

Heeft de volatiliteit op de financiële markten een invloed op de reële economie ?

B. De Backer^(*)

Inleiding

Na de rust op de financiële markten in 2017 nam de volatiliteit uiteindelijk toe in februari en meer recentelijk in oktober en november 2018. Volgens tal van financiële analisten zouden die plotse stijgingen verband kunnen houden met veranderde verwachtingen omtrent het tempo van de normalisering van het Amerikaans monetair beleid, en zouden ze zich typisch voordoen op het ogenblik dat inflatie- en werkgelegenheidscijfers worden gepubliceerd. Meer in het algemeen reageren de financiële markten bij de publicatie van macro-economische gegevens, en dat geldt vooral in de huidige context van internationale handelsspanningen. Hoogstwaarschijnlijk zijn nieuwe opflakkingen van de volatiliteit ten gevolge van specifieke gebeurtenissen of aankondigingen niet uitgesloten.

Een sterke volatiliteit op de financiële markten wordt evenwel doorgaans, en vaak terecht, in verband gebracht met beurscrashes, of zelfs met economische recessies. Daarbij kan worden gedacht aan verscheidene periodes, zoals de laatste financiële crisis, het uiteenspatten van de internetzeepbel, de Grote Depressie die startte in 1929 en vele andere. Een sterke marktvolatiliteit wijst in principe op een toegenomen risico voor de beleggingen, wat het voor de marktpartijen moeilijker maakt beslissingen te nemen. Ze zou ook gevolgen kunnen hebben buiten de financiële sector, bijvoorbeeld indien de kosten voor de uitgifte van aandelen door de ondernemingen worden verhoogd door een risicopremie voor de volatiliteit. Een hoge volatiliteit of een stijging ervan worden dus doorgaans beschouwd als een negatief signaal van de financiële markten inzake de economische vooruitzichten voor de reële sfeer.

Daartegenover zou de vraag kunnen rijzen of periodes met een lage marktvolatiliteit een gunstige economische toekomst aankondigen. In dat verband is het opvallend dat de marktvolatiliteit bijzonder laag was tussen 2003 en 2007, wat niet heeft belet dat de laatste financiële crisis is uitgebroken. Die bevinding vestigde opnieuw de aandacht op een hypothese die in 1977 werd geformuleerd door Hyman P. Minsky: de hypothese van financiële instabiliteit. Volgens die hypothese zouden de economische subjecten de neiging hebben te optimistisch te worden en meer risico's te nemen wanneer ze merken dat de omgeving weinig risicovol lijkt, bijvoorbeeld wanneer de volatiliteit op de financiële markten laag is. Uiteindelijk zou de accumulatie van risico's die uit dat proces voortvloeit, tot economische crisissen kunnen leiden.

Het artikel bestaat uit drie hoofdstukken. In het eerste worden de verschillende metingen van de volatiliteit op de financiële markten toegelicht en wordt gewezen op de voornaamste kenmerken ervan. In het tweede worden de historische empirische wetmatigheden onderzocht die de effecten van een hoge en lage marktvolatiliteit op de reële economie onthullen. In het derde hoofdstuk wordt de marktvolatiliteit grondiger bestudeerd in de huidige context.

(*) De auteur dankt J. Hilgers, P. Ilbas en Ch. Van Nieuwenhuyze voor hun waardevolle commentaren en suggesties.

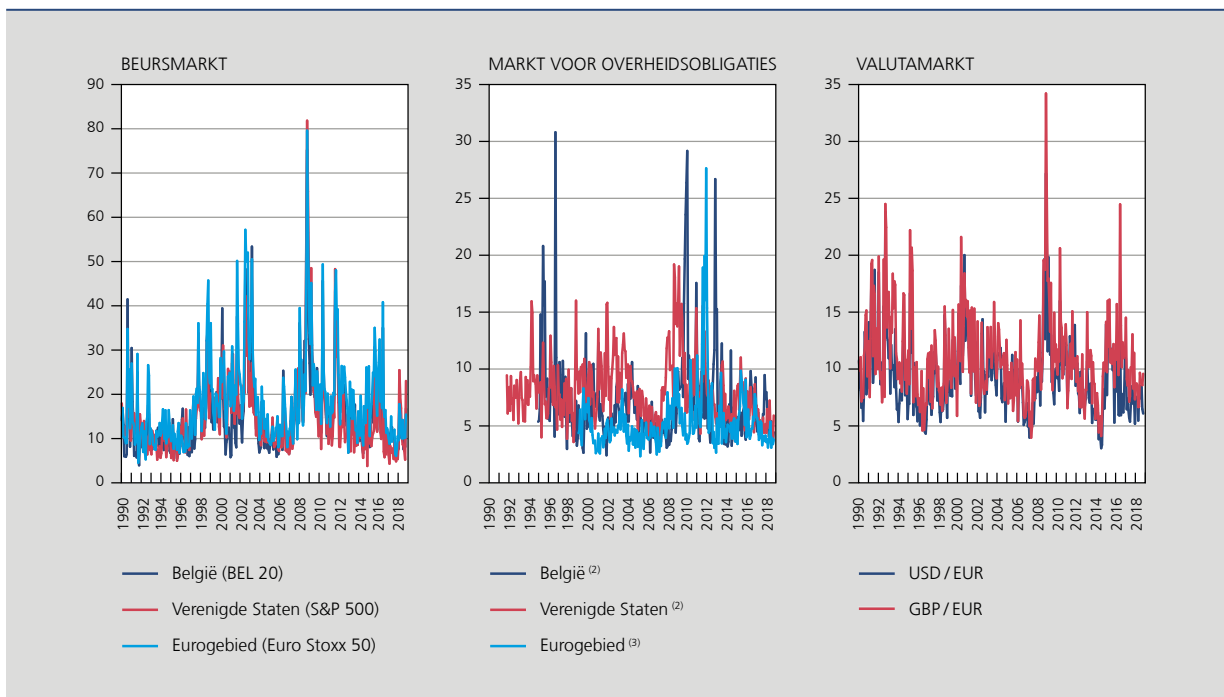
1. Wat is volatiliteit op de financiële markten?

1.1 De marktvolatiliteit meten

De volatiliteit op de financiële markten wordt vaak benaderd door de 'gerealiseerde volatiliteit' te meten. Die meting wordt *ex post* berekend voor een gegeven periode. Stel bijvoorbeeld dat we de volatiliteit van een beursindex over een bepaalde maand willen berekenen en daarbij dagelijks de waarde van de index bij het sluiten van de beurs optekenen. De over die maand gerealiseerde volatiliteit wordt eenvoudigweg berekend als de standaardafwijking van de dagelijkse rendementen. Een soortgelijke berekening kan worden gemaakt voor de rendementen op de obligatiemarkt en de valutamarkt.

GRAFIEK 1 DE VOLATILITEIT OP DE FINANCIËLE MARKTEN WORDT VAAK BENADERD DOOR DE 'GEREALISEERDE VOLATILITEIT'⁽¹⁾ TE METEN

(in %, geannualiseerde volatiliteit op maandbasis)



Bronnen: Thomson Reuters, NBB.

(1) De over een maand gerealiseerde volatiliteit wordt op soortgelijke wijze berekend als een standaardafwijking: het is de vierkantswortel van de som van de gecentreerde dagelijkse rendementen in het kwadraat.

(2) Gerealiseerde volatiliteit gebaseerd op het prijsverloop van tienjaars overheidsobligaties met nulcoupon.

(3) Gerealiseerde volatiliteit gebaseerd op het prijsverloop van tienjaars overheidsobligaties met nulcoupon met ten minste een AA-rating (S&P) in het eurogebied.

Volgens die meting hadden de Amerikaanse en Europese financiële markten sinds 1990 te kampen met verscheidene periodes van volatiliteit (zie Grafiek 1). In het begin van de jaren negentig veroorzaakte de crisis van het Europese wisselkoersmechanisme enige volatiliteit op de valutamarkt. Aan het einde van de jaren negentig nam de volatiliteit op de beurs en de valutamarkt toe tegen de achtergrond van de Aziatische/Russische crisis en de LTCM-crisis en bleef die relatief hoog tot het uiteenspatten van de internetzeepbel in het begin van de jaren 2000. Bij de laatste financiële crisis nam de volatiliteit sterk toe en bereikte deze een hoogtepunt, hetzij in oktober 2008 net na de val van Lehman Brothers (beurs en valutamarkt), hetzij tijdens de overheidsschuldencrisis (Europese markt voor overheidsobligaties). Meer recentelijk was de volatiliteit op de beursmarkt relatief hoog in 2015 – toen de scherpe daling van de Chinese beursindices oversloeg naar de Verenigde Staten en Europa – en medio 2016, op het ogenblik van de Brexit-stemming. De volatiliteit liep vervolgens sterk terug tot in 2018, toen twee correcties op de Amerikaanse en Europese beurzen in februari en oktober de volatiliteit weer aanwakkerden.

Het belangrijkste voordeel van die meting van de gerealiseerde volatiliteit is dat ze van geen enkel model afhangt. Bovendien kan die meting worden verrijkt door frequentere rendementen te beschouwen. Vaak worden gegevens binnen één dag gebruikt om de dagelijks gerealiseerde volatiliteit te berekenen (de waarde van de beursindices wordt bijvoorbeeld om de 5 of 10 minuten opgetekend).

Er bestaan twee andere metingen van de volatiliteit: de 'impliciete' en de 'conditionele' volatiliteit. Het is belangrijk die concepten te begrijpen, aangezien in dit artikel diverse metingen van volatiliteit worden gehanteerd naargelang de beschikbare gegevens. Desondanks is het uit macro-economisch oogpunt relatief onschuldig van de ene meting van volatiliteit op de andere over te schakelen, omdat vaak dezelfde algemene tendensen tot uiting komen in de verschillende reeksen.

De impliciete volatiliteit wordt onrechtstreeks afgeleid uit een formule met prijzen van financiële derivaten. Voor de beursmarkten is dat vaak de formule van Black en Scholes op grond waarvan de prijs van een aan- en verkoopoptie (call- en putoptie) afhankelijk is van de volatiliteit van het onderliggende activum. Zodra de prijs van het financiële derivaat bekend is, kan de volatiliteit van het onderliggende activum worden afgeleid door inversie van de formule. Het bekendste voorbeeld van een meting van de impliciete volatiliteit is de VIX-index, die de impliciete volatiliteit van de S&P 500-index meet en die trouwens soms de 'angstindex' wordt genoemd.

De conditionele volatiliteit is een op een bepaalde datum geraamde meting van de volatiliteit die afhangt van de tot die datum beschikbare informatie. Metingen van conditionele volatiliteit zijn noodzakelijkerwijs afhankelijk van modellen die de informatie filteren. Robert F. Engle was de eerste die dat soort modellen uitwerkte (vanaf 1982); ze werden bekend onder het acroniem 'GARCH' ('generalised auto-regressive conditional heteroskedasticity'). Er bestaan tal van modellen voor conditionele volatiliteit.

1.2 Belangrijkste kenmerken van de marktvolatiliteit

Om de volatiliteit op de financiële markten beter te begrijpen en aldus beter te modelleren, is nog heel wat onderzoek nodig. Met name is er in de academische wereld nog geen eensgezindheid over de determinanten van de marktvolatiliteit. Niettemin is het reeds verrichte onderzoek leerzaam voor ten minste drie kenmerken van de marktvolatiliteit. In dit hoofdstuk worden die drie kenmerken geïllustreerd met de focus op de Amerikaanse beursmarkt aangezien dit de meest geanalyseerde markt is en er voldoende gegevens beschikbaar zijn om historische empirische studies uit te voeren. De volatiliteit van de Amerikaanse beursmarkt wordt benaderd via de maandelijkse gerealiseerde volatiliteit van de S&P 500-index, dat is een maatstaf die van geen enkel model afhangt en die berust op een ruime Amerikaanse index waarvan de daggegevens voor meerdere decennia beschikbaar zijn.

