

La volatilité des marchés financiers exerce-t-elle une influence sur l'économie réelle ?

B. De Backer^(*)

Introduction

Après que 2017 avait été marquée par la tranquillité sur les marchés financiers, la volatilité a finalement rebondi en février et, plus récemment, en octobre et novembre 2018. De nombreux analystes financiers ont indiqué que ces hausses soudaines pourraient être liées à des changements d'anticipation du rythme de normalisation de la politique monétaire américaine. De telles hausses interviendraient typiquement lors de la publication de chiffres relatifs à l'inflation et à l'emploi. Plus généralement, les marchés financiers réagissent lors de la publication de données macroéconomiques, et notamment dans le contexte actuel de tensions commerciales internationales. Selon toute vraisemblance, il ne faut donc pas exclure que des événements ou annonces spécifiques induisent de nouvelles poussées de la volatilité.

Or, on associe généralement, et souvent à raison, une forte volatilité des marchés financiers à des krachs boursiers, voire à des récessions économiques. Plusieurs épisodes viennent à l'esprit, tels que la dernière crise financière, l'éclatement de la bulle internet, ou encore la Grande Dépression amorcée en 1929, pour n'en citer que quelques-uns. Une forte volatilité des marchés reflète en principe un risque accru pour les placements, compliquant ainsi les prises de décision des intervenants de marché. Elle pourrait également avoir des répercussions au-delà du secteur financier, par exemple si le coût d'émission d'actions des entreprises est majoré d'une prime de risque pour la volatilité. On assimile donc souvent un niveau de volatilité élevé ou une hausse de celle-ci à un signal négatif des marchés financiers vis-à-vis des perspectives économiques pour la sphère réelle.

A contrario, on pourrait se poser la question de savoir si les périodes de basse volatilité des marchés augurent un futur économique florissant. À ce sujet, il est frappant de constater que la volatilité des marchés a été particulièrement faible entre 2003 et 2007, ce qui n'a pas empêché l'émergence de la dernière crise financière. Ce constat est à l'origine de la résurgence d'une hypothèse de 1977 proposée par Hyman P. Minsky: l'hypothèse d'instabilité financière. Selon celle-ci, les agents économiques auraient tendance à devenir trop optimistes et à prendre davantage de risques lorsqu'ils perçoivent un environnement de faibles risques, comme par exemple lorsque le niveau de la volatilité des marchés financiers est bas. In fine, l'accumulation de risques qui découlerait de ce processus pourrait engendrer des crises économiques.

L'article est divisé en trois parties. La première présente les différentes mesures de la volatilité des marchés financiers et en rappelle les caractéristiques principales. La deuxième étudie les régularités empiriques historiques dévoilant les effets d'une volatilité élevée ou basse des marchés sur l'économie réelle. La troisième étudie plus en détail la volatilité des marchés dans le contexte actuel.

(*) L'auteur tient à remercier J. Hilgers, P. Ilbas et Ch. Van Nieuwenhuyze pour leurs précieuses remarques et suggestions.

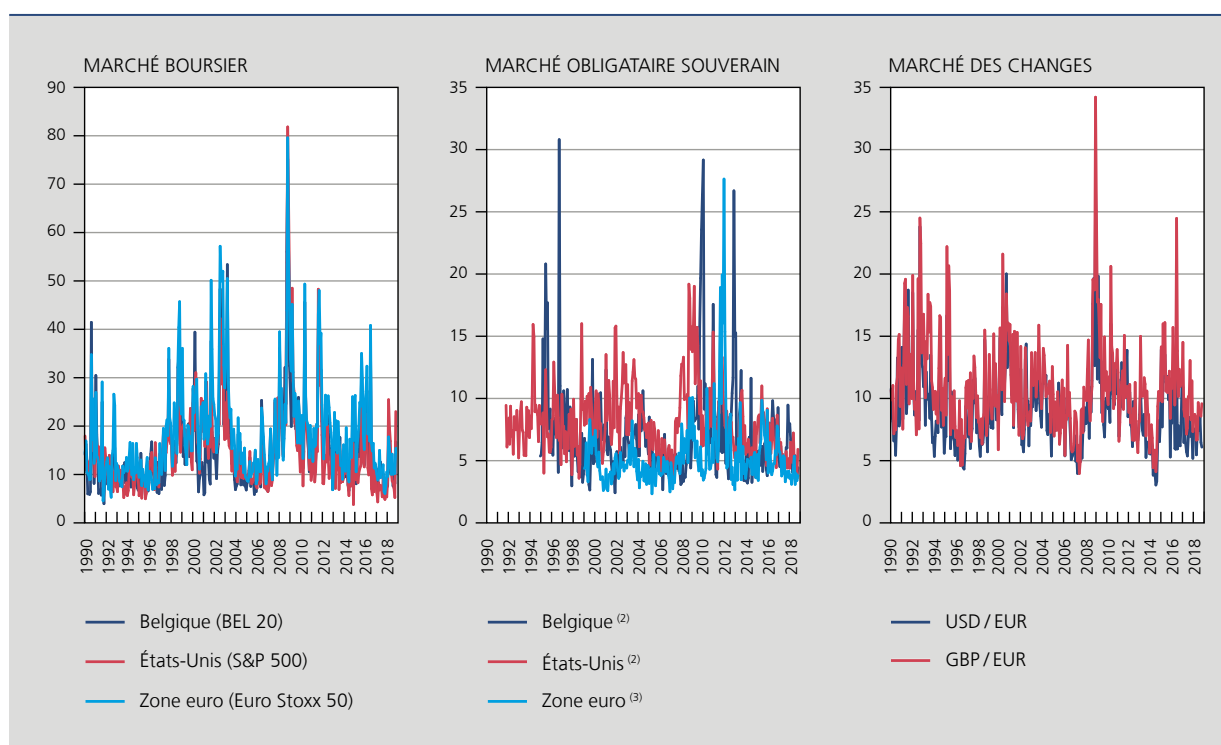
1. Qu'est-ce que la volatilité des marchés financiers ?

