heeft geresulteerd in twee aanvullende indicatoren naast de bestaande EPU-index (ook de 'naïeve EPU-index' genoemd). De 'EPU-modaliteitsindex' breidt de zogenaamde 'onzekerheidslijst' uit met woorden of werkwoorden die ook op onzekerheid wijzen zonder deze uitdrukkelijk te vermelden. De 'EPU SVM-index' berust op een Support Vector Machines-classificatiemethode die zoekt naar patronen in teksten en automatisch de woorden met het grootste discriminerend vermogen selecteert. Uit Grafiek 3 blijkt dat het vooral de naïeve indicator is die piekt tijdens de typische 'crisismomenten', dat wil zeggen eind 2008 (financiële crisis) en in de loop van 2012. De modaliteitsindex had reeds een opmerkelijk piekniveau bereikt in 2007, en is sindsdien niet meer hoger geklommen. De SVM-index is vooral volatiel tijdens de Europese schuldcrisis.

2.3 Voorspellingsvariantie

Een derde onzekerheidsindicator die in dit artikel zal worden beschouwd is de mate van divergentie tussen de afzonderlijke voorspellingen. Hiertoe maken we gebruik van

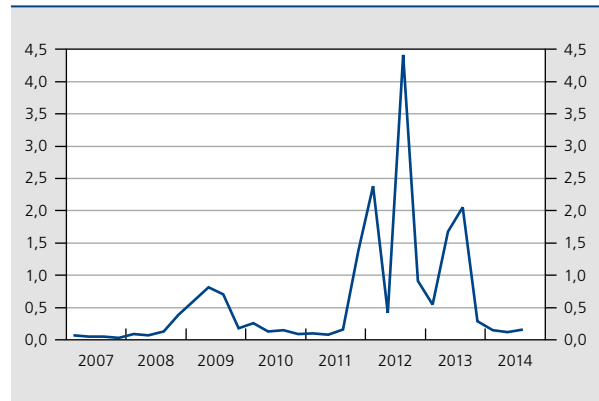
GRAFIEK 3 ECONOMIC POLICY UNCERTAINTY INDEX



Opmerking: alle variabelen werden gestandaardiseerd.
Bron: Tobbyack *et al.* (2014).

GRAFIEK 4 VERSCHIL TUSSEN PROFESSIONELE VOORSPELLERS

(gemiddelde standaardafwijking ten opzichte van de puntramingen van de verschillende afzonderlijke voorspellingen voor het jaar t en het jaar $t+1$ voor Belgian Prime News).



Bron: NBB, Belgian Prime News.

de gedetailleerde prognoses die door de diverse voorspelers werden gemaakt in het kader van de driemaandelijkse publicatie van het Belgian Prime News (NBB). Elk kwartaal verstrekken de deelnemende financiële instellingen onder meer voorspellingen van de jaarlijkse bbp-groei voor het huidige en volgende jaar. De mate van onzekerheid wordt hier gedefinieerd als de gemiddelde standaardafwijking ten opzichte van de verschillende puntramingen, voor het jaar t en het jaar $t+1$, van de afzonderlijke instellingen. Het resultaat wordt weergegeven in Grafiek 4. Zoals kon worden verwacht, nam de voorspellingsonzekerheid toe eind 2008 en in 2009. Na een initiële verbetering in 2010 was er eind 2011 echter nog een forse toename van de variatiecoëfficiënt van de prognoses van de verschillende instellingen.

3. Besparingen en onzekerheid

3.1 Langetermijnvariabelen

Om het effect van de onzekerheid op de besparingen van de huishoudens te beoordelen, ramen we eerst een standaard Error Correction Model (ECM), een foutcorrectiemodel op basis van een aantal potentiële langetermijndeterminanten. In overeenstemming met de benadering die werd voorgesteld door de Europese Commissie (2013), trachten we vervolgens het model uit te breiden door onzekerheidsindicatoren in de kortetermijndynamiek op te nemen. In wat volgt, zullen ramingen worden uitgevoerd met behulp van kwartaalgegevens om het precieze effect van de

onzekerheid weer te geven dat vermoedelijk vooral via de kortetermijndynamiek doorsijpelt⁽¹⁾. Gelet op de volatiliteit van deze driemaandelijks tijdreeksen, dient echter te worden opgemerkt dat dit misschien niet de meest aangewezen ramingsstrategie is om de langetermijndeterminanten van de besparingen van de huishoudens te identificeren.