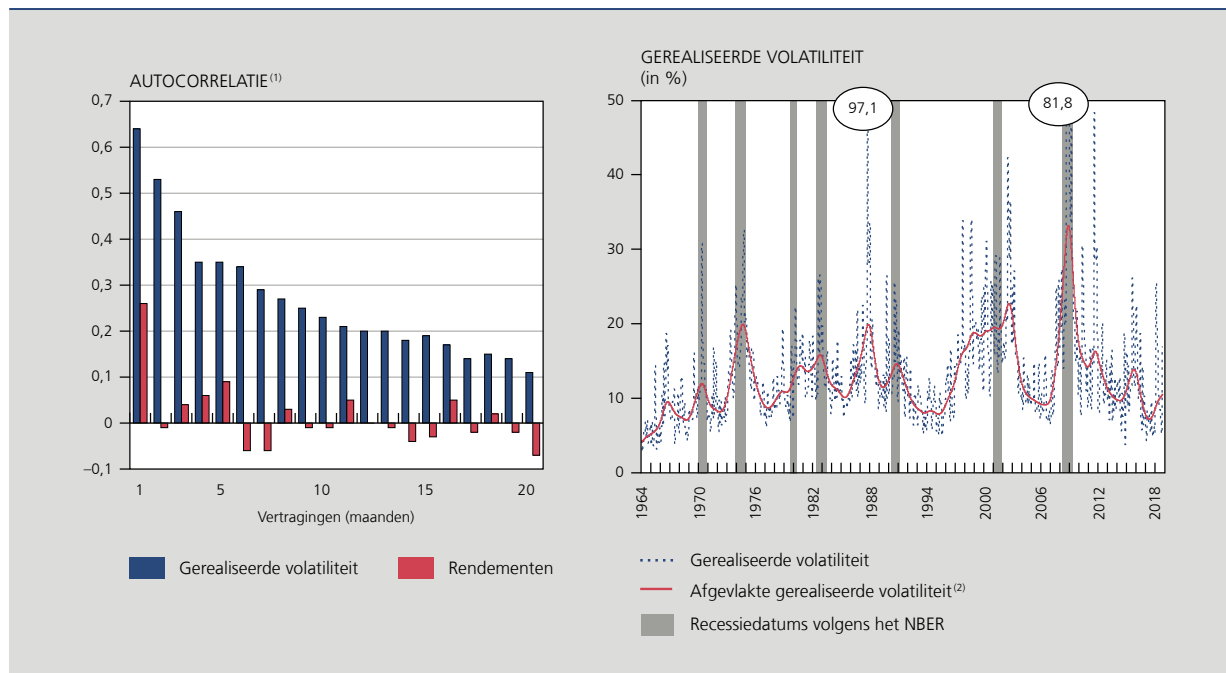
Het eerste kenmerk is dat de volatiliteit een 'lang geheugen'-proces volgt, wat betekent dat ze sterk gecorreleerd is in de tijd (sterke autocorrelatie; zie Grafiek 2, linkerzijde). In de beschouwde steekproef vertoont de volatiliteit van de S&P 500-index tijdens een gegeven maand een correlatie van 0,64 met de in de voorgaande maand gerealiseerde volatiliteit (vertraging met één maand). Ten opzichte van een jaar eerder (vertraging van twaalf maanden) blijft de autocorrelatie aanzienlijk (0,20). Die autocorrelatie vermindert naarmate de vertraging toeneemt, maar de vermindering vindt geleidelijk en langzaam plaats. Ter vergelijking: de autocorrelatie van de beursrendementen is gering. De correlatie tussen het rendement van een bepaalde maand en die van de voorgaande maand belooft maar 0,26. De correlatie is (niet statistisch verschillend van) nul voor vertragingen van meer dan een maand. Bovendien blijkt dat via een regressie van de gerealiseerde volatiliteit en het rendement op hun eerste twintig vertragingen 45 % van de gerealiseerde volatiliteit wordt verklaard en slechts 11 % van het rendement (R^2 van de regressies met een constante).

Het 'lang geheugen'-kenmerk houdt in dat het mogelijk is volatiliteitsprognoses op te maken door enkel de voorbije volatiliteit te meten. Meestal zijn die volatiliteitsprognoses afgevlakt (zonder bruuske schommelingen) omdat ze over het algemeen een gewogen gemiddelde vertegenwoordigen van talrijke ramingen van de volatiliteit in het verleden.

Het tweede kenmerk is dat de volatiliteit kan worden verdeeld in een lagefrequentie- en een hogefrequentiecomponent (zie Grafiek 2, rechterzijde). De lagefrequentiecomponent verandert relatief weinig in de tijd; hij geeft de algemene tendens van de volatiliteit weer. Het lang geheugen van de volatiliteit is voornamelijk aan die component toe te schrijven. De hogefrequentiecomponent vertoont een grilliger verloop, vaak als gevolg van specifieke gebeurtenissen

zoals de publicatie van macro-economische gegevens, (onverwachte) aankondigingen in verband met het economisch of monetair beleid of incidenten die typerend zijn voor de financiële markten. In de hogefrequentiecomponent kwam bijvoorbeeld de 'Black Monday'-crash van 19 oktober 1987 tot uiting, toen de S&P 500 op één dag 20 % van zijn waarde verloor.

GRAFIEK 2 DE VOLATILITEIT VAN DE S&P 500 VOLGT EEN 'LANG GEHEUGEN'-PROCES, MAAR PLOTSE STIJGINGEN ZIJN MOGELIJK



Bronnen: Thomson Reuters, NBB.

(1) De raming is gebaseerd op gegevens van 1 januari 1964 tot 31 oktober 2018.

(2) De laagfrequentiecomponent van de gerealiseerde volatiliteit van de S&P 500 wordt geraamd aan de hand van een Hodrick-Prescott-filter met een afvlakkingsparameter die gelijk is aan 500.

Dat tweede kenmerk wijst erop dat de volatiliteit plots onvoorspelbaar kan stijgen. Die plotse stijgingen zijn gelukkig vaak maar tijdelijk, zoals in februari 2018. Algemeen beschouwd komen plotse toenames van de hogefrequentiecomponent veel meer voor dan recessies zoals die worden gedefinieerd door het National Bureau of Economic Research (NBER) in de Verenigde Staten, wat doet vermoeden dat die grillige toenames maar in geringe mate samenhangen met de belangrijke economische ontwikkelingen.

Het derde kenmerk is dat de laagfrequentiecomponent van de volatiliteit potentieel onderhevig is aan occasionele regimeveranderingen. Er vallen immers periodes te onderscheiden waarin de volatiliteit duurzaam toenam. Die periodes kunnen duidelijk in verband worden gebracht met belangrijke gebeurtenissen of crisissen. De laagfrequentiecomponent nam bijvoorbeeld toe in 1973 bij de olieschok, aan het einde van de jaren negentig bij de Aziatische/Russische crisis en de LTCM-crisis en bij de internetzeepbel. De component steeg opnieuw bij de meest recente financiële crisis.

Samengevat wijzen die kenmerken uit dat wanneer er geen sprake is van een regimeverandering, met andere woorden het uitbreken van een crisis, de marktvolatiliteit een relatief vlak verloop zou vertonen, zonder echter tijdelijke stijgingen ten gevolge van specifieke gebeurtenissen uit te sluiten. De fundamentele vraag is of een stijging van de laagfrequentiecomponent van de volatiliteit – dat wil zeggen een geleidelijke en duurzame stijging – negatieve gevolgen zou kunnen hebben voor de reële economie, dan wel of, integendeel, een aanhoudend lage volatiliteit risicovrij is. Uit de historische empirische wetmatigheden die in het volgende hoofdstuk worden behandeld, kunnen verscheidene belangrijke lessen worden getrokken.

2. Lessen uit het verleden

Het onderzoek naar de invloed die de volatiliteit van de financiële markten op de reële economie uitoefent, wordt bemoeilijkt door een potentieel dilemma van omgekeerde causaliteit: zou de reële bedrijvigheid de volatiliteit kunnen beïnvloeden? De invloed kan wellicht in beide richtingen doorwerken. Bovendien zijn de schommelingen van de volatiliteit en de reële bedrijvigheid in sommige gevallen toe te schrijven aan een derde factor die beide variabelen gelijktijdig beïnvloedt. Dat is bijvoorbeeld wat zich wellicht heeft voorgedaan in het begin van de jaren tachtig, toen de Amerikaanse Federal Reserve (de Fed) haar monetair beleid begon te verkrappen om de hollende inflatie te bestrijden. Zodoende heeft de Fed tegelijkertijd de reële bedrijvigheid gedrukt en een zekere volatiliteit op de financiële markten gecreëerd door de prijzen van de activa te beïnvloeden.

Die endogeniteits- en simultaneïteitsproblemen bewijzen hoe moeilijk het is verbanden te leggen tussen de marktvolatiliteit en de reële economie. In dit hoofdstuk wordt dus eerst (beknopt) de literatuur ter zake doorgenomen, alvorens de empirische resultaten toe te lichten die werden verkregen aan de hand van een historische databank.

2.1 Overzicht van de literatuur en gestileerde feiten

Invloed van de reële economie op de volatiliteit op de financiële markten

In theorie wordt de volatiliteit op de financiële markten beïnvloed door de reële economie. Die relatie vloeit voort uit de klassieke financiële theorie – de theorie inzake de efficiëntie van de markten – die ervan uitgaat dat de prijs van een financieel activum ‘steeds volledig alle beschikbare informatie weerspiegelt’ (Fama, 1970). Onder bepaalde voorwaarden betekent die aanname dat de prijs van een aandeel gelijk is aan de geactualiseerde waarde van de verwachte toekomstige dividenden. Bijgevolg is de volatiliteit van de prijs van een aandeel afhankelijk van: (1) veranderingen in de economische bedrijvigheid die dividenden oplevert; en (2) veranderingen in de actualisatievoet.

In een deel van de academische literatuur uit de jaren tachtig werd kritiek uitgeoefend op de klassieke financiële theorie en werd het idee gesteund dat de volatiliteit van de beursindices (vooral de S&P 500) te hoog zou zijn in vergelijking met de volatiliteit van de dividenden. Die ‘buitensporige volatiliteit’ zou wijzen op de aanwezigheid van ‘animal spirits’ die op de financiële markten golven van optimisme en pessimisme teweegbrengen zonder dat deze samenhangen met de fundamentals (LeRoy en Porter, 1981; Shiller, 1981a, 1981b, 1981c, 1987, 1990). De kritiek is gebaseerd op de ‘Algemene Theorie’ van John M. Keynes (1936), die de ‘preference for immediacy’ heeft aangetoond, op grond waarvan de marktpartijen hun intelligentie aanwenden om te anticiperen op wat de andere marktdeelnemers verwachten, en die zelfvullende prijsschommelingen mogelijk zou maken.

Die literatuur werd grotendeels verworpen door de aanhangers van de klassieke theorie, die erop wezen dat de buitensporige volatiliteit van de beursindices ten opzichte van die van de dividenden kan worden verklaard door de volatiliteit van de actualisatievoet (Fama, 1991; Cochrane, 2011). Bovendien protesteerden ze tegen de tests van de ‘buitensporige volatiliteit’ die enkel met onderliggende modellen kunnen worden uitgevoerd: indien de volatiliteit van de beursindices buitensporig wordt geacht ten opzichte van de vooruitzichten voor de dividenden of het verloop van de consumptie, is het mogelijk dat er onjuiste of te eenvoudige modellen worden gehanteerd om dividenden te voorspellen of een verband te leggen tussen de prijs van de financiële activa en de consumptie.

De vraag of de volatiliteit op de financiële markten te hoog is om te worden verklaard door de fundamentals, staat nog altijd ter discussie. Onlangs hebben onderzoekers vastgesteld dat de conjunctuurring een aanzienlijke invloed had op de laagfrequentiecomponent van de volatiliteit, terwijl abrupte toenames van de volatiliteit deels toe te schrijven zouden zijn aan een omslag in het marktsentiment (Adrian en Rosenberg, 2008; Engle en Rangel, 2008; Engle *et al.*, 2013; Corradi *et al.*, 2013; Chiu *et al.*, 2018).

Invloed van de volatiliteit op de financiële markten op de reële economie

Voor het omgekeerde verband, namelijk de invloed van de marktvolatiliteit op de reële economie, worden twee soorten studies onderscheiden: studies waarin de effecten van een toename van de volatiliteit worden geanalyseerd en die waarin de effecten van een langdurige periode van lage volatiliteit worden onderzocht.

Drie transmissiekkanalen van de stijgingen van de marktvolatiliteit worden vaak besproken in de literatuur (Fornari en Mele, 2013; Bekeart en Hoerova, 2014). Ten eerste kan een verhoogde volatiliteit de financieringskosten van de ondernemingen opvoeren. Meer bepaald zullen beleggers geneigd zijn een hoger rendement te eisen (een verlaging van de aankoopprijs van aandelen) als ze wegens een aanzienlijke financiële volatiliteit niet zeker zijn dat ze hun belegging kunnen terugkrijgen of hun aandelen in de toekomst weer kunnen verkopen tegen de gewenste prijs. Ten tweede kan een toename van de volatiliteit ertoe leiden dat investeringsprojecten worden uitgesteld. Volgens de 'theorie van de onomkeerbare investeringen' (Bernanke, 1983) bestaat er een trade-off tussen een project starten (en een snel rendement boeken) en het uitstellen om informatie te verzamelen over, bijvoorbeeld, de ontwikkeling van de economische omgeving, teneinde de slaagkansen van het project nauwkeuriger in te schatten. Ten derde kan een stijging van de volatiliteit een vertrouwensverlies veroorzaken en aanzetten tot voorzorgssparen. In een risicoaverse wereld vermindert een grotere onzekerheid over de (toekomstige) financiële tegoeden de (huidige) consumptie.

In verband met de effecten van een langdurige periode van lage volatiliteit bestaat er een relatief oude literatuur waarin een lage marktvolatiliteit wordt gelijkgesteld met de financiële stabiliteit (of rust) in het algemeen. Hyman P. Minsky beschreef al in 1977 hoe, volgens hem, een kapitalistische economie op endogene wijze een financiële structuur genereert die financiële crisissen in de hand werkt. In zijn eigen woorden: 'stabiliteit werkt destabiliserend'. Het fundamentele idee is dat lange periodes van financiële stabiliteit een algemeen optimisme stimuleren en het nemen van risico's aanmoedigen. Tijdens die periodes zijn de winsten ongerekend belastingen en rentebetalingen vaak positief, wat de dividenden doet toenemen. Als er optimisme heerst over het toekomstige vermogen van de economie om winsten te genereren, kunnen de prijzen van aandelen aanzienlijk stijgen. Bovendien neemt het aanvaardbaar geachte schuldpeil toe en wagen steeds meer marktdeelnemers zich aan 'speculatieve' financiële activiteiten (die dus een aanhoudende vernieuwing van de schuld vergen) of zelfs aan Ponzi-spelen, terwijl de financiële intermediairs hun hefboomeffect verhogen. Volgens dat schema vertonen de economische subjecten een procyclisch gedrag door hun schuldenlast te verhogen in rustige periodes, wat hen kwetsbaarder maakt bij financiële schokken.