1.1 Mesurer la volatilité des marchés

La volatilité des marchés financiers est souvent appréhendée à l'aide d'une mesure de « volatilité réalisée ». Cette mesure est calculée ex post pour une période donnée. Imaginons par exemple qu'on veuille connaître la volatilité d'un indice boursier sur un mois donné et qu'on enregistre la valeur de l'indice chaque jour à la fermeture des marchés. La volatilité réalisée sur ce mois correspond simplement à l'écart type des rendements journaliers. Un calcul similaire peut être appliqué aux rendements observés sur les marchés obligataire et des changes.

GRAPHIQUE 1 LA VOLATILITÉ DES MARCHÉS FINANCIERS EST SOUVENT APPRÉHENDÉE À L'AIDE D'UNE MESURE DE «VOLATILITÉ RÉALISÉE⁽¹⁾»

(pourcentages, volatilité mensuelle annualisée)



Sources : Thomson Reuters, BNB.

(1) La volatilité réalisée sur un mois est calculée de manière similaire à un écart type : c'est la racine carrée de la somme des rendements journaliers centrés au carré.

(2) Volatilité réalisée basée sur l'évolution du prix des obligations souveraines zéro coupon à dix ans.

(3) Volatilité réalisée basée sur l'évolution du prix des obligations souveraines zéro coupon à dix ans notées au moins AA (S&P) dans la zone euro.

Selon cette mesure, les marchés financiers américain et européen ont traversé plusieurs périodes de volatilité depuis 1990 (cf. graphique 1). Au début des années 1990, la crise du mécanisme de taux de change européen a provoqué une certaine volatilité sur le marché des changes. À la fin des années 1990, la volatilité des marchés boursier et des changes a progressé dans le contexte de la crise financière asiatique/russe/LTCM et est restée relativement importante jusqu'à l'éclatement de la bulle internet au début des années 2000. Lors de la dernière crise financière, la volatilité a largement augmenté et a atteint un sommet tantôt en octobre 2008, juste après la chute de Lehman Brothers (marchés boursier et des changes), tantôt durant la crise de la dette souveraine (marché obligataire souverain européen). Plus récemment, la volatilité du marché boursier a été relativement élevée en 2015 – lorsque la chute des indices boursiers chinois s'est propagée aux États-Unis et à l'Europe – et au moment du vote sur le brexit à la mi-2016. La volatilité a ensuite considérablement diminué jusqu'en 2018, lorsque deux corrections survenues sur les marchés boursiers américain et européen en février et en octobre l'ont ravivée.

L'avantage principal de cette mesure de la volatilité réalisée est qu'elle ne dépend d'aucun modèle. En outre, elle peut être affinée par une observation plus fréquente des rendements. Des données intrajournalières sont souvent utilisées pour calculer des volatilités réalisées journalières (la valeur des indices boursiers est par exemple notée toutes les cinq ou dix minutes).

Il existe deux autres mesures de la volatilité : la volatilité « implicite » et la volatilité « conditionnelle ». Il importe d'en comprendre les concepts car différentes mesures de la volatilité sont utilisées dans l'article, principalement en fonction des données disponibles. Cela dit, d'un point de vue macroéconomique, passer d'une mesure de la volatilité à une autre est relativement anodin car les différentes séries révèlent souvent les mêmes tendances globales.

La volatilité implicite est extraite indirectement d'une formule de prix de dérivés financiers. Pour les marchés boursiers, il s'agit souvent de la formule de Black et Scholes selon laquelle le prix d'une option d'achat et de vente (*call and put option*) dépend de la volatilité de l'actif sous-jacent. Une fois le prix du dérivé financier observé, la volatilité de l'actif sous-jacent peut être extraite en inversant la formule. L'exemple le plus connu de mesure de la volatilité implicite est celui de l'indice VIX – par ailleurs parfois appelé « indice de la peur » – qui mesure la volatilité implicite de l'indice S&P 500.

La volatilité conditionnelle est une mesure de la volatilité estimée à une date donnée en fonction de l'information disponible jusqu'à cette date. Les mesures de la volatilité conditionnelle dépendent nécessairement de modèles qui filtrent l'information. Robert F. Engle a été le premier à développer ce type de modèles (dès 1982), popularisés sous l'acronyme « GARCH » (*generalised auto-regressive conditional heteroskedasticity*). Il existe une multitude de modèles de volatilité conditionnelle.