Zoals aangegeven in hoofdstuk 1, kunnen de particuliere consumptie en dus de besparingen van de huishoudens worden bepaald door het beschikbaar inkomen of een of andere vorm van permanent inkomen. Omdat dit laatste inkomen niet direct meetbaar is, kan in de plaats hiervan het financiële en vastgoedvermogen als benadering worden beschouwd (Sierminska en Takhtamanova, 2007). Aangezien er een aantal aanwijzingen zijn dat het spaargedrag verschilt al naargelang het type of de bron van inkomsten, waarbij het financieel inkomen meestal in grotere mate wordt gespaard, wordt de regressievergelijking ook uitgebreid met het aandeel van het inkomen uit arbeid in het beschikbaar inkomen, waarvoor een negatieve coëfficiënt te verwachten is. De variabelen worden uitgedrukt in natuurlijke logs.

De langetermijnresultaten zijn opgenomen in Tabel 1⁽²⁾. Uit kolom 1 blijkt dat het beschikbaar inkomen weinig invloed heeft op de spaarquote. In de tweede kolom is deze variabele weggelaten. De coëfficiënten van de andere variabelen veranderden zeer weinig, maar het reëel netto financieel vermogen won enigszins aan belang. Als ruwe test voor de theorie van de Ricardiaanse equivalentie werd de geconsolideerde bruto overheidsschuld (definitie van Maastricht) als percentage van het bbp aan de regressie toegevoegd in kolom 3. Hoewel de coëfficiënt het verwachte teken heeft

– een hogere schuldgraad lijkt samen te vallen met meer besparingen van de huishoudens – is het effect niet significant verschillend van nul. Globaal genomen, lijkt het aandeel van het inkomen uit arbeid in het totaal beschikbaar inkomen de meest robuuste significante variabele te zijn. Een toenemend aandeel van het inkomen uit arbeid in het beschikbaar inkomen zal, zoals verwacht, de spaarquote inderdaad neerwaarts beïnvloeden. Het is merkwaardig dat hetzelfde geldt voor een toename van het reëel netto financieel vermogen, hoewel dit effect niet altijd significant is, wat erop wijst dat deze variabele misschien niet echt een goede benadering is voor het permanente inkomen.

Al met al lijken onze resultaten erop te wijzen dat, op de langere termijn, het inkomen uit arbeid grotendeels wordt geconsumeerd, en dat veranderingen in de spaarquote van de huishoudens worden gedreven door schommelingen in het niet-arbeidsgebonden inkomen (uit vermogen), omdat dit inkomen grotendeels wordt gespaard. Dit kan gedeeltelijk de grote bewegingen verklaren, in het bijzonder de trendmatige daling van de spaarquote van de huishoudens in de periode 2000-2013: als gevolg van een lager rendement op kapitaal nam het aandeel van het inkomen uit vermogen in het beschikbaar inkomen van de huishoudens af van circa 17-18% in het begin van de eeuw tot nauwelijks 13% of minder in de afgelopen jaren.

De kortetermijndynamiek wordt weergegeven door de kortetermijnvergelijking van de ECM zoals getoond in Tabel 2. De belangrijkste component van deze vergelijking is de vertraging van de residuals uit de regressie in kolom 2 van Tabel 1. De coëfficiënt daarvan geeft de snelheid weer waarmee voorafgaande afwijkingen van het evenwicht zullen worden gecorrigeerd, en suggereert dat ongeveer 30% van de kloof elk kwartaal zal worden gedicht. Eens te meer lijken, ook voor de kortere termijn, veranderingen in het aandeel van het inkomen uit arbeid in het totale inkomen grotere stimulansen voor veranderingen in het spaargedrag te zijn dan die in het totaal netto financieel vermogen. Verder is het duidelijk dat de spaarquote vrij persistent is, aangezien de vertraging van de variabele significant blijkt te zijn.