Het Minsky-idee kwam opnieuw meer in trek vanaf de laatste financiële crisis. De periode van economische groei en financiële stabiliteit van 2003 tot 2007 bleek immers gepaard te gaan met excessen, met name op de vastgoedmarkt in de Verenigde Staten, en effende aldus de weg voor de daaropvolgende financiële crisis. Onder meer Brunnermeier en Sannikov (2014) en Bhattacharya *et al.* (2015) hebben het originele idee van Minsky gemoderniseerd en het omgedoopt tot 'volatiliteitsparadox'. In hun theoretische modellen verhoogt een omgeving met geringe (of gering geachte) idiosyncratische risico's – dat is een omgeving met een lage volatiliteit – paradoxaal genoeg het gevaar voor een systeemcrisis aangezien ze de marktdeelnemers endoogeen aanmoedigt meer risico's te nemen, en leidt ze dus tot een accumulatie van systeemrisico's. Die mechanismen werden empirisch bevestigd door Danielsson *et al.* (2018). Deze laatsten hebben een historische databank opgebouwd om aan te tonen dat periodes met een lage volatiliteit vaak gepaard gaan met een sterkere kredietexpansie dan normaal en een verhoging van het hefboomeffect in de banksector.

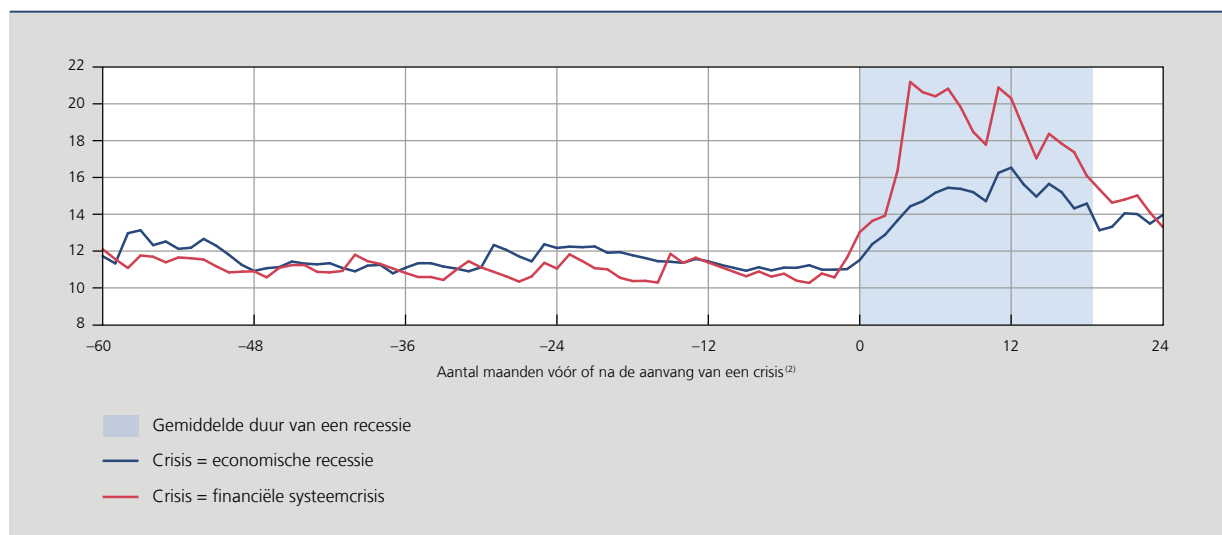
Bovendien maakten bepaalde recente analyses gewag van moderne mechanismen voor het nemen van risico's door de financiële intermediairs (ECB, 2017; OFR, 2017). Zo kunnen de financiële intermediairs niet alleen meer risico's nemen via het hefboomeffect en strategieën om rendement te zoeken (search for yield), maar ook de dekking (hedging) van hun posities verminderen. Andere mechanismen worden echter endoogeen geactiveerd. De algemene aanwending van modellen van het type 'Value-at-Risk' (VaR) kan bijvoorbeeld verkeerde signalen uitzenden in een periode van lage volatiliteit omdat een daling van de volatiliteit de VaR van een portefeuille verlaagt, en de beleggers aldus in staat stelt hun risicovolle posities uit te breiden zonder een vooraf bepaalde VaR-drempel te overschrijden. Voorts maakten de vóór de laatste crisis toenemende financiële innovaties (bijvoorbeeld effectisering, credit default swaps, ...) het mogelijk zich in te dekken tegen bepaalde idiosyncratische risico's, wat bij de financiële intermediairs afzonderlijk een indruk van stabiliteit wekte zonder dat de macrofinanciële risico's daarom afnamen.

Gestileerde feiten

De sterke volatiliteit bij grote economische en financiële crisissen wijst erop dat verschillende hierboven samengevatte theorieën relevant zijn. De analyse blijft momenteel beperkt tot de Verenigde Staten, omdat dit land de langste reeksen van activaprijzen biedt. De S&P 500-index wordt sinds 1871 door Robert Shiller op maandbasis verstrekt en maakt dus een maandelijks raming van de conditionele volatiliteit mogelijk. De periode omvat 29 door het NBER vastgestelde Amerikaanse recessies die worden gedefinieerd als 'een aanzienlijke daling van de economische bedrijvigheid over de hele economie die langer duurt dan enkele maanden en normaliter zichtbaar is in het bbp naar volume, het reëel inkomen, de werkgelegenheid,

de industriële productie en de groot- en detailhandel'. De periode omvat ook 6 financiële systeemcrisissen die door Jordà *et al.* (2016) werden vastgesteld en die werden gedefinieerd als een 'gebeurtenis waarbij de banksector van een land te kampen heeft met massale opvragingen van deposito's (bank runs), plotse stijgingen van de wanbetalingsgraden die uitmonden in aanzienlijke kapitaalverliezen en een overheidsoptreden, een faillissement of een gedwongen fusie van financiële instellingen'.

GRAFIEK 3 DE VOLATILITEIT VAN DE S&P 500 NEEMT TOE BIJ CRISISSEN EN IS LANGE TIJD LAAG VÓÓR DE AANVANG ERVAN⁽¹⁾
(in %, geannualiseerde maandelijkse volatiliteit)



Bronnen: NBER, Robert Shiller, NBB.

- (1) De conditionele volatiliteit van de S&P 500 wordt geraamd aan de hand van het GJR-GARCH(1,1,1)-model met Student-verdeling. Volgens het NBER waren er sinds 1871 in de Verenigde Staten 29 economische recessies. Door Jordà *et al.* (2016) werden tevens 6 financiële systeemcrisissen vastgesteld.
- (2) Het aantal maanden na (vóór) het begin van een economische recessie wordt beperkt tot het einde van de (voorgaande) recessie. Voor de recessie die aanvangt in 5/1937, worden slechts 29 maanden in aanmerking genomen (vanaf 1/1935) om de volatiliteit ten gevolge van de Grote Depressie buiten beschouwing te laten. Voor de recessie die aanvangt in 2/1945, worden slechts 13 maanden in aanmerking genomen (vanaf 1/1944) om de volatiliteit ten gevolge van de oorlog buiten beschouwing te laten. Voor de recessie die aanvangt in 7/1990 wordt de volatiliteit naar aanleiding van Black Monday (19/10/1987) niet in aanmerking genomen. Voor de recessie die begint in 10/1873 worden slechts 13 maanden in aanmerking genomen (aanvang van de steekproef). Volgens het NBER bedraagt de gemiddelde duur van een recessie 17,2 maanden.

Uit die gegevens blijkt duidelijk dat de volatiliteit van de S&P 500 tijdens crisissen toeneemt (zie Grafiek 3). De volatiliteit bereikt doorgaans een hoger peil bij een financiële systeemcrisis dan bij een economische recessie. Niettemin moet worden opgemerkt dat de stijging van de volatiliteit zich in het algemeen voordoet *na* de aanvang van een crisis. Daaruit blijkt dus dat stijgingen van de volatiliteit doorgaans niet ten grondslag liggen aan economische recessies of financiële systeemcrisissen. Ze lijken veeleer samen te vallen met de crisissen en die potentieel aan te wakkeren.

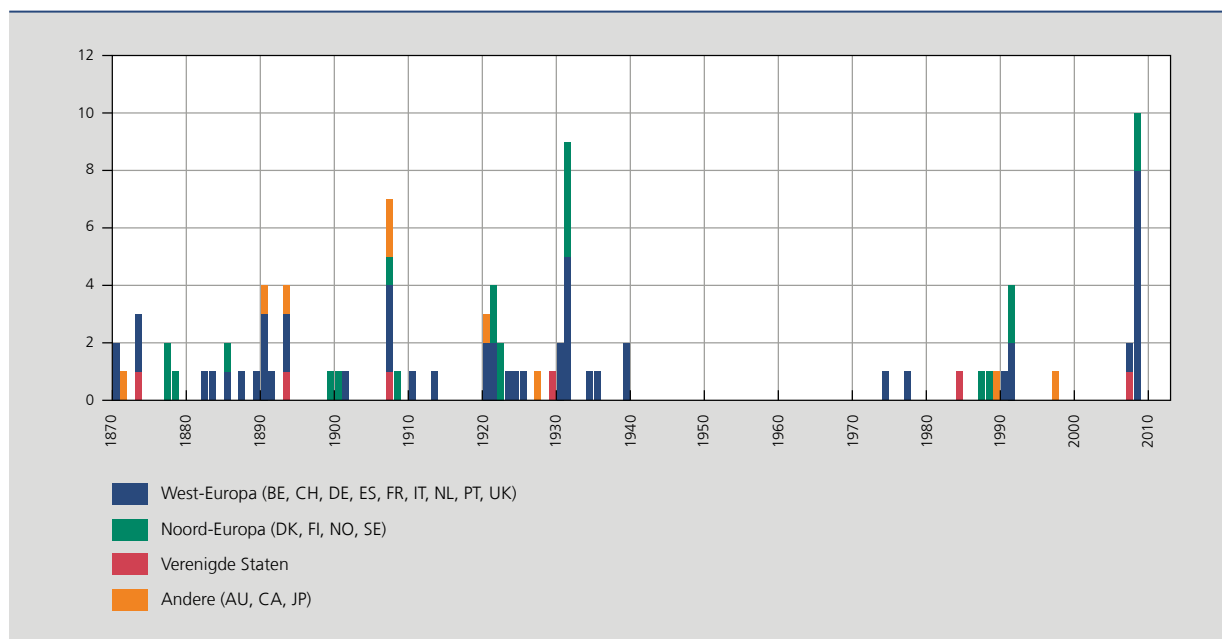
Daarentegen blijkt duidelijk dat de crisissen typisch worden voorafgegaan door lange periodes met een lage volatiliteit. Dat resultaat stemt overeen met de hypothese dat langdurige periodes met een lage volatiliteit het nemen van risico's in de hand zouden werken en tot crisissen zouden leiden. In de rest van dit hoofdstuk wordt met name de invloed van lange periodes met een lage volatiliteit op het ontstaan van crisissen bestudeerd, door gebruik te maken van een meer verfijnde analyse die gebaseerd is op econometrische modellen.

2.2 Studie aan de hand van een historische databank

Hier wordt in de eerste plaats aandacht besteed aan financiële systeemcrisissen omdat die crisissen doorgaans zwaarder zijn dan de klassieke economische recessies en de volatiliteit sterker lijkt te reageren op die crisissen. De historische databank van Jordà *et al.* (2016) is een ideale informatiebron omdat ze een groot aantal landen en een lange periode bestrijkt. Meer bepaald bevat ze gegevens over de financiële systeemcrisissen sinds 1870 voor 17 geavanceerde economieën, voor in totaal 90 crisissen. De verkregen crisisgegevens zijn vergelijkbaar met de door Bordo *et al.* (2001), Laeven en Valencia (2008) en Reinhart en Rogoff (2009) gerapporteerde gegevens. De databank waarborgt dat de resultaten niet lijden onder een gebrek aan waarnemingen (met name over de financiële systeemcrisissen), noch onder een te groot gewicht voor bepaalde

landen. Daarbij moet echter worden opgemerkt dat de macrofinanciële reeksen in deze databank enkel beschikbaar zijn op jaarbasis.

GRAFIEK 4 HISTORISCH PROFIEL VAN FINANCIËLE SYSTEEMCRISSISSEN



Bron: Jordà et al. (2016).

Het tijdsprofiel van de door Jordà et al. (2016) vastgestelde financiële systeemcrisisen geeft een duidelijk beeld van de zwaarste financiële crisisen (zie Grafiek 4). Tijdens de laatste crisis werden 12 economieën (op 17) getroffen: de Verenigde Staten en het Verenigd Koninkrijk vanaf 2007 en twee economieën in Noord-Europa en acht in West-Europa vanaf 2008. De databank omvat ook de Grote Amerikaanse Depressie die startte in 1929 (en vanaf 1930 of 1931 de Europese economieën trof), de Amerikaanse bankrun van 1907 die snel oversloeg naar de andere geavanceerde economieën, de chaos van de Europese wederopbouw na de Eerste Wereldoorlog, de crisisen van de noordse banken en het Europese wisselkoersmechanisme in het begin van de jaren negentig, enz.

Het ontstaan van financiële systeemcrisisen voorspellen op basis van de volatiliteit op de financiële markten

In de eerste plaats moeten ramingen van de gerealiseerde volatiliteit op de financiële markten worden afgeleid uit de beursindices. Aangezien deze laatste enkel jaarlijks beschikbaar zijn in de databank van Jordà et al. (2016), is het niet mogelijk de gerealiseerde volatiliteit voor een bepaald jaar te ramen als de standaardafwijking van de rendementen (de maandelijkse bijvoorbeeld). Derhalve wordt de methode van Schwert (1989) gebruikt. De benadering bestaat erin de beursrendementen te regresseren op hun eigen vertragingen, de residuen van die regressie te extraheren en de jaarlijkse gerealiseerde volatiliteit te ramen als de absolute waarde van de residuen.