1.2 Caractéristiques principales de la volatilité des marchés

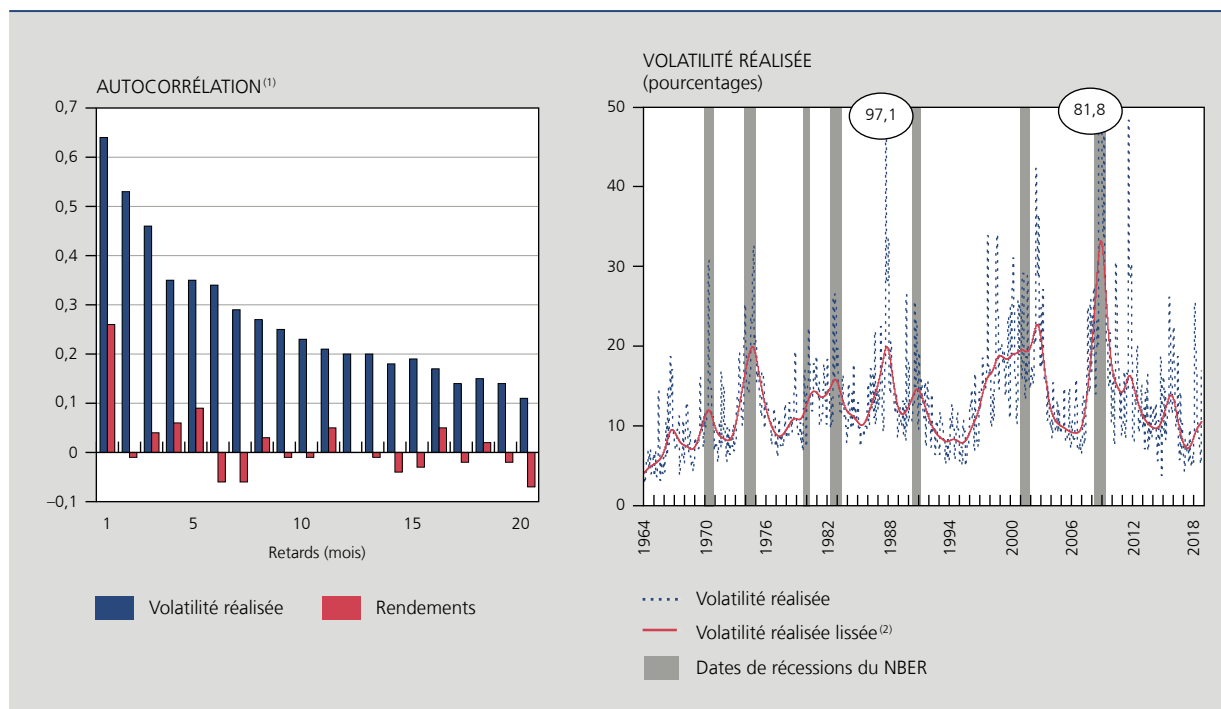
Un vaste travail de recherche doit encore être réalisé afin de mieux comprendre la volatilité des marchés financiers et d'ainsi mieux la modéliser. En particulier, la question des déterminants de la volatilité des marchés est encore débattue dans le monde universitaire. Cependant, les travaux de recherche passés sont instructifs sur au moins trois caractéristiques de la volatilité des marchés. Cette section illustre ces trois caractéristiques en se focalisant sur le marché boursier américain parce qu'il s'agit du marché le plus analysé et que suffisamment de données sont disponibles pour réaliser des études empiriques historiques. La volatilité du marché boursier américain est appréhendée à l'aide de la volatilité réalisée mensuelle de l'indice S&P 500, soit une mesure qui ne dépend d'aucun modèle et qui repose sur un indice large américain dont les données journalières existent sur plusieurs décennies.

La première caractéristique est que la volatilité suit un processus de « mémoire longue », c'est-à-dire qu'elle est nettement corrélée dans le temps (forte autocorrélation ; cf. volet de gauche du graphique 2). Sur l'échantillon considéré, la volatilité de l'indice S&P 500 réalisée lors d'un mois donné a une corrélation de 0,64 avec celle du mois précédent (retard d'un mois). À un an d'écart (retard de douze mois), l'autocorrélation reste significative (0,20). Cette autocorrélation diminue à mesure que le retard augmente, mais la baisse est graduelle et lente. En comparaison, l'autocorrélation des rendements boursiers est faible. La corrélation entre le rendement d'un mois donné et celui du mois précédent n'est que de 0,26. La corrélation est nulle (non statistiquement différente de zéro) pour les retards supérieurs à un mois. En outre, si on régresse la volatilité réalisée et le rendement sur leurs 20 premiers retards, il appert qu'on explique 45 % de la volatilité réalisée et à peine 11 % du rendement (R^2 des régressions avec une constante).

La caractéristique de longue mémoire implique qu'il est possible d'établir des prévisions de la volatilité sur la seule base de mesures passées de la volatilité. La plupart du temps, ces prévisions de la volatilité sont « lisses » (sans variations abruptes) car elles représentent généralement une moyenne pondérée de nombreuses estimations passées de la volatilité.

La deuxième caractéristique est que la volatilité peut être divisée en une composante de basse fréquence et une composante de haute fréquence (cf. volet de droite du graphique 2). La composante de basse fréquence varie relativement peu dans le temps ; elle indique la tendance générale de la volatilité. C'est essentiellement à cette composante qu'on doit la caractéristique de mémoire longue de la volatilité. La composante de haute fréquence varie de manière plus erratique, souvent en fonction d'événements spécifiques tels que la publication de données macroéconomiques, des annonces de politique économique ou monétaire (non anticipées) ou des incidents propres aux marchés financiers. La composante de haute fréquence a par exemple capturé le krach du « Black Monday » du 19 octobre 1987, lorsque l'indice S&P 500 a perdu 20 % de sa valeur en un jour.

GRAPHIQUE 2 LA VOLATILITÉ DE L'INDICE S&P 500 SUIT UN PROCESSUS DE « MÉMOIRE LONGUE », MAIS DES HAUSSES SOUDAINES PEUVENT SURVENIR



Sources : Thomson Reuters, BNB.

(1) L'estimation est basée sur des données allant du 1^{er} janvier 1964 au 31 octobre 2018.

(2) La composante de basse fréquence de la volatilité réalisée de l'indice S&P 500 est estimée à l'aide du filtre de Hodrick-Prescott avec un paramètre de lissage égal à 500.

Cette deuxième caractéristique rappelle que des augmentations soudaines de la volatilité peuvent se produire de manière imprévisible. Fort heureusement, elles ne sont souvent que temporaires, comme cela a été le cas en février 2018. De manière générale, les hausses erratiques de la composante de haute fréquence sont bien plus nombreuses que les récessions telles que définies par le National Bureau of Economic Research (NBER) aux États-Unis, ce qui suggère qu'elles ne sont que faiblement liées aux développements économiques majeurs.

La troisième caractéristique est que la composante de basse fréquence de la volatilité est potentiellement soumise à des changements de régime occasionnels. On peut en effet identifier des périodes durant lesquelles la volatilité s'est accrue de manière durable. Ces périodes peuvent clairement être liées à des événements ou à des crises majeurs. On a par exemple observé une augmentation de la composante de basse fréquence en 1973 lors du choc pétrolier, à la fin des années 1990 au moment de la crise asiatique/russe/LTCM et de la bulle internet, et à nouveau lors de la dernière crise financière.