3.2 Mogelijke aanvullende kortetermijndeterminanten

We trachten nu de nauwkeurigheid te vergroten door achtereenvolgens andere mogelijke determinanten voor de veranderingen in het spaargedrag op de korte termijn

TABEL 1 STATISCHE REGRESSIE

Afhankelijke variabele: spaarquote van de huishoudens	(1)	(2)	(3)
Constante	23,458 (0,000)	24,445 (0,000)	24,278 (0,000)
Beschikbaar inkomen	0,0115 (0,922)		
Aandeel van inkomen uit arbeid	-3,669 (0,000)	-3,551 (0,000)	-3,652 (0,000)
Reëel netto financieel vermogen	-0,335 (0,185)	-0,436 (0,063)	-0,407 (0,177)
Bruto overheidsschuld (in % bbp)			0,049 (0,801)

Opmerking: de regressie omvat kwartaalgegevens van 1999 K1 tot 2014 K1 en de raming is uitgevoerd met DOLS (*Dynamic Ordinary Least Squares*). De *p*-waarde van de coëfficiënten staat tussen haakjes, onder de coëfficiëntramingen.

(1) Opmerking: dit zijn nog de kwartaalgegevens volgens de ESR 1995 methodologie.

(2) Het zij opgemerkt dat de huizenprijzen om technische redenen niet konden worden opgenomen (hun volgorde van integratie verschilt van de andere variabelen).

TABEL 2 FOUTCORRECTIEMODEL

Afhankelijke variabele: Δ spaarquote	Coëfficiënt	p-waarde
Constante	0,0005	0,9896
Δ spaarquote (-1)	0,2884	0,0398
Δ aandeel van inkomen uit arbeid	-4,3273	0,0000
Δ aandeel van inkomen uit arbeid (-1)	1,7200	0,0319
Δ reëel netto financieel vermogen	-0,1650	0,3501
Residuals (-1)	-0,3171	0,0027

Opmerking: de regressie omvat de kwartaalgegevens van 1999 K1 tot 2014 K1. De getallen tussen haakjes hebben betrekking op het aantal vertragingen.

toe te voegen. In een eerste testgeval wordt de reële langetermijnrente aan het model toegevoegd. Het is niet a priori duidelijk welk effect de rente op het spaargedrag zal hebben. Enerzijds maakt een hogere rente het relatief interessanter om meer te gaan sparen om meer te kunnen kopen in de toekomst. Anderzijds impliceert een hogere rente betere inkomensvooruitzichten voor de huishoudens. Dit zal hen er veeleer toe aanzetten om de huidige consumptie te verhogen (Dirschmid en Glatzer, 2004).

Uit de regressieanalyse blijkt dat het effect van een verhoging van de reële rente in wezen slechts één kwartaal duurt: het huidige effect en het vertraagde effect heffen elkaar nagenoeg op in de kortetermijnvergelijking. Dit suggereert dat, behalve het effect op het aandeel van het niet-arbeidsgebonden inkomen, veranderingen in de rente op zich niet volstaan om structurele veranderingen in het spaargedrag te verklaren.

Wat betreft onze belangrijkste vraag over de manier waarop en de mate waarin de economische onzekerheid bijdraagt tot het totaalbeeld, zullen de in hoofdstuk 2 besproken onzekerheidsmaatstaven nu worden toegevoegd aan het foutcorrectiemodel als mogelijke aanvullende kortetermijndeterminanten. In paragraaf 2.2 werden vier mogelijke onzekerheidsmaatstaven geconstrueerd op basis van de antwoorden van de respondenten op de consumentenenquête. Naast de onzekerheidsmaatstaven zullen ook de algemene saldo's van elk van de vier vragen worden toegevoegd. De logica hierachter is dat de twee enquêtemaatstaven elkaar mogelijk aanvullen. Bijvoorbeeld: een lage onzekerheid kan ook bestaan wanneer de meeste respondenten verwachten dat de economie zwak zal presteren in de komende twaalf maanden.