Daar de gegevens enkel op jaarbasis beschikbaar zijn, worden de ramingen van de volatiliteit afgevlakt (aan de hand van een driejaars voortschrijdend gemiddelde) om abnormale waarden te vermijden. De ramingen van de volatiliteit worden vervolgens uitgesplitst in een langetermijntendens en een cyclische component via de methode van Hamilton (2017) die erin bestaat de tendens te berekenen als de projectie van de volatiliteit op haar eigen vertragingen (terwijl de cyclische component wordt verkregen als het verschil)⁽¹⁾.

(1) Zowel voor de methode van Schwert als voor die van Hamilton wordt een tweede orde autoregressief model via *t*-testen aanbevolen.

Het volgende logitmodel wordt geschat in een panel:

$$\text{logit}(I_{i,t}^{FSC}) = \alpha I_{i,t-1}^{FSC} + \beta \Gamma_{i,t-1 \text{ tot } t-5} + \gamma X_{i,t-1 \text{ tot } t-5} + \nu_t + \eta_i + \epsilon_{i,t},$$

waarin de afhankelijke variabele, $I_{i,t}^{FSC}$, de waarde 1 aanneemt om de aanvang van een financiële systeemcrisis in het land i op het tijdstip t aan te duiden, en de waarde 0 in de overige gevallen. Van de verklarende variabelen worden beurtelings drie metingen van volatiliteit beschouwd in de term Γ . De eerste is eenvoudigweg de gerealiseerde volatiliteit, die wordt aangeduid als σ . De tweede is de absolute waarde van de cyclische component: $|c|$. In de derde wordt een onderscheid gemaakt tussen de positieve cyclische component (c^+), die voorkomt wanneer de volatiliteit hoger is dan haar tendens of de waarde 0 aanneemt, en de negatieve component (c^-), die inhoudt dat de volatiliteit lager is dan haar tendens of de waarde 0 aanneemt. De tijdsindices 't – 1 tot t – 5' geven weer dat de variabelen worden geïntroduceerd

TABEL 1 LOGITMODEL⁽¹⁾: LANGE PERIODES MET EEN LAGE VOLATILITEIT KONDIGEN FINANCIËLE SYSTEEMCRISSEN AAN

Afhankelijke variabele: $I_{i,t}^{FSC}$	1	2	3	4	5	6
$\sigma_{i,t-1 \text{ tot } t-5}$	0,78 (1,69)	1,22 (1,78)				
$ c _{i,t-1 \text{ tot } t-5}$			9,38** (4,55)	10,47* (6,27)		
$c^+_{i,t-1 \text{ tot } t-5}$					8,53* (4,67)	8,52 (6,03)
$c^-_{i,t-1 \text{ tot } t-5}$					-12,07* (6,88)	-16,20** (7,52)
$I_{i,t-1}^{FSC}$	-10,57*** (2,00)	-11,34*** (2,24)	-10,47*** (1,98)	-11,24*** (2,25)	-10,51*** (1,98)	-11,24*** (2,27)
$\ln(bbp)_{i,t-1 \text{ tot } t-5}$		0,43 (0,75)		0,48 (0,86)		0,39 (0,85)
$\text{inflatie}_{i,t-1 \text{ tot } t-5}$		9,30*** (3,57)		9,21*** (3,88)		9,80*** (3,81)
$\Delta \frac{\text{overheidsschuld}}{bbp}_{i,t-1 \text{ tot } t-5}$		-9,89** (4,05)		-9,48** (4,23)		-9,65** (4,17)
$\frac{\text{lopende rekening}}{bbp}_{i,t-1 \text{ tot } t-5}$		-5,96 (3,84)		-5,24 (4,30)		-4,88 (4,38)
$\text{rente}_{i,t-1 \text{ tot } t-5}$		0,03 (0,05)		0,05 (0,05)		0,05 (0,05)
Aantal waarnemingen	1 734	1 510	1 683	1 480	1 683	1 480
Pseudo R ²	0,24	0,37	0,26	0,38	0,26	0,39
Marginale effecten						
$\sigma_{i,t-1 \text{ tot } t-5}$	0,03 (0,07)	0,05 (0,07)				
$ c _{i,t-1 \text{ tot } t-5}$			0,41** (0,19)	0,43* (0,26)		
$c^+_{i,t-1 \text{ tot } t-5}$					0,37* (0,20)	0,35 (0,25)
$c^-_{i,t-1 \text{ tot } t-5}$					-0,52* (0,30)	-0,66** (0,31)

Bronnen: Jordà *et al.* (2016), NBB.

(1) In een panel geraamd logitmodel over de periode 1870-2013. De verklarende variabelen zijn opgenomen in de vorm van een retrospectief voortschrijdend gemiddelde over vijf jaar. De robuuste standaardafwijkingen staan tussen haakjes. Vaste effecten zijn opgenomen per decennium en per land. De betrouwbaarheidsintervallen van 90, 95 en 99% die niet 0 omvatten, worden met respectievelijk één, twee of drie sterretjes aangeduid.

in de vorm van een retrospectief voortschrijdend gemiddelde over vijf jaar (om lange periodes met een lage volatiliteit te meten). Het introduceren van de verklarende variabelen met een vertraging neemt het endogeniteitsprobleem weg indien wordt aangenomen dat die variabelen vooraf bepaald zijn. Bovendien worden verscheidene controlevariabelen in het model (vector X) opgenomen om te trachten rekening te houden met de macro-economische omgeving. Daartoe behoren het (logaritme van het) reëel bbp per inwoner, de inflatie, de verandering in de ratio van de overheidsschuld ten opzichte van het bbp, de lopende rekening tegenover het bbp en de reële rente op korte termijn. De elementen v_t en η_i vertegenwoordigen respectievelijk vaste effecten per decennium en per land; $\epsilon_{i,t}$ is de foutterm.

De raming van het eerste model wijst erop dat de gerealiseerde volatiliteit van de beursindices als dusdanig geen verklaring biedt voor het ontstaan van financiële systeemcrisis (zie Tabel 1). Het effect van een verandering in het peil van de volatiliteit is niet statistisch significant (voor een betrouwbaarheidsinterval van 90%), ongeacht of de controlevariabelen al dan niet in aanmerking worden genomen. De absolute waarde van de cyclische component van de volatiliteit lijkt daarentegen voorspellingskracht te bezitten. Blijkbaar zouden de kansen op een financiële systeemcrisis dus toenemen indien de volatiliteit van haar tendens afwijkt, ongeacht de richting van de afwijking.

Het onderscheid tussen de positieve en de negatieve cyclische component leidt tot het besef dat de richting waarin de volatiliteit van haar tendens afwijkt, toch belangrijk is. Enerzijds wijzen de resultaten uit dat de positieve cyclische component van de volatiliteit geen uitgesproken voorspellingskracht bezit voor het ontstaan van systeemcrisis, omdat het betrouwbaarheidsinterval van 90% van de coëfficiënt nul omvat zodra voor de macro-economische omgeving wordt gecontroleerd. Anderzijds blijkt de negatieve cyclische component duidelijk significant, zelfs wanneer de controlevariabelen in het model zijn opgenomen. Dat resultaat is nu juist de belangrijkste conclusie van Danielsson *et al.* (2018)⁽¹⁾. Afhankelijk van het geraamde marginaal effect verhoogt een daling van de negatieve cyclische component van de volatiliteit met 1 procentpunt, ceteris paribus, de kans op een financiële systeemcrisis met 0,66 procentpunt.

De historische databank van Jordà *et al.* (2016) maakt het mogelijk de hypothese van Minsky grondiger te toetsen. Eerst wordt aangetoond dat periodes met een lage volatiliteit die gepaard gaan met zeepbellen op de aandelenmarkt, zwaardere en langere economische recessies aankondigen. Vervolgens worden periodes met een lage volatiliteit gerelateerd aan periodes waarin de kredietverlening boemt.

Profiel van de economische recessies bij verschillende niveaus van marktvolatiliteit

Volgens het door Minsky (1977) beschreven schema zouden de prijzen van financiële activa fors kunnen stijgen tijdens periodes van financiële stabiliteit. Indien dat het geval is, zou die stijging blij kunnen geven van een overmatig optimisme en een meer risicovol gedrag, factoren die zich op lange termijn tegen de economie zouden kunnen keren.

Om die hypothese te toetsen, is het nodig zeepbellen op de aandelenmarkten te kunnen herkennen. De in dit artikel gehanteerde strategie is vergelijkbaar met de methodologie van Jordà *et al.* (2015). Daarbij moeten twee signalen worden gegeven. Het eerste signaal is een overwaarding die zich voordoet wanneer een beursindex aanzienlijk uitkomt boven zijn langetermijntendens die werd geraamd aan de hand van de Hodrick-Prescott-filter⁽²⁾. Het tweede is een correctiesignaal: de index moet binnen de drie jaar met ten minste vijftien procent dalen. Op een bepaalde datum is er sprake van een zeepbel indien: (1) op die datum een overwaardingssignaal wordt gegeven; en (2) op die datum of in de drie voorgaande jaren een correctiesignaal wordt gegeven.

(1) Dat resultaat doorstaat tal van robuustheidstests (Danielsson *et al.*, 2018).

(2) De cyclische component van de index moet hoger zijn dan eenmaal de standaardafwijking ervan. Afvlakingsparameter gelijk aan 100 (gegevens op jaarbasis).

Het model geeft een beeld van de impact van periodes met een lage volatiliteit op de groei van het reële bbp per inwoner bij economische recessies. Het is verwant aan een lokale projectie zoals beschreven door Jordà (2005). Jaren met economische recessies worden eenvoudigweg bestempeld als jaren waarin het bbp is gedaald⁽¹⁾. Het geraamde model ziet er als volgt uit:

$$\Delta_h y_{i,t(p)} = \left(\sum_{i=1}^{I-1} \alpha_{i,h} D_{i,t(p)} \right) + \mu_h + \beta_h^{laag} \delta_{i,t(p)}^{laag} + \beta_h^{hoog} \delta_{i,t(p)}^{hoog} + \gamma_h^{laag} d_{i,t(p)} \delta_{i,t(p)}^{laag} + \gamma_h^{normaal} d_{i,t(p)} \delta_{i,t(p)}^{normaal} + \gamma_h^{hoog} d_{i,t(p)} \delta_{i,t(p)}^{hoog} + \Phi X_{i,t(p)} + \epsilon_{i,t(p)},$$

waarin $y_{i,t(p)}$ het logaritme is van het bbp van het land i op tijdstip t dat overeenkomt met de piek p , dat is het ogenblik waarop het bbp een maximum bereikt alvorens gedurende ten minste een jaar terug te lopen. De term $\Delta_h y_{i,t(p)}$ geeft de gecumuleerde verandering (in procenten) weer van het bbp gedurende $h = 1, 2, \dots, 5$ jaar na de aanvang van een recessie. De D_i vertegenwoordigen de vaste effecten van 16 (van de $I = 17$) geavanceerde economieën, en μ_h is gelijk aan het vaste effect van de Verenigde Staten, het land dat fungeert als referentie om het typische traject van het bbp bij een recessie te ramen. De termen δ^{laag} , $\delta^{normaal}$ en δ^{hoog} zijn schijnvariabelen (dummy variables) die te kennen geven of de volatiliteit laag, normaal of hoog is. De variabele δ^{laag} neemt de waarde 1 aan wanneer de negatieve cyclische component van de volatiliteit (het gemiddelde ervan over vijf jaar) lager is dan zijn gemiddelde. Omgekeerd neemt de variabele δ^{hoog} de waarde 1 aan wanneer de positieve en de negatieve cyclische component hoger zijn dan hun gemiddelde. De variabele $\delta^{normaal}$ neemt de waarde 1 aan telkens als noch δ^{laag} noch δ^{hoog} gelijk is aan 1. Die drie variabelen kunnen dus niet gelijktijdig in het model worden ingevoerd wegens hun colineariteit. Derhalve worden enkel δ^{laag} en δ^{hoog} erin opgenomen. Daarentegen kunnen ze gelijktijdig worden ingevoerd indien ze worden gecombineerd met de schijnvariabele die een aanwijzing vormt van een zeepbel op de aandelenmarkt. De term $d_{i,t(p)}$ geeft weer of het jaar $t(p)$ in het land i al dan niet samenhangt met een zeepbel. De vector X bevat dezelfde controlevariabelen als voorheen (met uitzondering van het bbp dat nu de afhankelijke variabele is).

De resultaten wijzen uit dat een typische economische recessie leidt tot een daling van het bbp met zowat 2% in het eerste jaar (zie de rij van de term μ_h in tabel 2). Tijdens het tweede jaar groeit het bbp opnieuw maar kan het de verliezen van het eerste jaar niet volledig goedmaken (daarbij moet echter worden opgemerkt dat μ_h niet statistisch verschillend is van nul voor het tweede jaar). Het bbp komt boven de voorgaande piek uit in het derde jaar en neemt daarna verder toe.

Periodes met lage volatiliteit als dusdanig, die worden aangeduid met de term $\delta_{i,t(p)}^{laag}$, lijken de economische recessies niet te verscherpen of te verlengen: de coëfficiënt van de variabele is (negatief en) significant voor het tweede jaar alleen en de significantie verdwijnt wanneer de controlevariabelen in het model worden opgenomen. Niettemin kondigen periodes met een lage volatiliteit die gepaard gaan met financiële zeepbellen, zwaardere en langdurige economische recessies aan: de coëfficiënten van de interactieterm $d_{i,t(p)} \delta_{i,t(p)}^{laag}$ zijn vaak significant, zelfs wanneer de macro-economische variabelen in het model zijn opgenomen. Die resultaten zijn wellicht toe te schrijven aan het feit dat een omgeving met een lage volatiliteit enkel grote negatieve effecten op de reële economie heeft wanneer die omgeving leidt tot een toegenomen optimisme of een meer risicovol gedrag dat bijvoorbeeld tot uiting komt in een aanzienlijke stijging van de prijs van de aandelen⁽²⁾.