En résumé, ces caractéristiques indiquent que, en l'absence d'un changement de régime, c'est-à-dire de l'éclatement d'une crise, la volatilité des marchés devrait évoluer de manière relativement lisse sans toutefois exclure des remontées temporaires dues à des événements spécifiques. La question fondamentale est de savoir si une hausse de la composante de basse fréquence de la volatilité – en d'autres termes un redressement graduel et durable – pourrait avoir des conséquences négatives pour l'économie réelle ou si, au contraire, un faible niveau prolongé de volatilité est dénué de risques. Plusieurs leçons importantes peuvent être tirées des régularités empiriques historiques traitées dans la partie suivante.

2. Les leçons de l'histoire

L'étude de l'influence de la volatilité des marchés financiers sur l'économie réelle est compliquée par un dilemme potentiel de causalité inversée : se pourrait-il que l'activité réelle influe sur la volatilité ? Les liens d'influence sont probablement bidirectionnels. En outre, les fluctuations de la volatilité et de l'activité réelle sont dans certains cas dues

à un facteur tiers qui affecte les deux variables simultanément. C'est par exemple vraisemblablement ce qui s'est produit au début des années 1980 lorsque la Réserve fédérale américaine (Fed) s'est mise à durcir sa politique monétaire pour combattre l'inflation galopante. Ce faisant, la Fed a simultanément contraint l'activité réelle et créé une certaine volatilité sur les marchés financiers en jouant sur les prix des actifs.

Ces problèmes d'endogénéité et de simultanéité rendent compte de la difficulté de la question des liens entre la volatilité des marchés et l'économie réelle. Cette partie commence donc par une (brève) revue de la littérature sur le sujet, avant de présenter des résultats empiriques obtenus à l'aide d'une base de données historique.

2.1 Revue de la littérature et faits stylisés

Influence de l'économie réelle sur la volatilité des marchés financiers

En théorie, la volatilité des marchés financiers est influencée par l'économie réelle. Cette relation découle de la théorie financière classique – la théorie d'efficience des marchés – en vertu de laquelle le prix d'un actif financier « reflète à n'importe quel moment pleinement toute l'information disponible » (Fama, 1970). Sous certaines conditions, ce postulat implique que le prix d'une action est égal à la valeur actualisée des dividendes futurs attendus. Par conséquent, la volatilité du prix de l'action dépend : (1) des variations de l'activité économique génératrice de dividendes et (2) des fluctuations du taux d'actualisation.

Une partie de la littérature universitaire des années 1980 a critiqué la théorie financière classique en soutenant l'idée que la volatilité des indices boursiers (le S&P 500 en particulier) serait trop importante par rapport à celle des dividendes. Cette « volatilité excessive » indiquerait la présence d'*animal spirits* créant des vagues d'optimisme et de pessimisme sur les marchés financiers sans que celles-ci ne soient liées aux fondamentaux (LeRoy et Porter, 1981 ; Shiller, 1981a, 1981b, 1981c, 1987 et 1990). La critique se fonde sur la « théorie générale » de John M. Keynes (1936), qui dénonçait la « préférence pour l'immédiateté » selon laquelle les intervenants de marché dévouent leur intelligence à anticiper ce que les autres intervenants de marché attendent et qui rendrait possible des mouvements de prix autoréalisateurs.

Cette littérature a été largement rejetée par les défenseurs de la théorie classique, qui ont rappelé que la volatilité excessive des indices boursiers comparée à celle des dividendes peut être expliquée par la volatilité du taux d'actualisation (Fama, 1991 ; Cochrane, 2011). De plus, ils se sont insurgés contre les tests de volatilité excessive qui ne peuvent être réalisés qu'avec des modèles sous-jacents : si on trouve que la volatilité des indices boursiers est excessive par rapport aux prévisions de dividendes ou à l'évolution de la consommation, il se peut que les modèles utilisés pour établir des prévisions de dividendes ou pour lier le prix des actifs financiers à la consommation soient erronés ou simplistes.

La question de savoir si la volatilité des marchés financiers est excessive pour pouvoir être attribuée aux fondamentaux est toujours débattue aujourd'hui. Récemment, des chercheurs ont découvert une influence significative du cycle des affaires sur la composante de basse fréquence de la volatilité, tandis que les augmentations abruptes de la volatilité tiendraient en partie à des revirements du sentiment de marché (Adrian et Rosenberg, 2008 ; Engle et Rangel, 2008 ; Engle et al., 2013 ; Corradi et al., 2013 ; Chiu et al., 2018).

Influence de la volatilité des marchés financiers sur l'économie réelle

Concernant le lien inverse, soit l'influence de la volatilité des marchés sur l'économie réelle, deux types d'études se distinguent : celles qui ont analysé les effets d'une augmentation de la volatilité et celles qui ont analysé les effets d'une période prolongée de basse volatilité.

Trois canaux de transmission des hausses de la volatilité des marchés sont fréquemment évoqués dans la littérature (Fornari et Mele, 2013 ; Bekeart et Hoerova, 2014). Premièrement, une volatilité exacerbée peut gonfler le coût de financement des entreprises. Plus précisément, les investisseurs seront enclins à exiger un rendement supérieur (demander une réduction du prix des actions à l'achat) s'ils ne sont pas sûrs de pouvoir recouvrer leur investissement ou de revendre leurs actions dans le futur au prix souhaité en raison d'une volatilité financière importante. Deuxièmement, une augmentation de la volatilité peut provoquer un report des projets d'investissement. Selon la « théorie des investissements irréversibles » (Bernanke, 1983), il existe un trade-off entre initier un projet (et engranger un rendement rapidement) et le reporter afin

de récolter de l'information, par exemple sur l'évolution de l'environnement économique pour affiner les estimations de chances de succès du projet. Troisièmement, une hausse de la volatilité peut provoquer une perte de confiance et la constitution d'une épargne de précaution. Dans un monde éprouvant une aversion pour le risque, une plus grande incertitude vis-à-vis des avoirs financiers (futurs) comprime la consommation (actuelle).