TABEL 3 FOUTCORRECTIEMODEL, INCLUSIEF RENTE⁽¹⁾

	Coëfficiënt	p-waarde
Langetermijnrente	0,0156	0,0356
Langetermijnrente (-1)	-0,0187	0,0088

Opmerking: de regressie omvat de kwartaalgegevens van 1999 K1 tot 2014 K1.

(1) In deze tabel en in de volgende tabellen herhalen we niet de basisspecificatie, die reeds werd opgenomen in Tabel 2, om ruimte te besparen.

Voor elke vraag afzonderlijk wordt zowel een vertraging van het saldo als een tweede vertraging van de onzekerheidsmaatstaf toegevoegd aan de kortetermijnvariabelen. Voor de onzekerheidsvariabelen werd de tweede vertraging toegevoegd omdat deze vertraging vaak significanter was dan de eerste vertraging. De resultaten worden samen weergegeven in Tabel 4, zonder de coëfficiënten voor de andere variabelen opnieuw te vermelden, aangezien deze grotendeels ongewijzigd zijn gebleven ten opzichte van de getallen in de Tabel 2-3.

Het is duidelijk dat de manier waarop de onzekerheid wordt gemeten, van belang is. De variabelen met betrekking tot de financiële situatie (vraag 1) hebben het verwachte teken: een toename van de onzekerheid resulteert in een (significante) stijging van de spaarquote. Een hoger algemeen saldo (betere vooruitzichten) resulteert in een daling van de spaarquote, maar de coëfficiëntraming is niet significant verschillend van nul. Alle andere ramingen blijken niet-significant te zijn, ook al hebben enkele ervan het verwachte teken (positief voor de onzekerheidsindicator, negatief voor de saldo-indicator).

In Tabel 5 wordt het foutcorrectiemodel uitgebreid door middel van de indicatoren voor de beleidsonzekerheid die werden geconstrueerd door Tobback *et al.* (2014). Ook deze variabelen lijken geen significant verband te hebben met de spaarquote, wanneer ze afzonderlijk worden toegevoegd aan de ECM. Dit is mogelijk te wijten aan het feit dat deze indicatoren uitsluitend werden geconstrueerd aan de hand van Nederlandstalige kranten, terwijl de spaarquote uiteraard wordt berekend voor België als geheel. Voor zover de berichtgeving in de media over onzekerheid verschillen vertoont tussen de gewesten, zou dit een effect kunnen hebben op de ramingsresultaten.

In Tabel 6 wordt de onzekerheid van de professionele voorspellers toegevoegd aan het foutcorrectiemodel. De

TABEL 4 FOUTCORRECTIEMODEL, INCLUSIEF AANVULLENDE ONZEKERHEIDSVARIABLEN VAN DE ENQUÊTE

	Coëfficiënt	p-waarde
Financiële situatie		
V1o (-2)	0,0317	0,0011
V1s (-1)	-0,0059	0,3530
Werkloosheid		
V2o (-2)	0,0039	0,5666
V2s (-1)	0,0011	0,8726
Algemene economische situatie		
V3o (-2)	-0,0123	0,0825
V3s (-1)	-0,0049	0,2482
Spaarvermogen		
V4o (-2)	0,0074	0,7157
V4s (-1)	-0,0018	0,7805

Opmerking: de regressie omvat de kwartaalgegevens van 1999 K1 tot 2014 K1.

regressie geeft aan dat een hogere onzekerheid, gemeten via de variatiecoëfficiënt van de prognoses van de professionele voorspellers, aanleiding geeft tot een hogere spaarneiging, maar de variabele is niet significant.