(1) Aangezien gegevens op jaarbasis worden gebruikt, stemt die strategie om economische recessies vast te stellen, overeen met het algoritme van Bry en Boschan (1971). Bovendien wordt een opeenvolgende reeks jaren waarin het bbp aanhoudend afneemt, slechts als één enkele recessie beschouwd. Dat geldt ook indien de reeks maar gedurende één jaar wordt onderbroken.

(2) De resultaten doorstaan tal van robuustheidstests, onder meer voor de historische periodes die in aanmerking worden genomen. Die tests worden ter wille van de bondigheid niet uitvoerig besproken. Net als bij Jordà *et al.* (2015) worden de voorgestelde resultaten generationaliseerd met inachtneming van de bijzondere economische ontwikkelingen die in sommige landen werden opgetekend tijdens de twee Wereldoorlogen.

TABEL 2 LOKALE PROJECTIES⁽¹⁾: PERIODES MET EEN LAGE VOLATILITEIT DIE GEPAARD GAAN MET FINANCIËLE ZEEPBELLEN, KONDIGEN ZWAARDERE EN LANGDURIGE ECONOMISCHE RECESSIES AAN

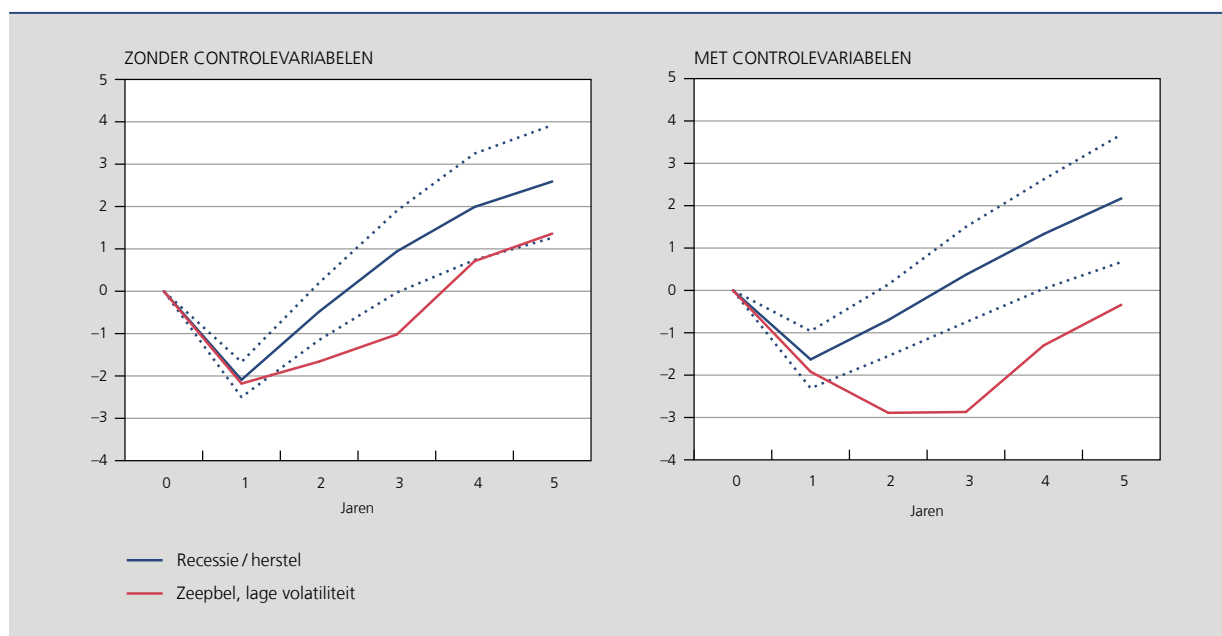
Afhankelijke variabele: $\Delta_h \mathcal{Y}_{i,t(p)}$	Jaar					Jaar				
	1	2	3	4	5	1	2	3	4	5
μ_h	-2,09*** (0,40)	-0,48 (0,66)	0,94 (0,94)	1,99* (1,22)	2,59** (1,30)	-1,63*** (0,66)	-0,70 (0,82)	0,37 (1,09)	1,32* (1,26)	2,17* (1,47)
$\delta_{i,t(p)}^{laag}$	-0,60 (0,64)	-1,42* (0,10)	-0,67 (1,59)	-0,60 (1,99)	-0,08 (1,95)	-0,37 (0,65)	0,03 (0,84)	0,95 (1,24)	0,58 (1,64)	0,32 (1,94)
$\delta_{i,t(p)}^{hoog}$	-0,60* (0,56)	-1,65* (1,20)	-1,52 (1,73)	-2,08 (2,25)	-0,64 (2,44)	-0,80* (0,66)	-1,52* (1,47)	-0,33 (1,40)	-2,97 (3,21)	-0,41 (3,72)
$d_{i,t(p)} \delta_{i,t(p)}^{laag}$	-0,09 (0,94)	-1,18* (1,02)	-1,96* (1,67)	-1,28 (2,30)	-1,23 (2,41)	-0,29 (0,85)	-2,19*** (0,84)	-3,24*** (1,40)	-2,63* (1,93)	-2,51* (2,21)
$d_{i,t(p)} \delta_{i,t(p)}^{normaal}$	-0,29 (1,14)	-0,84 (1,78)	-1,05 (2,50)	0,17 (2,93)	0,70 (3,23)	-0,51 (1,50)	-1,24 (1,74)	-1,68 (2,38)	-0,80 (2,73)	-1,40 (2,91)
$d_{i,t(p)} \delta_{i,t(p)}^{hoog}$	-0,43 (0,56)	-0,21 (1,19)	0,00 (1,99)	0,83 (3,09)	2,08 (3,35)	-0,07 (0,65)	0,13 (1,64)	-1,20 (2,86)	0,86 (4,38)	1,02 (4,93)
Controlevariabelen	Nee	Nee	Nee	Nee	Nee	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Aantal waarnemingen ...	288	280	269	265	264	230	227	216	212	211

Bronnen: Jordà et al. (2016), NBB.

(1) In een panel geraamd model over de periode 1870-2013. De robuuste standaardafwijkingen staan tussen haakjes. De betrouwbaarheidsintervallen van 68, 90 en 95% die niet 0 omvatten, worden met respectievelijk één, twee of drie sterretjes aangeduid.

GRAFIEK 5 LOKALE PROJECTIES: GECUMULEERDE GROEI VAN HET BBP BIJ EEN ECONOMISCHE RECESSIE

(in %, betrouwbaarheidsintervallen van 68%)



Bronnen: Jordà et al. (2016), NBB.

Het typische traject van het bbp bij een recessie met een lage volatiliteit en een financiële zeepbel, is weergegeven in grafiek 5. De blauwe lijnen stellen de coëfficiënt μ_h en het betrouwbaarheidsinterval van 68% rond die coëfficiënt voor (een standaard betrouwbaarheidsinterval voor lokale projecties). De rode lijnen vertegenwoordigen de som van de

coëfficiënt μ_n en de coëfficiënt van de variabele $d_{i,t(p)}\delta_{i,t(p)}^{laag}$ die wijst op een lage volatiliteit samen met een financiële zeepbel. Het bbp daalt niet duidelijk sterker tijdens het eerste jaar, maar maakt de verliezen langzamer goed. Wanneer enkel de resultaten worden bekeken die rekening houden met de controlevariabelen, neemt het bbp tijdens het tweede jaar zelfs verder af tot het ongeveer 3 % lager is dan het peil van de voorgaande piek. Het bbp stabiliseert zich vervolgens in het derde jaar en begint pas vanaf het vierde jaar te stijgen.

Gelet op het gebrek aan significantie van de variabele $\delta_{i,t(p)}^{hoog}$ lijkt een hoge volatiliteit vóór een recessie deze laatste niet buitengewoon te verscherpen. Niettemin lijkt een hoger dan normale volatiliteit een meer uitgesproken daling van het bbp in het begin van een recessie te voorspellen. Dat resultaat is mogelijk toe te schrijven aan het gebruik van gegevens op jaarbasis waardoor stijgingen van de volatiliteit doorgaans iets eerder aanvangen dan recessies, omdat de volatiliteit plots en krachtig kan toenemen⁽¹⁾. Bovendien zijn de interactievariabelen $d_{i,t(p)}\delta_{i,t(p)}^{hoog}$ en $d_{i,t(p)}\delta_{i,t(p)}^{normaal}$ niet significant, wat erop wijst dat enkel financiële zeepbellen die gepaard gaan met een lage volatiliteit, een betrouwbaar teken zijn dat buitensporige risico's worden genomen die, uiteindelijk, nadelig kunnen zijn voor de reële economie.

Samengevat kunnen periodes met een lage volatiliteit schadelijk blijken voor de reële economie wanneer ze zorgen voor een algemeen optimisme en/of het nemen van meer risico's die bijvoorbeeld tot een financiële zeepbel leiden. Een algemeen optimisme en een meer risicovol gedrag kunnen echter op andere manieren tot uiting komen. Een van die andere manieren, die door Minsky wordt geopperd, is een overmatige groei van de kredietverlening en de schuldenlast. In feite hebben Jordà *et al.* (2015) reeds in een soortgelijke oefening aangetoond dat een forse groei van de kredietverlening, gekoppeld aan een zeepbel op de aandelenmarkt en (vooral) de vastgoedmarkt, economische recessies verzwaart en langer maakt. Die resultaten lijken dus te wijzen op een verband tussen periodes met een lage volatiliteit en een boom van de kredietverlening, die hierna wordt onderzocht.

Het verband tussen periodes met een lage volatiliteit en een boom van de kredietverlening

De databank van Jordà *et al.* (2016) bevat de uitstaande bankkredieten die aan de niet-financiële private sector werden verstrekt. Met die reeksen kan een soortgelijk model worden geraamd als dat van Danielsson *et al.* (2018) waarin de krediet/bbp-gap (credit-to-GDP gap) wordt gerelateerd aan verscheidene macro-economische variabelen. De krediet/bbp-gap is het verschil tussen de krediet/bbp-ratio en de langetermijntendens ervan⁽²⁾. Meer bepaald regresseert het model van Danielsson *et al.* (2018) de positieve component van de krediet/bbp-gap op de cyclische componenten van de volatiliteit en verscheidene controlevariabelen.

Het model wordt viermaal geraamd, voor uiteenlopende periodes en landen (zie Tabel 3). In de eerste twee ramingen – met en zonder controlevariabelen – worden de langste kredietreeksen beschouwd, namelijk de reeksen die aanvangen in 1880, voor tien van de zeventien geavanceerde economieën die in de steekproef zijn opgenomen (CA, CH, DK, FI, IT, JP, NO, SE, UK, US). In de andere twee ramingen worden de kredietreeksen vanaf 1950 onderzocht voor alle geavanceerde economieën (met inbegrip van AU, BE, DE, ES, FR, NL, PT). De resultaten van de vier ramingen zijn vergelijkbaar: het effect van een langdurige periode met een lage volatiliteit is statistisch significant, maar het effect van een aanhoudende periode met een hoge volatiliteit niet. Wanneer de krediet/bbp-gap positief is, zou een daling van de component lagemarktvolatiliteit met 1 procentpunt, ceteris paribus, de krediet/bbp-gap verhogen met 15 tot 21 basispunten bbp (naargelang van welk land en welke periode worden bestudeerd). Volgens die resultaten zouden periodes met een lage volatiliteit dus de kredietverlening stimuleren.

Die resultaten zijn belangrijk aangezien kredietvariabelen zoals de krediet/bbp-gap in de praktijk veel worden gebruikt als vroegtijdige indicatoren (early warning indicators) voor komende financiële crisissen. Die kredietvariabelen behalen doorgaans de beste scores voor het 'area under the curve' (AUC). Dit is een statistiek die de betrouwbaarheid van de door een of meer variabelen gegeven signalen meet, door de correcte voorspellingen te combineren met de fouten in de signalen. Die statistiek kan ook worden berekend voor indicatoren van lage volatiliteit. Een AUC-waarde die gelijk is aan (dat is niet statistisch verschillend van) 50 %, zou betekenen dat de signalen van de indicatoren van lage volatiliteit

(1) Een stijging van de volatiliteit en een daling van het bbp kunnen zich bijvoorbeeld voordoen aan het einde van het jaar t . Als de volatiliteit abrupt genoeg toeneemt, zal het jaar t worden beschouwd als een jaar met een hoge volatiliteit. Indien daarentegen het bbp relatief geleidelijk afneemt, is het mogelijk dat niet het jaar t wordt beschouwd als een recessiejaar maar wel het jaar $t+1$.

(2) De langetermijntendens van de krediet/bbp-ratio wordt geraamd aan de hand van een Hodrick-Prescott-filter met een afvlakkingsparameter die gelijk is aan 100 (gegevens op jaarbasis).

TABEL 3 PERIODES MET EEN LAGE VOLATILITEIT STIMULEREN DE KREDIETVERLENING⁽¹⁾

Afhankelijke variabele: $krediet/bbp\ gap_{i,t}^+$	Gegevens sinds 1880 voor 10 landen	Gegevens sinds 1880 voor 10 landen	Gegevens sinds 1950 voor 17 landen	Gegevens sinds 1950 voor 17 landen
$C_{i,t-1}^+$ tot $t-5$	0,19 (4,62)	11,11 (6,35)	6,53 (6,35)	10,46 (6,71)
$C_{i,t-1}^-$ tot $t-5$	-15,06** (6,27)	-18,02* (9,29)	-16,00* (8,59)	-21,20** (8,95)
$krediet/bbp\ gap_{i,t-1}^+$ tot $t-5$	0,27*** (0,07)	0,22** (0,07)	0,38*** (0,08)	0,34*** (0,06)
$\ln(bbp)_{i,t-1}$ tot $t-5$		1,43 (0,87)		2,29** (1,00)
$inflatie_{i,t-1}$ tot $t-5$		-4,82* (2,06)		-14,00** (5,10)
$\Delta \frac{overheidsschuld}{bbp}_{i,t-1}$ tot $t-5$		-7,34 (4,82)		-22,69** (9,52)
$\frac{lopende\ rekening}{bbp}_{i,t-1}$ tot $t-5$		-11,88** (4,00)		-15,20* (7,73)
$rente_{i,t-1}$ tot $t-5$		0,04 (0,02)		0,08 (0,07)
Aantal waarnemingen	956	815	986	963
R ²	0,13	0,16	0,12	0,14

Bronnen: Jordà *et al.* (2016), NBB.