En ce qui concerne les effets d'une période prolongée de basse volatilité, la littérature est relativement ancienne si une basse volatilité des marchés est assimilée à la stabilité (ou à la tranquillité) financière en général. Hyman P. Minsky décrivait déjà en 1977 comment, selon lui, une économie capitaliste génère de manière endogène une structure financière sujette à des crises financières. Selon ses propres termes, « la stabilité est déstabilisante ». L'idée fondamentale est que les longues périodes de stabilité financière stimulent un optimisme généralisé et encouragent la prise de risques. Durant ces périodes, les profits nets des impôts et des paiements d'intérêts sont souvent positifs, ce qui tend à relever le montant des dividendes. Si l'optimisme prévaut quant à la capacité future de l'économie de générer des profits, les prix des actions peuvent grimper considérablement. En outre, le niveau d'endettement jugé acceptable remonte et un nombre croissant d'agents s'engagent dans des activités de finance « spéculative » (c'est-à-dire qui nécessitent un renouvellement continu de la dette), voire dans des jeux de Ponzi, et les intermédiaires financiers augmentent leur effet de levier. Selon ce schéma, les agents économiques suivent un comportement procyclique et s'endettent davantage en période de tranquillité, ce qui les rend plus vulnérables en cas de choc financier.

L'idée de Minsky a bénéficié d'un regain d'intérêt depuis la dernière crise financière. La période de croissance économique et de stabilité financière observée de 2003 à 2007 semble en effet s'être accompagnée d'excès, notamment sur le marché immobilier américain, et ainsi avoir préparé le terrain pour la crise financière qui a suivi. Brunnermeier et Sannikov (2014) et Bhattacharya *et al.* (2015), entre autres, ont modernisé l'idée originale de Minsky, qu'ils ont rebaptisée « paradoxe de la volatilité ». Dans leurs modèles théoriques, un environnement de risques idiosyncratiques (perçus comme) faibles – c'est-à-dire un environnement de faible volatilité – aggrave paradoxalement le risque de crise systémique car il encourage de manière endogène les agents à prendre plus de risques et mène donc à une accumulation de risques systémiques. Ces mécanismes ont été vérifiés empiriquement par Danielsson *et al.* (2018). Ces derniers ont construit une base de données historique pour montrer que les périodes de basse volatilité sont souvent associées à une expansion du crédit supérieure à la normale et à une augmentation de l'effet de levier dans le secteur bancaire.

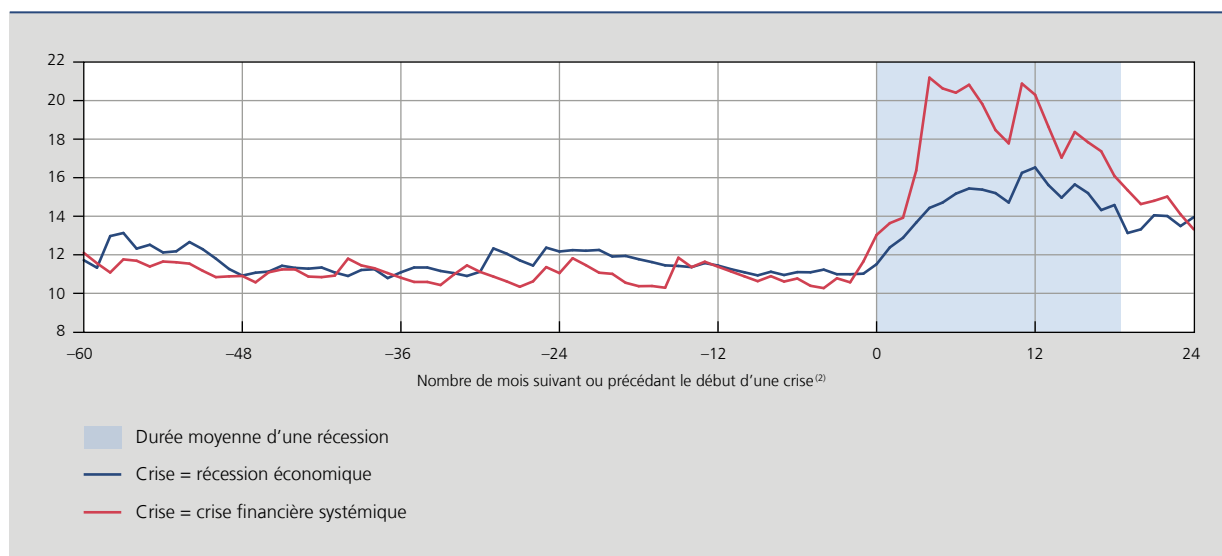
Par ailleurs, certaines analyses récentes ont mis en évidence des mécanismes modernes de prise de risques par les intermédiaires financiers (ECB, 2017 ; OFR, 2017). Par exemple, en plus d'aviver leur prise de risques au travers de l'effet de levier et de recourir à des stratégies de quête de rendement (*search for yield*), les intermédiaires financiers peuvent amoindrir la couverture (*hedging*) de leurs positions. Mais d'autres mécanismes sont activés de manière endogène. Le recours généralisé à des modèles du type « Value-at-Risk » (VaR) peut ainsi émettre des signaux erronés en période de basse volatilité puisqu'une baisse de la volatilité diminue la VaR d'un portefeuille, permettant ainsi aux investisseurs d'accroître leurs positions risquées sans dépasser un seuil prédéfini de VaR. De plus, les innovations financières qui se sont multipliées avant la dernière crise (titrisation, contrats d'échange sur défaut, etc.) ont permis de se couvrir contre certains risques idiosyncratiques, ce qui a donné une impression de stabilité du point de vue individuel des intermédiaires financiers sans pour autant réduire les risques macrofinanciers.