Als laatste test werden de onzekerheidsvariabelen van Tabel 5 en Tabel 6 ook gecombineerd met de variabelen van Tabel 4. Tabel 7 bevat alleen de combinatie die significant bleek: de naïeve EPU indicator (opnieuw zonder vertragingen) heeft een significant effect op de spaarquote, wanneer deze wordt gecombineerd met de V1-indicatoren. Het opnemen van deze variabele verbetert bovendien de waarde van de gecorrigeerde R-kwadraatswaarde van 0,74 (uitsluitend inclusief V1-indicatoren) naar 0,76. Baker *et al.* (2013) suggereren dat de EPU-indicator deels veranderingen in het vertrouwen

TABEL 5 FOUTCORRECTIEMODEL, INCLUSIEF INDICATOREN VOOR DE BELEIDSONZEKERHEID (afzonderlijk toegevoegd)

	Coëfficiënt	p-waarde
Naïeve EPU indicator	0,0063	0,2206
EPU Modaliteitsindex	-0,0040	0,4862
EPU SVM	0,0003	0,9603

Opmerking: de gegevens voor de indicatoren inzake de beleidsonzekerheid zijn beschikbaar van 2000 K1 tot 2012 K3, zodat de regressies in deze tabel werden uitgevoerd over een ietwat kleinere steekproef.

TABEL 6 FOUTCORRECTIEMODEL, INCLUSIEF VOORSPELLINGSVARIANTIE

	Coëfficiënt	p-waarde
Onzekerheid van professionele voorspellers (-1)	0,0218	0,6142

Opmerking: de onzekerheid van de voorspellers is beschikbaar van 2002 K4 tot 2014 K1, zodat de regressie in deze tabel werd uitgevoerd over een ietwat kleinere steekproef.

weerspiegelt, veeleer dan louter veranderingen in de onzekerheid. Dit kan verklaren waarom, in combinatie met de op de enquête gebaseerde onzekerheidsmaatstaf, deze EPU-indicator toch nog een aanvullend voorspellend vermogen voor de consumptiedynamiek kan hebben.

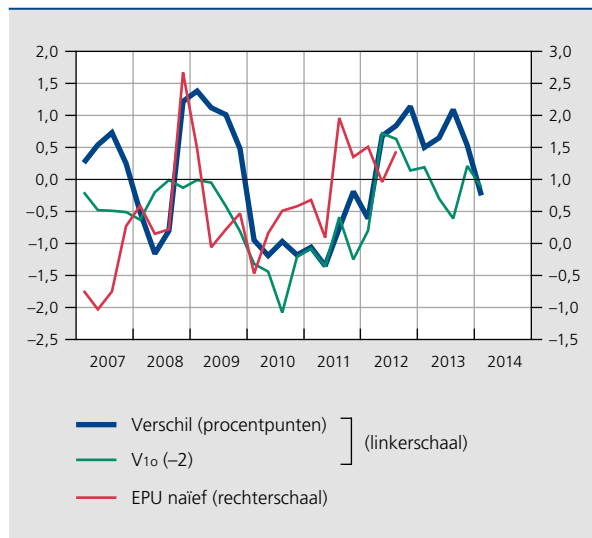
Wanneer we onze empirische resultaten nu samenvoegen, kunnen de recente bewegingen en het huidige niveau van de spaarquote van de Belgische huishoudens worden geïnterpreteerd. Zowel bij de aanvang van de Grote Recessie, in 2008 en 2009, als in de periode 2012-2013, hebben de Belgische huishoudens meer gespaard dan het evenwichtsniveau dat werd verwacht op basis van de langetermijnvergelijking van de ECM. Deze twee episodes met een relatief hoge spaarquote (in vergelijking met de geraamde benchmark) kunnen in zekere mate worden teruggevoerd op periodes van toenemende onzekerheid, zoals onze empirische bevindingen suggereren.