(1) In een panel geraamd model. De robuuste standaardafwijkingen staan tussen haakjes. De krediet/bbp-gap is het verschil tussen de krediet/bbp-ratio en de langetermijntendens ervan die wordt geraamd aan de hand van een Hodrick-Prescott-filter met een afvlakingsparameter die gelijk is aan 100 (gegevens op jaarbasis). De betrouwbaarheidsintervallen van 90, 95 en 99% die niet 0 omvatten, worden met respectievelijk één, twee of drie sterretjes aangeduid.

even toevallig zouden zijn als kruis of munt gooien. Bij een AUC-waarde gelijk aan 100% zouden de signalen crisissen (en het ontbreken ervan) perfect voorspellen.

Het hierboven ingevoerd logitmodel dient als referentie. De AUC-waarde van het model dat enkel de controlevariabelen en de vaste effecten omvat, is gelijk aan 75,83%. Na toevoeging van de positieve component van de krediet/bbp-gap, die wordt berekend met de methode van Hamilton (2017) voor een raming in (nagenoeg) real time die vergelijkbaar is met de raming van de cyclische component van de volatiliteit⁽¹⁾, neemt de AUC-waarde aanzienlijk toe tot 79,69%. Dat resultaat toont de betrouwbaarheid van de krediet/bbp-gap als early warning-indicator aan, en stemt overeen met de ramingen van Jordà *et al.* (2012). Door de negatieve cyclische component van de volatiliteit toe te voegen aan het model dat reeds de kredietvariabele bevat, stijgt de AUC-waarde licht tot 80,02%⁽²⁾. Hieruit blijkt dus niet duidelijk dat het volgen van de volatiliteit op de financiële markten naast de kredietontwikkelingen het mogelijk maakt beter te anticiperen op financiële systeemcrisissen. Dat resultaat valt deels te verklaren omdat werd aangetoond dat langdurige periodes met een lage volatiliteit doorgaans leiden tot een toename van de kredietgap. Bovendien lijkt het minder waarschijnlijk dat er een crisis ontstaat na een periode met een lage volatiliteit indien deze niet gepaard gaat met buitensporige kredietontwikkelingen. Dit moet echter nader worden geanalyseerd (in het kader van toekomstig onderzoek). Danielsson *et al.* (2018), bijvoorbeeld, komen tot de bevinding dat de toevoeging van hun meting van lage volatiliteit aan de kredietgap de AUC-waarde van hun logitmodel aanzienlijk verhoogt. Bovendien is het mogelijk dat de indicatoren van lage volatiliteit eerder signalen afgeven dan de kredietvariabelen, zodat ze deze zouden kunnen aanvullen.

(1) Zoals aanbevolen door Hamilton (2017), wordt een vierde orde autoregressief model gehanteerd om de krediet/bbp-ratio voor de volgende vijf jaar te voorspellen. Om de coëfficiënten te ramen, werd de hele steekproef in aanmerking genomen.

(2) Een soortgelijk resultaat wordt verkregen indien de kredietgap wordt vervangen door de financiële zeepbelindicator. In principe zou een financiële zeepbelindicator in real time moeten worden uitgewerkt, maar de in het vorige hoofdstuk van dit artikel toegelichte indicator (die niet in real time wordt berekend) blijft gehandhaafd om redenen van beknoptheid. Het eenvoudige logitmodel met de financiële zeepbelindicator geeft een AUC-waarde van 77,92%, en de toevoeging van de negatieve cyclische component van de volatiliteit verhoogt die waarde maar tot 78,11%.

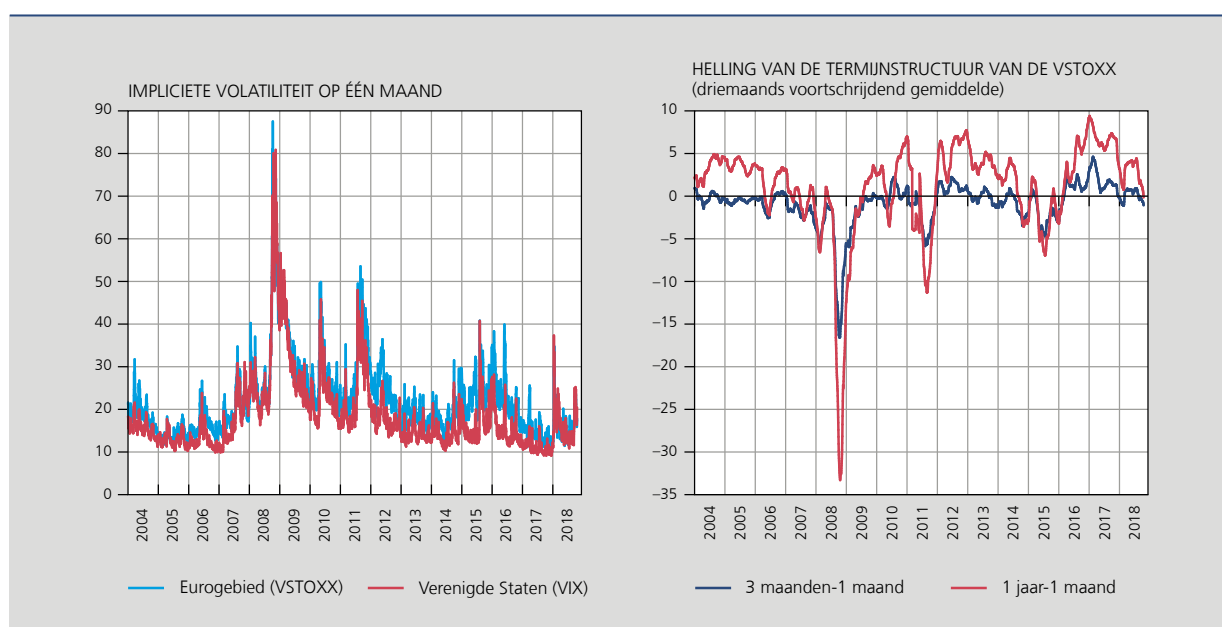
3. De huidige situatie in het eurogebied

De huidige situatie wordt vanuit drie aspecten geanalyseerd: de volatiliteit op de financiële markten, het potentieel tot uiting komen – in de prijzen van financiële activa en de kredietontwikkelingen – van het nemen van buitensporige risico's, en de effecten van het monetair beleid.

De volatiliteit op de financiële markten

Samen met de metingen van de Amerikaanse volatiliteit begon de volatiliteit op de beursmarkten van het eurogebied te dalen na de Brexit-stemming medio 2016 (zie Grafiek 6). De VSTOXX-index op één maand – die de impliciete volatiliteit van de Euro Stoxx 50-index meet – kwam eind 2017 uit op 10 %, wat vergelijkbaar is met het peil vóór de crisis. Die daling van de volatiliteit was wellicht deels toe te schrijven aan de gunstige economische conjunctuur op dat ogenblik en aan de resoluut accommoderende monetairbeleidskoers (zie ook ECB, 2017).

GRAFIEK 6 VOLATILITEIT VAN DE BEURSMARKTEN: VERANDERING VAN DYNAMIEK IN 2018?
(in %, geannualiseerde volatiliteit)



Bron: Thomson Reuters.

In februari 2018 nam de marktvolatiliteit echter plots toe na de publicatie van inflatie- en werkgelegenheidscijfers in de Verenigde Staten. Die cijfers deden vermoeden dat de Fed haar monetair beleid misschien sneller dan verwacht zou normaliseren, wat een scherpe daling van de beursindices veroorzaakte. De VIX- en VSTOXX-indices op één maand stegen tot respectievelijk 40 % en 30 %. In de daaropvolgende weken liepen die indices geleidelijk terug, tot 12 % in mei. Die periode lijkt dus deel uit te maken van de hogefrequentiecomponent van de volatiliteit, namelijk een (bijna) onvoorspelbare toename van de volatiliteit zonder belangrijke gevolgen voor de reële economie.

In oktober 2018 vond een nieuwe correctie van de beursmarkten plaats en steeg de volatiliteit opnieuw – de VIX- en VSTOXX-indices op één maand liepen op tot 21 % en 25 %. Dit wijst erop dat de markten zeer sterk blijven reageren op specifieke aankondigingen tegen de achtergrond van een verhoging van de band van de beleidsrente van de Fed, een vermindering van de nettoaankopen van activa door de ECB, de handelsspanningen en politieke spanningen (Brexit, Italië) en de publicatie van enigszins ontgoochelende macro-economische gegevens. Medio november was de volatiliteit nochtans al licht gedaald (16 % voor de VSTOXX en 17 % voor de VIX). Op het ogenblik dat dit artikel werd geschreven,

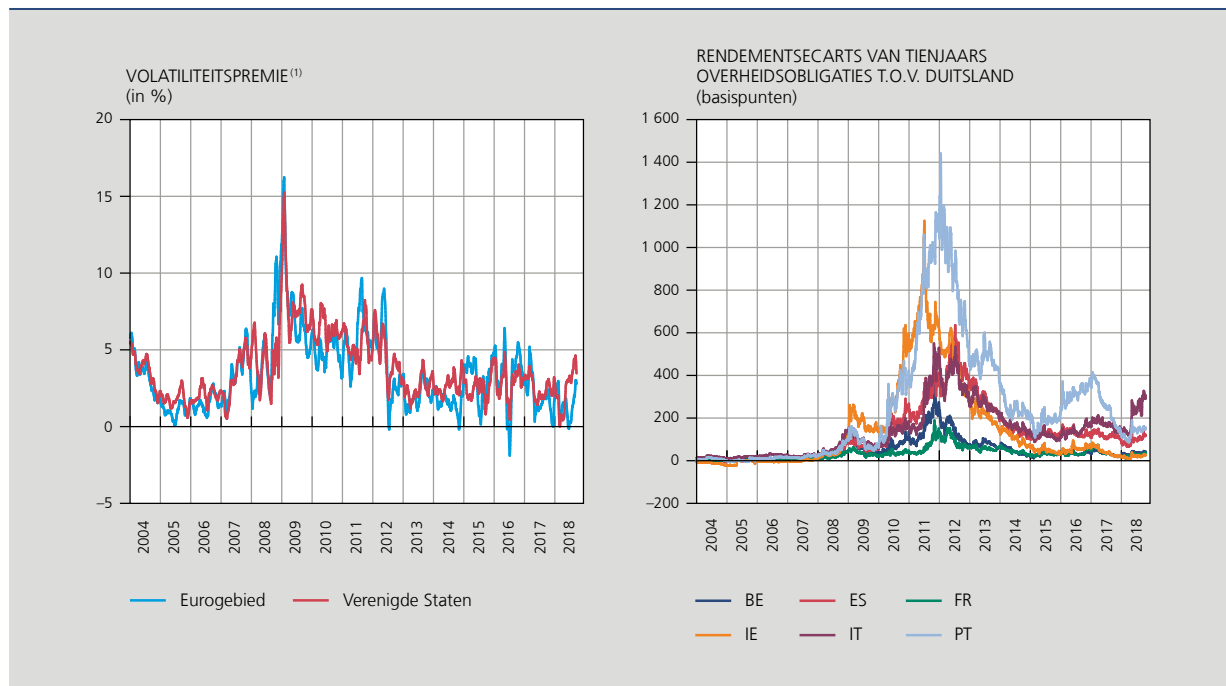
was het echter te vroeg om de duur van die periode van volatiliteit in te schatten. Bijgevolg valt niet uit te sluiten dat in 2018 de relatief rustige beursmarkten zullen plaatsmaken voor een woeliger beursklimaat.

De hierboven beschreven dynamiek van de marktvolatiliteit komt tot uiting in de termijnstructuur van de VSTOXX-indices. Terwijl de marktvolatiliteit en de risicopremies eind 2017 doorgaans laag waren, weerspiegelde de positieve helling van de termijnstructuur van de VSTOXX-indices wellicht dat er stijgingen van de volatiliteit werden verwacht. In 2018, na de correctie op de beursmarkten in oktober, vlakke die termijnstructuur af, gelet op de plotse stijging van de VSTOXX-indices voor korte looptijden en de relatieve stabiliteit van de indices voor langere looptijden. Die afvlakking wijst erop dat de markten waarschijnlijk niet verwachten dat de VSTOXX-indices voor korte looptijden in de komende maanden verder zullen toenemen.

De risicopremies voor de volatiliteit – of volatiliteitspremies – lijken in 2018 naar hogere waarden te klimmen (zie Grafiek 7). Die premies worden berekend als het verschil tussen de impliciete volatiliteit en een prognose van de gerealiseerde volatiliteit. Ze moeten worden geraamd aan de hand van een prognosemodel, en de keuze hiervan kan de ramingen veranderen, wat het moeilijker maakt de ontwikkelingen van de volatiliteitspremies te interpreteren. Algemeen beschouwd zijn de volatiliteitspremies positief aangezien de beleggers doorgaans uitgaan van een hogere volatiliteit dan hun prognose wanneer ze voor een derivaat een prijs vaststellen, om niet het risico te lopen dat hun prognose de gerealiseerde volatiliteit onderschat (risicoaversie). Niettemin waren de volatiliteitspremies, volgens het in dit artikel gehanteerde model, eind 2017 bijna gelijk aan nul. In 2018 lijken de volatiliteitspremies echter weer positievere waarden te bereiken. Hogere volatiliteitspremies zouden kunnen wijzen op een toegenomen wantrouwen van de beleggers.