Faits stylisés

La dynamique de la volatilité lors des crises économiques et financières majeures est révélatrice de la pertinence de diverses théories résumées ci-avant. L'analyse se limite pour l'instant aux États-Unis car il s'agit du pays offrant les séries de prix d'actifs les plus longues. L'indice S&P 500 est fourni par Robert Shiller sur une base mensuelle depuis 1871 et permet donc d'estimer une mesure mensuelle de la volatilité conditionnelle. La période couvre 29 récessions américaines identifiées par le NBER et définies comme « une baisse significative de l'activité économique répartie dans l'économie, plus longue que quelques mois, et normalement visible dans le PIB en volume, le revenu réel, l'emploi, la production industrielle et les ventes en gros et au détail ». La période couvre également six crises financières systémiques identifiées par Jordà *et al.* (2016) et définies comme « un événement durant lequel le secteur bancaire d'un pays est sujet à des retraits massifs de dépôts (*bank runs*), des augmentations soudaines des taux de défaut accompagnées de pertes importantes de capital qui aboutissent à une intervention publique, une faillite ou une fusion forcée d'institutions financières ».

GRAPHIQUE 3 LA VOLATILITÉ DE L'INDICE S&P 500 TEND À AUGMENTER LORS DES CRISES ET À ÊTRE BASSE PENDANT UNE LONGUE PÉRIODE AVANT LE DÉBUT DE CELLES-CI⁽¹⁾

(pourcentages, volatilité mensuelle annualisée)



Sources : NBER, Robert Shiller, BNB.

- (1) La volatilité conditionnelle de l'indice S&P 500 est estimée sur la base du modèle GJR-GARCH(1,1,1), avec distribution Student. Le NBER identifie 29 récessions économiques aux États-Unis depuis 1871. Les six dates également identifiées par Jordà *et al.* (2016) sont celles de crises financières systémiques.
- (2) Le nombre de mois suivant (précédant) le début d'une récession économique est limité à la fin de la récession (précédente). Pour la récession commençant en mai 1937, seuls 29 mois sont pris en compte (depuis janvier 1935), afin d'exclure la volatilité due à la Grande Dépression. Pour la récession commençant en février 1945, seuls 13 mois sont pris en compte (depuis janvier 1944), afin d'exclure la volatilité due à la guerre. Pour la récession commençant en juillet 1990, la volatilité due au Black Monday (19 octobre 1987) n'est pas prise en compte. Pour la récession commençant en octobre 1873, seuls 32 mois sont pris en compte (début de l'échantillon). Selon le NBER, la durée moyenne d'une récession est de 17,2 mois

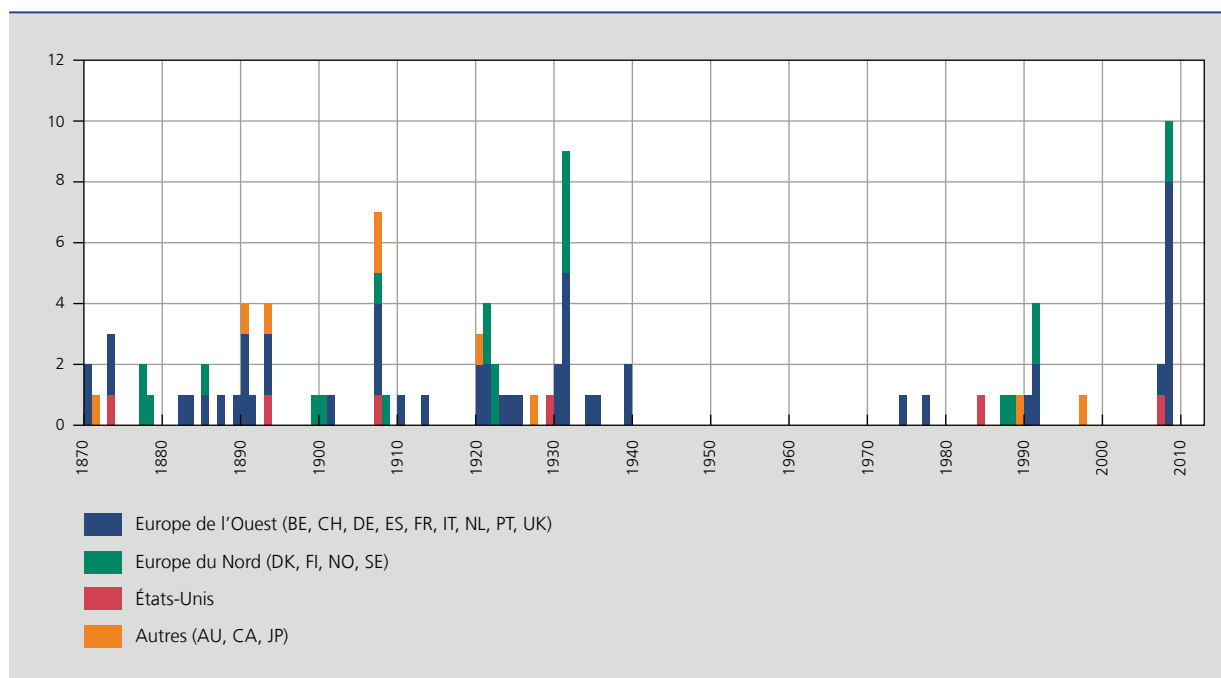
Ces données indiquent clairement que la volatilité de l'indice S&P 500 tend à augmenter lors des crises (cf. graphique 3). La volatilité atteint typiquement des niveaux plus élevés dans le cas d'une crise financière systémique que dans celui d'une récession économique. Cependant, il y a lieu de noter que la volatilité s'accroît généralement *après* le début d'une crise. Sur la base de ce constat, il semble donc que les hausses de la volatilité ne soient généralement pas à l'origine des récessions économiques ou des crises financières systémiques. Elles semblent plutôt coïncider avec, et potentiellement accentuer, les crises.

En revanche, il apparaît nettement que les crises sont typiquement précédées de longues périodes de basse volatilité. Ce résultat est cohérent avec l'hypothèse selon laquelle les périodes prolongées de faible volatilité seraient propices à la prise de risques et mèneraient à des crises. Le reste de cette partie de l'article étudie en particulier la question de l'influence des longues périodes de basse volatilité sur l'émergence des crises en se tournant vers une analyse plus fine basée sur des modèles économétriques.