Tijdens de eerste fase van de Grote Recessie heeft de uitgebreide verslaggeving in de media over de economische onzekerheid, zoals blijkt uit de sterke toename van de (naïeve) EPU-indicator, naar alle waarschijnlijkheid het voorzorgssparen gestimuleerd en de huishoudens er meer bepaald toe aangezet om inkomensverhogingen (bv. door een indexering als gevolg van een hogere inflatie tijdens het voorgaande jaar) slechts in zeer beperkte mate te spenderen. Dit verklaart de piek in de spaarquote tijdens het eerste kwartaal van 2009.

TABEL 7 FOUTCORRECTIEMODEL, MET EEN COMBINATIE VAN VERSCHILLENDE ONZEKERHEIDSMATSTAVEN

	Coëfficiënt	p-waarde
Naïeve EPU indicator	0,0145	0,0233
V1o (-2)	0,0312	0,0010
V1s (-1)	0,0090	0,2919

GRAFIEK 5 VERSCHIL TUSSEN DE WERKELIJKE EN DE GERAAMDE SPAARQUOTE OP DE LANGE TERMIJN



Bron: NBB.

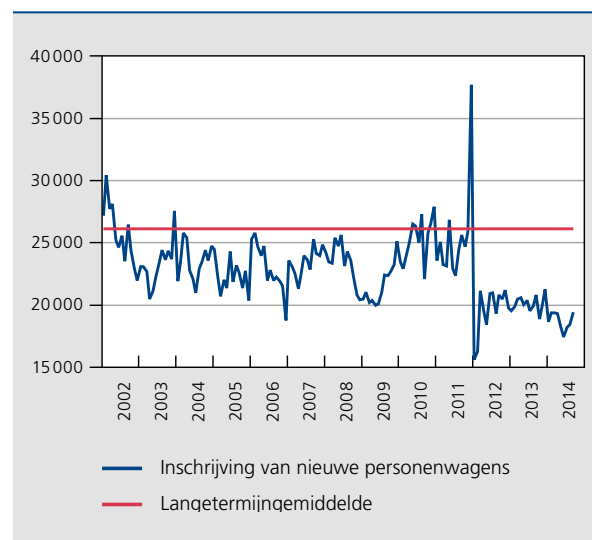
In de daaropvolgende kwartalen nam de onzekerheid geleidelijk af en keerde de spaarquote terug naar lagere niveaus: in 2010 en 2011 lag de spaarquote meer dan 1 procentpunt onder de structurele niveaus die door ons model werden verwacht. De aanslepende crisis in het eurogebied en de teruglopende economische groei gaven echter aanleiding tot een nieuwe toename van de onzekerheid in de afgelopen twee jaar, zoals blijkt uit de in toenemende mate uiteenlopende antwoorden op de enquêtevraag in verband met de financiële situatie. Dit belette dat de spaarquote nog verder terugliep, en hield de spaarquote boven de ramingen van het model tijdens de periode 2012-2013. De spaarquote daalde slechts opnieuw in het eerste kwartaal van 2014, ondanks de verbetering van de economische omstandigheden en de afgenomen onzekerheid vanaf de lente van 2013. Dit kan verband houden met de vertraging die we vaststellen in de doorsijpeling van de onzekerheid naar het sparen.

Een hoger volume aan (voorzorgs)sparen komt mechanisch tot uiting in een lagere consumptie. In dit verband zal de consumptie van duurzame goederen waarschijnlijk het hardst worden getroffen; er zijn heel wat kosten gemoeid met het terugdraaien van dergelijke uitgaven, omdat de waarde van de goederen daalt onmiddellijk na hun eerste gebruik (Gudmundsson en Natvik, 2012). Een voorbeeld van een dergelijk duurzaam goed is de aankoop van een nieuwe wagen. Zoals blijkt uit Grafiek 6, zijn die aankopen constant onder hun langetermijngemiddelde gebleven sinds 2012.