Andere metingen van risicopremies, die niet berusten op modellen, waren in 2018 opwaarts gericht. De ecarts op overheidspapier ten opzichte van Duitsland, bijvoorbeeld, namen in februari 2018 licht toe in de periferie van het eurogebied als gevolg van onrust op de financiële markten. Het Italiaanse renteververschil steeg in mei 2018 veel sterker na de vorming van een nieuwe regering, wat voor een deel tot uiting kwam in sommige andere renteververschillen. Evenzo namen in 2018 ook de premies op de credit default swaps op bank- en overheidsobligaties en de renteververschillen op bedrijfsobligaties toe.

GRAFIEK 7 STIJGING VAN DE RISICOPREMIES IN 2018



Bronnen: Thomson Reuters, NBB.

(1) De prognoses van de volatiliteit van de S&P 500 en de Euro Stoxx 50 die werden opgetekend over 22 dagen, zijn gebaseerd op een model dat vergelijkbaar is met model acht van Bekaert en Hoerova (2014). Het model voorspelt de gerealiseerde volatiliteit aan de hand van drie met een maand vertraagde variabelen: de gerealiseerde volatiliteit, het gemiddelde van de gerealiseerde volatiliteit over één week en het gemiddelde ervan over één maand. De premies worden verkregen als het verschil tussen de VIX/VSTOXX op één maand en de voorspelde gerealiseerde volatiliteit en worden afgevlakt aan de hand van een over 45 dagen gecentreerd voortschrijdend gemiddelde.

Hoewel de volatiliteitspremies en bepaalde andere risicopremies in 2018 opwaarts gericht lijken, is het voorzichtig ervan uit te gaan dat er nog altijd een omgeving met een lage volatiliteit kan zijn, en dat er dus risico's worden genomen. De impliciete volatiliteit was nog bijzonder laag vóór de plotse stijging in oktober 2018 en die stijging zal misschien niet aanhouden. Het is dus wenselijk indicatoren te onderzoeken die aantonen dat er sprake is van optimisme en het nemen van buitensporige risico's.

Prijzen van activa en kredietontwikkelingen

Het is niet mogelijk de in het vorige hoofdstuk gehanteerde financiële zeepbelindicator te berekenen, aangezien deze niet in real time beschikbaar is. Het is immers onmogelijk te voorspellen of de beursindices de komende drie jaar met ten minste 15 % zullen dalen. Andere indicatoren die vaak worden gebruikt om de activaprijs te beoordelen, zijn daarentegen gemakkelijk te berekenen. In de Verenigde Staten was de afgelopen jaren bijvoorbeeld merkbaar dat de aandelenprijzen en de door de ondernemingen behaalde winsten enigszins uiteenliepen. De koers/winstverhouding van de S&P 500 steeg van 15 in 2012 tot 24 in 2018 wegens de relatief trage groei van de bedrijfswinsten. Volgens Robert Shiller bereikte de conjunctuurgezuiverde koers/winstverhouding 33 in 2018 (zie Grafiek 8). Om het (relatief hoge) peil van die verhouding te beoordelen, moet worden beseft dat het vergelijkbaar is met dat van 1929, net vóór de Grote Depressie. In het eurogebied was het verschil tussen de aandelenprijzen en de winsten in de periode van herstel na de crisis niet even uitgesproken. De koers/winstverhouding van de Euro Stoxx 50 nam de afgelopen jaren zelfs licht af tot 15 in 2018; de seizoengezuiverde ratio bedraagt 16.

Naast de aandelenprijzen waren ook de prijzen van overheids- en bedrijfsobligaties doorgaans hoog in 2018. Dat is grotendeels het gevolg van de verlaging van de monetairbeleidsrente en de activa-aankopen die de centrale banken verrichtten om de inflatie en de economische bedrijvigheid na de financiële crisis te ondersteunen. Doorgaans zet het bankkanaal die algemene rentedaling om in de leningen aan huishoudens en niet-financiële ondernemingen, wat hun vraag naar krediet stimuleert en bijdraagt tot de opleving van de economie.

In verband met de bankkredieten valt het op dat de periode vóór de crisis werd gekenmerkt door een relatief hoge kredietgroei in het eurogebied (zie Grafiek 9). De gemiddelde groei op jaarbasis lag rond de 10 % voor de huishoudens en kwam in 2007 uit op 13 % voor de niet-financiële ondernemingen. Bovendien zijn in bepaalde landen duidelijk excessen te zien. Eind 2005 beliep de groei van de kredietverlening aan huishoudens in Estland, Ierland en

GRAFIEK 8 DE SEIZOENGEZUIVERDE KOERS/WINSTVERHOUDINGEN ZIJN IN DE VERENIGDE STATEN EN HET EUROGEBIED TOEGENOMEN SINDE LAATSTE FINANCIËLE CRISIS⁽¹⁾



Bronnen: Robert Shiller, Thomson Reuters, NBB.

(1) De seizoengezuiverde koers/winstverhoudingen worden berekend als de reële prijzen van de aandelen gedeeld door het tienjaars gemiddelde van de reële winsten.

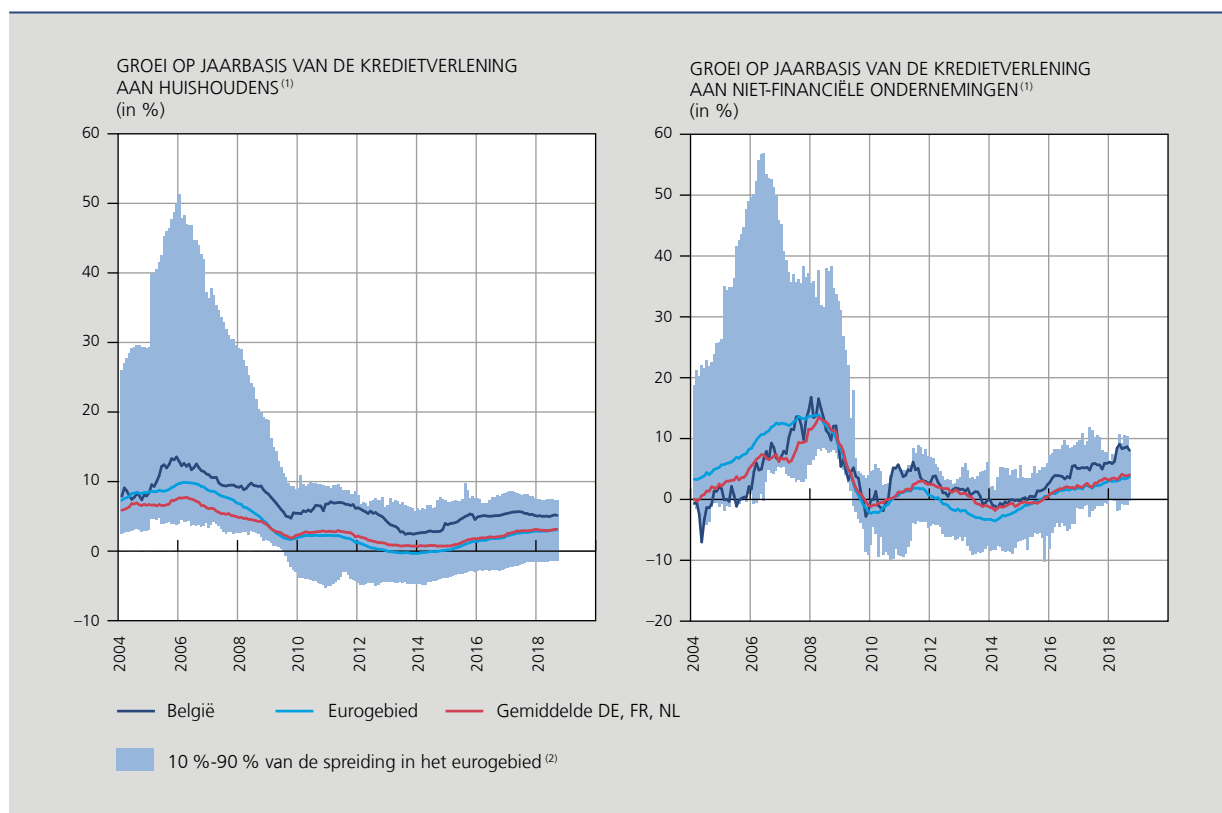
Slovenië bijvoorbeeld respectievelijk 69 %, 27 % en 25 %. De situatie was vergelijkbaar voor de aan niet-financiële ondernemingen verstrekte kredieten.

Sinds de crisis namen de kredietontwikkelingen in het eurogebied opnieuw in kracht toe, hoewel die ontwikkeling veel redelijker blijft dan tijdens de periode vóór de crisis. De groei van de kredietverlening aan huishoudens nam in het eurogebied toe van een licht negatief cijfer in het begin van 2014 (-0,3 % in januari) tot +3,1 % in september 2018. Over dezelfde periode steeg de groei van de kredietverlening aan ondernemingen van -3,3 % tot +3,7 %. Een soortgelijke opwaartse tendens blijkt uit de statistieken betreffende de krediet/bbp-gaps.

Hoewel die opleving deels te danken is aan de succesvolle monetairbeleidstransmissie, moet de versteviging van de kredietcyclus in het eurogebied toch nauwlettend worden gevolgd, om te voorkomen dat in bepaalde lidstaten te veel krediet wordt verstrekt. In dat verband hebben sommige lidstaten, in het kader van hun macroprudentieel beleid, besloten een contracyclische kapitaalbuffer te activeren. Die buffer dient geleidelijk te worden verhoogd wanneer de kredietontwikkelingen lijken te wijzen op een accumulatie van systeemrisico's. Het primaire doel van de buffer bestaat erin deze te versoepelen wanneer er een crisis uitbreekt, teneinde een deel van het eigen vermogen van de banken vrij te maken. De buffer kan echter ook als (wenselijk) secundair effect hebben dat hij de kredietgroei vertraagt. De aan de lidstaten geboden nationale flexibiliteit voor het macroprudentieel beleid kan dus waardevol blijken als de kredietcyclus in een land versnelt terwijl een accommoderend monetair beleid nodig blijft voor het eurogebied als geheel.

De nieuwe Bazel III-regels die sinds de laatste financiële crisis in werking traden, omvatten meer maatregelen dan enkel de contracyclische kapitaalbuffer. Ze integreren voornamelijk andere kapitaalratio's die erop gericht zijn de

GRAFIEK 9 DE KREDIETONTWIKKELINGEN IN HET EUROGEBIED NEMEN IN KRACHT TOE



Bronnen: ECB, NBB.

(1) Kredietverlening van ingezeten banken aan de ingezeten niet-financiële private sector. Geëffectiseerde kredieten worden in aanmerking genomen. Voor België worden de anderszins overgedragen hypothecaire kredieten eveneens in aanmerking genomen. De groeicijfers op jaarbasis worden berekend als de som van de nettokredietstromen over twaalf maanden gedeeld door het uitstaand bedrag van de initiële kredieten.

(2) De groeicijfers van de kredieten aan huishoudens in Litouwen worden niet in aanmerking genomen vóór 2009.

solvabiliteit van de banksector te verbeteren. Bijgevolg zijn de hefboomeffecten in de banksector van het eurogebied de afgelopen tien jaar over het geheel genomen gedaald. Die vaststelling is belangrijk, aangezien de procyclische van de hefboomeffecten in de banksector werd genoemd als een van de factoren achter de aanscherping, zo niet een van de oorzaken, van de laatste crisis. Adrian en Shin (2014) tonen aan dat de hefboom in het bankwezen varieert naargelang van de conjunctuurcyclus en dat die schommeling voor de banken een middel vormt om hun kredietverlening aan de economie te verhogen. Danielsson *et al.* (2018) tonen aan dat een langdurige periode van lage volatiliteit niet alleen een toename van de kredietverlening aan de reële economie kan stimuleren maar ook een stijging van de hefboomratio in de banksector kan teweegbrengen.