2.2 Étude fondée sur une base de données historique

Le cas des crises financières systémiques est privilégié parce que ces crises sont généralement plus graves que les récessions économiques classiques et que la volatilité semble alors réagir davantage. La base de données historique de Jordà *et al.* (2016) est une source d'information idéale car elle couvre un grand nombre de pays sur une longue période. Plus précisément, elle regroupe les dates des crises financières systémiques dans 17 économies avancées depuis 1870, pour un total de 90 crises. Les dates des crises retenues sont similaires à celles rapportées par Bordo *et al.* (2001), Laeven et Valencia (2008) et Reinhart et Rogoff (2009). La base de données garantit que les résultats ne souffrent ni d'un manque d'observations (sur les crises financières systémiques en particulier), ni d'un biais vers la dynamique prévalant dans certains pays. Il y a toutefois lieu de noter que les séries macrofinancières disponibles dans cette base de données ne le sont que sur une base annuelle.

GRAPHIQUE 4 PROFIL HISTORIQUE DES CRISES FINANCIÈRES SYSTÉMIQUES



Source : Jordà *et al.* (2016).

Le profil temporel des crises financières systémiques identifiées par Jordà *et al.* (2016) capture clairement les crises financières les plus graves (cf. graphique 4). Lors de la dernière crise, douze économies (sur 17) ont été touchées : les États-Unis et le Royaume-Uni dès 2007 et deux économies d'Europe du Nord et huit d'Europe de l'Ouest à partir de 2008. La base de données identifie également la Grande Dépression américaine amorcée en 1929 (qui a atteint les économies européennes à partir de 1930 ou 1931), la panique bancaire américaine de 1907 qui s'est rapidement propagée aux autres économies avancées, le chaos de la reconstruction européenne à la suite de la Première Guerre mondiale, les crises des banques nordiques et du mécanisme de taux de change européen du début des années 1990, etc.

Prédire l'émergence des crises financières systémiques sur la base de la volatilité des marchés financiers

Avant toutes choses, des estimations de la volatilité réalisée des marchés financiers doivent être extraites des indices boursiers. Étant donné que ces derniers ne sont disponibles qu'annuellement dans la base de données de Jordà *et al.* (2016), il n'est pas possible d'estimer la volatilité réalisée sur une année comme étant l'écart type des rendements (mensuels par exemple). On recourt donc à la méthode de Schwert (1989), dont l'approche consiste à régresser les rendements boursiers annuels sur leurs propres retards, à extraire les résidus de cette régression et à estimer la volatilité réalisée annuelle comme la valeur absolue des résidus.

Dès lors que les données ne sont disponibles que sur une base annuelle, les estimations de la volatilité sont lissées (à l'aide d'une moyenne mobile centrée sur trois ans) afin d'éviter les valeurs aberrantes. Les estimations de la volatilité sont ensuite séparées en une tendance de long terme et en une composante cyclique en utilisant la méthode de Hamilton (2017), qui consiste à calculer la tendance comme la projection de la volatilité sur ses propres retards (tandis que la composante cyclique est obtenue par la différence)⁽¹⁾.

(1) Que ce soit pour la méthode de Schwert ou pour celle de Hamilton, un modèle autorégressif d'ordre deux est préconisé par des tests *t*.

Le modèle logit suivant est estimé en panel :

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

où la variable dépendante, $I_{i,t}^{CFS}$, prend la valeur « 1 » pour marquer la date de début d'une crise financière systémique dans le pays i au moment t , et la valeur « 0 » dans les autres cas. Parmi les variables explicatives, trois mesures de la volatilité sont considérées tour à tour dans le terme Γ . La première est simplement la volatilité réalisée, notée σ . La deuxième est la valeur absolue de la composante cyclique : $|c|$. La troisième fait la distinction entre la composante cyclique positive (c^+), c'est-à-dire lorsque la volatilité est supérieure à sa tendance ou prend la valeur 0, et la composante négative (c^-), c'est-à-dire lorsque la volatilité est inférieure à sa tendance ou prend la valeur 0. Les indices temporels « $t - 1$ à $t - 5$ » indiquent que les variables sont introduites sous la forme d'une moyenne mobile rétrospective sur cinq ans (pour capturer de longues périodes de basse volatilité). Introduire les variables explicatives avec un retard supprime le problème d'endogénéité si on considère que les variables explicatives sont prédéterminées. En outre, plusieurs variables de contrôle

TABLEAU 1 MODÈLE LOGIT⁽¹⁾ : LES LONGUES PÉRIODES DE BASSE VOLATILITÉ SONT ANNONCIATRICES DE CRISES FINANCIÈRES SYSTÉMIQUES

Variable dépendante: $I_{i,t}^{CFS}$	1	2	3	4	5	6
$\sigma_{i,t-1} \text{ à } t-5$	0,78 (1,69)	1,22 (1,78)				
$ c _{i,t-1} \text{ à } t-5$			9,38** (4,55)	10,47* (6,27)		
$c^+_{i,t-1} \text{ à } t-5$					8,53* (4,67)	8,52 (6,03)
$c^-_{i,t-1} \text{ à } t-5$					-12,07* (6,88)	-16,20** (7,52)
$I_{i,t-1}^{CFS}$	-10,57*** (2,00)	-11,34*** (2,24)	-10,47*** (1,98)	-11,24*** (2,25)	-10,51*** (1,98)	-11,24*** (2,27)
$\ln(PIB)_{i,t-1} \text{ à } t-5$		0,43 (0,75)		0,48 (0,86)		0,39 (0,85)
$\text{inflation}_{i,t-1} \text{ à } t-5$		9,30*** (3,57)		9,21*** (3,88)		9,80*** (3,81)
$\Delta \frac{\text{dette publique}}{PIB}_{i,t-1} \text{ à } t-5$		-9,89** (4,05)		-9,48** (4,23)		-9,65** (4,17)
$\frac{\text{compte courant}}{PIB}_{i,t-1} \text{ à } t-5$		-5,96 (3,84)		-5,24 (4,30)		-4,88 (4,38)
$\text{taux intérêt}_{i,t-1} \text{ à } t-5$		0,03 (0,05)		0,05 (0,05)		0,05 (0,05)
Nombre d'observations	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
Effets marginaux						
$\sigma_{i,t-1} \text{ à } t-5$	0,03 (0,07)	0,05 (0,07)				
$ c _{i,t-1} \text{ à } t-5$			0,41** (0,19)	0,43* (0,26)		
$c^+_{i,t-1} \text{ à } t-5$					0,37* (0,20)	0,35 (0,25)
$c^-_{i,t-1} \text{ à } t-5$					-0,52* (0,30)	-0,66** (0,31)

Sources: Jordà et al. (2016) BNB.