Tot slot gaan we onze resultaten kort vergelijken met die van andere auteurs die recentelijk eveneens onzekerheids-indicatoren hebben geconstrueerd, maar die voornamelijk het effect ervan op de consumptie hebben beoordeeld veeleer dan op de spaarquote. In het artikel door de EC (2013) werden ramingen verricht voor een groep van acht landen, waaronder ook België. Ze concludeerden dat – op de lange termijn – het beschikbaar inkomen, de netto buitenlandse activa, de huizenprijzen en de verhouding van het krediet tot de huizenprijzen belangrijke motoren zijn van de consumptie. Op de korte termijn stelden zij een significant negatief effect vast van de langetermijnrente, twee van de indicatoren inzake de consumentenonzekerheid en, in mindere mate, de onzekerheidsindicator inzake het beleid.

Lebrun en Pérez Ruiz (2014) maakten eveneens gebruik van een foutcorrectiemodel om het effect van de onzekerheid te onderzoeken op de componenten van de binnenlandse vraag voor België, Duitsland en Frankrijk afzonderlijk. In het geval van België stelden de auteurs vast dat het consumentenvertrouwen en de onzekerheidsindicatoren een niet-significant effect op de consumptie sorteerden. Hun langetermijnvergelijking wees wel op een marginaal effect van het financieel vermogen en op een significante rol voor het reëel beschikbaar inkomen (exclusief het inkomen uit vermogen): de inkomenselasticiteit van de consumptie werd geraamd op 0,85. Bovendien konden ook zij geen robuust significant effect van de reële rente of de huizenprijzen vaststellen.

GRAFIEK 6 INSCHRIJVING VAN NIEUWE PERSONENWAGENS EN HET GEMIDDELDE LANGETERMIJNNIVEAU (sinds 1990)



Bron: FEBIAC.

Slotopmerkingen

Dit artikel onderzoekt het effect van de economische onzekerheid op de besparingen van de huishoudens. Hoewel het neerwaartse verloop van de spaarquote van de Belgische huishoudens op langere termijn moet worden gezien tegen de achtergrond van het afnemende aandeel van het inkomen uit vermogen (dat in grotere mate wordt gespaard) in het totale inkomen van de huishoudens, kunnen ook andere factoren ten grondslag liggen aan de kortetermijndynamiek.

Uit onze empirische resultaten blijkt dat het niveau van de onzekerheid mede de bewegingen van de spaarquote van de huishoudens kan verklaren. De precieze definitie van de onzekerheidsindicator is echter van belang. We stellen vast dat de zelfgerapporteerde onzekerheid (in de consumentenenquête) ten aanzien van de financiële situatie een significant effect heeft op het spaargedrag van de huishoudens. Dit kan ook het geval zijn, zij het in mindere mate, voor de media-aandacht voor de economische onzekerheid. Anderzijds vinden we geen aanwijzingen dat de variantie tussen de professionele economische voorspellingen enig verklarend vermogen heeft voor de spaarquote van de Belgische huishoudens.

Het vrij hoge niveau van onzekerheid heeft waarschijnlijk de spaarneiging opgedreven in de periode

2012-2013, waardoor het heeft belet dat de spaarquote nog verder zakte naar historisch lage niveaus, die konden worden verwacht op grond van het momenteel zeer geringe aandeel van het niet-arbeidsgebonden inkomen in het beschikbaar inkomen van de huishoudens. De toename van het vertrouwen tegen de achtergrond van de verbeterende economische omstandigheden in de loop van 2013 viel samen met de afnemende economische onzekerheid. Voor zover deze trend kan worden aangehouden en niet fundamenteel ontspoort als gevolg van de recentelijk vastgestelde economische neergang en de afname van het vertrouwen, is het mogelijk dat dit een verdere daling van de spaarquote in 2014 inluidt – zoals reeds blijkt uit de eerste kwartaalstatistieken – en bijgevolg de consumptiegroei ondersteunt.

Bij het interpreteren van onze resultaten over het positieve effect van de economische onzekerheid op de spaarquote van de huishoudens in de afgelopen jaren, mag niet uit het oog worden verloren dat de spaarquote zich momenteel op een zeer laag niveau bevindt als gevolg van de veranderingen in de samenstelling van het inkomen van de huishoudens. Het is waarschijnlijk dat een toenemend aandeel van het inkomen uit vermogen zal resulteren in een toename van de spaarquote, zelfs als de onzekerheid afneemt.