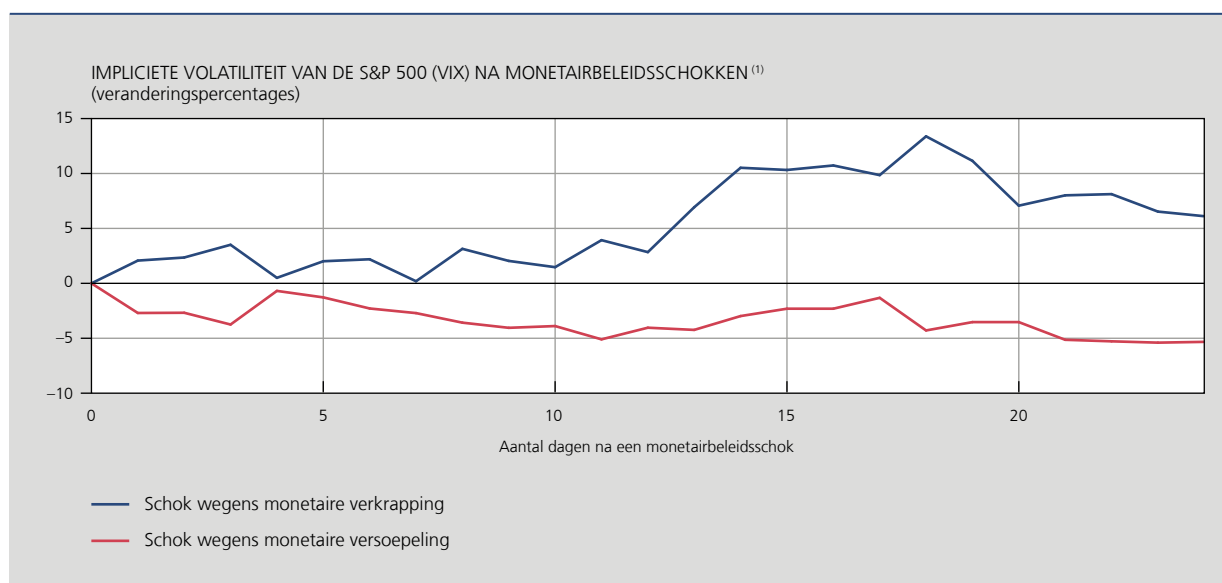
Een daling van de hefboomeffecten in de banksector is derhalve een bemoedigend signaal voor het macroprudentieel beleid in Europa. Er mag evenwel niet uit het oog worden verloren dat die neerwaartse tendens niet eeuwig kan aanhouden en dreigt af te zwakken tegen het einde van de periode waarin de nieuwe Bazel III-regels geleidelijk in werking treden (phase-in). Bovendien zou een deel van de risico's kunnen verschuiven van het bankwezen naar een parallelle banksector (shadow banking) die aan minder prudentiële vereisten onderworpen is en die, bijgevolg, blijk zou kunnen geven van een meer procyclisch gedrag. Volgens de beperkte definitie van de Raad voor Financiële Stabiliteit is de parallelle banksector tussen 2010 en 2016, uitgedrukt in totale activa, 14 % groter geworden⁽¹⁾.

De marktvolatiliteit neemt doorgaans toe na schokken wegens een monetaire verkrapping

Een van de kenmerken van de huidige situatie is de dynamiek van het monetair beleid. In de Verenigde Staten begon de Fed al enkele jaren geleden haar monetair beleid te normaliseren en staat ze nu op het punt een monetairbeleidsverkrapping in te zetten. Ze maakte in oktober 2014 een einde aan haar nettoaankopen van activa en begon in december 2015 de band voor de federal funds rente op te trekken. In het eurogebied heeft de Raad van Bestuur van de ECB in december 2018 beslist de nettoaankopen van activa te beëindigen. De Raad van Bestuur heeft meegedeeld dat de ECB erop rekent de beleidsrentetarieven tot ten minste de zomer van 2019 op het huidige peil te handhaven; daarna zou ze de beleidsrentes kunnen verhogen indien de inflatie in het eurogebied blijft convergeren naar een niveau onder maar dicht bij 2 %.

(1) Som van de totale activa in België, Duitsland, Frankrijk, Ierland, Italië, Luxemburg, Nederland en Spanje.

GRAFIEK 10 DE MARKTVOLATILITEIT NEEMT DOORGAANS TOE NA SCHOKKEN WEGENS EEN MONETAIRE VERKRAPPING



Bron: NBB.

(1) De schokken worden op dezelfde manier afgeleid als in Rogers *et al.* (2014) en in de ECB (2017). Er wordt uitgegaan van een schok wegens een verkrapping (versoepeling) wanneer het rendement op vervaldag van een eenjaars Amerikaanse overheidsobligatie op de dag van een FOMC-vergadering stijgt (daalt) met meer dan tweemaal de standaardafwijking van de dagelijkse verandering. Gegevens van januari 1990 tot oktober 2018.

In een dergelijke omgeving van geleidelijke intrekking van de monetaire stimulus, of van zelfs een monetaire verkrapping in de Verenigde Staten, blijkt uit de ervaring dat een (matige) stijging van de volatiliteit te verwachten valt. Dat vooruitzicht berust op de analyse van de effecten die de vergaderingen van het Federal Open Market Committee (FOMC) sinds 1990 hadden op de financiële markten (zie Grafiek 10). Na een schok wegens een monetaire verkrapping stijgt de impliciete volatiliteit van de S&P 500 doorgaans met iets meer dan 10% in de twee weken na de vergadering. Omgekeerd loopt de volatiliteit van de S&P 500 veeleer licht terug na een schok wegens een monetaire versoepeling.

In het licht van dat resultaat heeft het accommoderend monetair beleid na de crisis ertoe bijgedragen de rust op de financiële markten te herstellen. Bij de huidige normalisering zou – indien een stijging van de marktvolatiliteit niet gewenst is – elke bijsturing van het monetair beleid geleidelijk moeten verlopen en zou de markt er zoveel mogelijk op moeten kunnen anticiperen.

Conclusie

In verband met de historische relatie tussen de volatiliteit op de financiële markten en de economische crisissen blijkt uit de econometrische resultaten dat langdurige periodes met een lage volatiliteit financiële systeemcrisissen aankondigen. Periodes met lage volatiliteit lijken een zeker optimisme van de economische subjecten in de hand te werken en hen ertoe aan te moedigen meer risico's te nemen. Dat optimisme en die toegenomen neiging om risico's te nemen, kunnen onder meer tot uiting komen in een financiële zeepbel en een overmatige kredietverlening. De empirische studie heeft aangetoond dat: (1) recessies voorafgegaan door een periode met lage volatiliteit gekoppeld aan een zeepbel op de aandelenmarkt zwaarder en langer zijn dan andere recessies; en (2) lange periodes met een lage volatiliteit de kredietverlening aan huishoudens en niet-financiële ondernemingen stimuleren.

Indien er buitensporig veel risico wordt genomen, bijvoorbeeld als de schuldenlast van de huishoudens en de ondernemingen te sterk toeneemt, zou een klassieke financiële schok, zoals een renteverhoging, zware gevolgen kunnen hebben voor de economie, bijvoorbeeld wanneer de houdbaarheid van de schuld in twijfel wordt getrokken. Indien er al verscheidene maanden/jaren sprake is van een lage volatiliteit, zou een lichte duurzame stijging van de marktvolatiliteit derhalve wenselijk zijn als ze de economische subjecten in staat zou stellen macro-economische risico's beter te onderscheiden.

In de huidige situatie lijkt het voorzichtig ervan uit te gaan dat er nog altijd een omgeving met een lage volatiliteit kan zijn, aangezien de plotse stijging van de volatiliteit in oktober en november misschien niet zal aanhouden. Mocht dat het geval zijn, dan zouden de prijzen van financiële activa en de kredietontwikkelingen nauwlettend moeten worden gevolgd, in zoverre ze kunnen wijzen op een potentiële accumulatie van systeemrisico's.

Meer in het algemeen heeft het macroprudentieel beleid een actieve rol te spelen wanneer het optimisme tijdens periodes met een lage volatiliteit een syndroom van 'this time is different' weerspiegelt. Volgens Reinhart en Rogoff (2009), 'verklaren professionele financiers en al te vaak ook politieke leiders dat we de zaken beter aanpakken dan vroeger, verstandiger zijn en hebben geleerd uit onze fouten in het verleden. Telkens weer is de maatschappij ervan overtuigd dat de huidige boom, in tegenstelling tot de talrijke andere booms die rampzalige instortingen in het verleden voorafgingen, berust op gezonde fundamentals, structurele hervormingen, technologische innovatie en een goed beleid' (p. xxxiv). Die misleidende geesteshouding lijkt volkomen van toepassing te zijn op periodes met een lage volatiliteit. Tijdens die periodes lijken de financiële markten rustig en groeit de kredietverlening in een krachtig tempo zodat ze investeringen kan financieren die bijdragen tot de economische groei. Niettemin kunnen systeemrisico's zich tijdens die periodes opstapelen en, uiteindelijk, resulteren in een crisis. Vooral gedurende die schijnbaar rustige periodes kan dus een contracyclisch macroprudentieel beleid worden gevoerd. Dat beleid kan een tweeledig doel hebben: reserves aanleggen die bruikbaar zijn bij crisissen en eventueel de accumulatie van risico's vertragen indien deze voldoende te onderscheiden zijn. Mocht het macroprudentieel beleid daarin slagen, dan zou het de kans op een financiële systeemcrisis kunnen beperken of de effecten ervan temperen.

Bibliografie

Adrian T. en J. Rosenberg (2008), 'Stock returns and volatility: pricing the short-run and long-run components of market risk', *The Journal of Finance*, 63(6), 2997-3030.

Adrian T. en H. S. Shin (2014), 'Procyclical leverage and value-at-risk', *The Review of Financial Studies*, 27(2), 373-403.

Bekaert G. en M. Hoerova (2014), 'The VIX, the variance premium and stock market volatility', *Journal of Econometrics*, 183, 181-192.

Bernanke B. S. (1983), 'Irreversibility, uncertainty, and cyclical investment', *The Quarterly Journal of Economics*, 98(1), 85-106.

Bhattacharya S., C. A. E. Goodhart, D. P. Tscomocos en A. P. Vardoulakis (2015), 'A reconsideration of Minsky's financial instability hypothesis', *Journal of Money, Credit and Banking*, 47(5), 931-973.

Bordo M. D., B. Eichengreen, D. Klingebiel en M. Soledad Martinez-Peria (2001), 'Is the crisis problem growing more severe?', *Economic Policy*, 16(32), 51-75.

Brunnermeier M. en Y. Sannikov (2014), 'A macroeconomic model with a financial sector', *The American Economic Review*, 104(2), 379-421.

Bry G. en C. Boschan (1971), *Cyclical analysis of time series: selected procedures and computer programs*, NBER, New York.

Chiu C.-W., R. D. F. Harris, E. Stoja en M. Chin (2018), 'Financial market volatility, macroeconomic fundamentals and investor sentiment', *Journal of Banking and Finance*, 92, 130-145.

Cochrane J. H. (2011), 'Presidential address: discount rates', *The Journal of Finance*, 66(4), 1047-1108.

Corradi V., W. Distaso en A. Mele (2013), 'Macroeconomic determinants of stock volatility and volatility premiums', *Journal of Monetary Economics*, 60, 203-220.

Danielsson J., M. Valenzuela en I. Zer (2018), 'Learning from history: volatility and financial crises', *The Review of Financial Studies*, 31(7), 2774-2805.

ECB (2017), 'Higher future financial market volatility: potential triggers and amplifiers', *Financial Stability Review*, November, 172-182.

Engle R. F., E. Ghysels en B. Sohn (2013), 'Stock market volatility and macroeconomic fundamentals', *The Review of Economics and Statistics*, 95(3), 776-797.

Engle R. F. en J. G. Rangel (2008), 'The Spline-GARCH model for low-frequency volatility and its global macroeconomic causes', *The Review of Financial Studies*, 21(3), 1187-1222.

Fama E. F. (1970), 'Efficient capital markets: a review of theory and empirical work', *The Journal of Finance*, 25(2), 383-417.

Fama E. F. (1991), 'Efficient capital markets: II', *The Journal of Finance*, 46(5), 1575-1617.

Fornari F. en A. Mele (2013), 'Financial volatility and economic activity', *Journal of Financial Management, Markets and Institutions*, 1(2), 155-196.

Glosten L. R., R. Jagannathan en D. E. Runkle (1993), 'On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks', *The Journal of Finance*, 48(5), 1779-1801.

Hamilton J. D. (2017), 'Why you should never use the Hodrick-Prescott filter', *Review of Economics and Statistics* (te verschijnen), https://doi.org/10.1162/REST_a_00706.

Jordà Ò. (2005), 'Estimation and inference of impulse responses by local projections', *The American Economic Review*, 95(1), 161-182.

Jordà Ò., M. Schularick en A. M. Taylor (2012), 'Credit booms gone bust: monetary policy, leverage cycle, and financial crises, 1870-2008', *The American Economic Review*, 102(2), 1029-1061.

Jordà Ò., M. Schularick en A. M. Taylor (2015), 'Leveraged bubbles', *Journal of Monetary Economics*, 76, S1-S20.

Jordà Ò., M. Schularick en A. M. Taylor (2016), *Macrofinancial history and the new business cycle facts*, Federal Reserve Bank of San Francisco, Working Paper 2016-23.

Keynes J. M. (1936), *The general theory of employment, interest and money*, London, Macmillan.

Laeven L. en F. Valencia (2008), *Systemic banking crises: a new database*, International Monetary Fund, Working Paper 08/224.

LeRoy S. F. en R. D. Porter (1981), 'The present-value relation: tests based on implied variance bounds', *Econometrica*, 49(3), 555-574.

Minsky H. P. (1977), 'The financial instability hypothesis: an interpretation of Keynes and an alternative to 'Standard' theory', *Nebraska Journal of Economics and Business*, March-April, 20-27.

OFR (2017), *The volatility paradox: tranquil markets may harbour hidden risks*, Office of Financial Research, Markets Monitor, second quarter.

Reinhart C. M. en K. S. Rogoff (2009), *This time is different: eight centuries of financial folly*, Princeton, NJ: Princeton University Press.

Rogers J. H., C. Scotti en J. H. Wright (2014), 'Evaluating asset-market effects of unconventional monetary policy: a multi-country review', *Economic Policy*, 29(80), 749-799.

Schwert G. W. (1989), 'Why does stock market volatility change over time?', *The Journal of Finance*, 44(5), 1115-1153.

Shiller R. J. (1981a), 'The use of volatility measures in assessing market efficiency', *The Journal of Finance*, 36(2), 291-304.

Shiller R. J. (1981b), 'Do stock prices move too much to be justified by subsequent changes in dividends', *The American Economic Review*, 71(3), 421-436.

Shiller R. J. (1981c), 'The determinants of the variability of stock market prices', *The American Economic Review*, 71(2), 222-227.

Shiller R. J. (1987), 'The volatility of stock market prices', *Science*, 235, 33-37.

Shiller R. J. (1990), 'Market volatility and investor behavior', *The American Economic Review*, 80(2), 58-62.