Bibliografie

- Ando A. en F. Modigliani (1957), 'Tests of the life-cycle hypothesis of saving: comments and suggestions', *Bulletin of the Oxford University Institute of Economics & Statistics*, vol. 19, issue 2, 99–124.
- Ando A. en F. Modigliani (1963), 'The 'life-cycle' hypothesis of saving: aggregate implications and tests', *American Economic Review*, vol. 53, issue 1, 55–84.
- Baker S., Bloom, N. en S. Davies (2013), *Measuring economic policy uncertainty*, Chicago Booth Research Paper, 13–02.
- Barro R. (1974), 'Are Government Bonds Net Wealth?', *Journal of Political Economy*, p. 1095–1117.
- Beznoska M. en R. Ochmann (2012), *Liquidity Constraints and the Permanent Income Hypothesis*, DIW Berlin Discussion Paper 1231.
- Dirschmid W. en E. Glatzer (2004), 'Determinants of the household saving rate in Austria', OENB, *Monetary Policy and the Economy*, issue 4, 25–38.
- Dreger C. en H. Reimers (2011), *The long run relationship between private consumption and wealth: common and idiosyncratic effects*, European University Viadrina Frankfurt, Discussion Paper 295.
- Echeverría C. (2002), *Income Uncertainty, Liquidity Constraints, and the Option Value of Saving*, University of California, Berkeley, US.
- EC (2013), *Assessing the impact of uncertainty on consumption and investment*, Quarterly Report on the Euro Area, 12(2), June.
- ECB (2013), 'How has macroeconomic uncertainty in the euro area evolved recently?', *ECB Monthly Bulletin*, 44–48, October.
- Friedman M. (1957), *A Theory of the Consumption Function*, Princeton University Press, Princeton, US.
- Gudmundsson J. en G. Natvik (2012), *That uncertain feeling – how consumption reacts to economic uncertainty in Norway*, Norges Bank Staff Memo 23.
- Lebrun I. en E. Pérez Ruiz (2014), *Demand patterns in Germany, France and Belgium: can we explain the differences?*, IMF Working Paper 14/165.
- McFadden F. (2013), *The new science of pleasure*, NBER Working Paper 18687.
- Mody A., Ohnsorge, F. en D. Sandri (2012), *Precautionary Savings in the Great Recession*, IMF Working Paper 12/42.
- NBB, Belgian Prime News, verschillende kwartaalpublicaties (http://www.nbb.be/pub/06_00_00_00_00/06_03_00_00_00/06_03_04_00_00.htm?l=nl).
- Sierminska E. en Y. Takhtamanova (2007), *Wealth Effects out of Financial and Housing Wealth: Cross Country and Age Group Comparisons*, Federal Reserve Bank of San Francisco Working Paper 2007-01.
- Tobback E., Daelemans, W., Junqué de Fortuny, E., Naudts, H. en D. Martens (2014), *Belgian Economic Policy Uncertainty Index: Improvement through text mining*, paper presented at the ECB Workshop on using big data for forecasting and statistics, 8 april, Frankfurt am Main.
- Trevisan, E. (2013), *The irrational consumer: applying behavioural economics to your business strategy*, Gower, Surrey, UK.

Nationale Bank van België
Naamloze vennootschap
RPR Brussel – Ondernemingsnummer: 0203.201.340
Maatschappelijke zetel: de Berlaimontlaan 14 – BE-1000 Brussel
www.nbb.be

Verantwoordelijk uitgever

Jan Smets

Directeur

Nationale Bank van België
de Berlaimontlaan 14 – BE-1000 Brussel

Contactpersoon voor het Tijdschrift

Luc Dufresne

Secretaris-generaal

Tel. +32 2 221 24 96 – Fax +32 2 221 30 91
luc.dufresne@nbb.be

© Illustraties: Nationale Bank van België

Omslag en opmaak: NBB AG – Prepress & Image

Gepubliceerd in december 2014