(1) Modèle logit estimé en panel sur la période 1870-2013. Les variables explicatives sont incluses sous la forme de leur moyenne mobile rétrospective sur cinq ans. Les erreurs types robustes sont rapportées entre parenthèses. Des effets fixes sont inclus par décennie et par pays. Les intervalles de confiance de 90, 95 et 99 % qui n'incluent pas 0 sont respectivement indiqués par un, deux ou trois astérisque(s).

sont incluses dans le modèle (vecteur X) afin d'essayer de tenir compte de l'environnement macroéconomique. On y trouve le (logarithme du) PIB réel par habitant, l'inflation, la variation du ratio de la dette publique sur le PIB, le ratio du compte courant sur le PIB et le taux d'intérêt réel à court terme. Les éléments v_t et η_i représentent respectivement des effets fixes par décennie et par pays; $\epsilon_{i,t}$ correspond au terme d'erreur.

L'estimation du premier modèle indique que la volatilité des indices boursiers en tant que telle n'a pas de pouvoir explicatif pour l'émergence de crises financières systémiques (cf. tableau 1). L'effet d'une variation du niveau de la volatilité n'est pas statistiquement significatif (pour un intervalle de confiance de 90 %), qu'on prenne ou non en compte les variables de contrôle. En revanche, la valeur absolue de la composante cyclique de la volatilité semble avoir un pouvoir prédictif. Il apparaît donc qu'une déviation de la volatilité de sa tendance, quelle que soit la direction de celle-ci, augmenterait les risques d'une crise financière systémique.

La distinction entre les composantes cycliques positive et négative permet de réaliser que la direction de la déviation de la volatilité par rapport à sa tendance est importante. D'une part, les résultats indiquent que la composante cyclique positive de la volatilité n'a pas de pouvoir prédictif prononcé pour l'émergence de crises systémiques puisque l'intervalle de confiance de 90 % du coefficient inclut 0 lorsqu'on contrôle pour l'environnement macroéconomique. D'autre part, la composante cyclique négative ressort clairement comme significative, même lorsque les variables de contrôle sont incluses dans le modèle. Ce résultat est précisément la conclusion principale de Danielsson *et al.* (2018)⁽¹⁾. Selon l'effet marginal estimé, une diminution de la composante cyclique négative de la volatilité de 1 point de pourcentage augmente la probabilité d'une crise financière systémique de 0,66 point de pourcentage, toutes autres choses étant égales par ailleurs.

La base de données historique de Jordà *et al.* (2016) permet de mettre davantage l'hypothèse de Minsky à l'épreuve. Il est démontré dans un premier temps que les périodes de basse volatilité associées à des bulles sur le marché des actions sont annonciatrices de récessions économiques plus graves et plus longues. Dans un deuxième temps, les périodes de basse volatilité sont reliées aux périodes de boom du crédit.

Le profil des récessions économiques associées à différents niveaux de volatilité des marchés

Selon le schéma décrit par Minsky (1977), les prix des actifs financiers pourraient fortement augmenter durant les périodes de stabilité financière. Si tel est le cas, ce renchérissement pourrait être la matérialisation d'un optimisme débordant et d'une prise de risques accrue qui pourraient bien se retourner contre l'économie à plus long terme.

Afin de tester cette hypothèse, une stratégie d'identification des bulles sur le marché des actions est nécessaire. Celle utilisée dans le présent article est similaire à la méthodologie de Jordà *et al.* (2015). Deux signaux doivent être émis. Le premier est un signal de surévaluation produit lorsqu'un indice boursier dépasse significativement sa tendance de long terme estimée à l'aide du filtre de Hodrick-Prescott⁽²⁾. Le deuxième est un signal de correction: l'indice doit diminuer d'au moins 15 % en trois ans. Une bulle est identifiée à une date donnée si: (1) un signal de surévaluation est émis à cette date et (2) un signal de correction est émis à cette date ou durant les trois années précédentes.

Le modèle appréhende l'impact des périodes de basse volatilité sur la croissance du PIB réel par habitant lors des récessions économiques. Il s'apparente à une projection locale telle que décrite par Jordà (2005). Les années de récession économique sont simplement identifiées comme les années durant lesquelles le PIB a baissé⁽³⁾. Le modèle estimé est le suivant:

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

où $y_{i,t(p)}$ est le logarithme du PIB du pays i durant l'année t associé au pic p , soit le moment où le PIB atteint un maximum avant de baisser pendant au moins une année. Le terme $\Delta_h y_{i,t(p)}$ correspond à la variation (en pourcentage)

(1) Ce résultat résiste à de nombreux tests de robustesse (Danielsson *et al.*, 2018).

(2) La composante cyclique de l'indice doit être supérieure à une fois son écart type. Paramètre de lissage de 100 (données annuelles).

(3) La fréquence des données étant annuelle, cette stratégie d'identification des récessions économiques correspond à l'algorithme de Bry et Boschan (1971). En outre, une suite d'années durant lesquelles le PIB baisse de manière continue n'est considérée que comme une seule récession. Il en va de même si la suite n'est interrompue que pendant une année.

du PIB cumulée pendant $h = 1, 2, \dots, 5$ année(s) après le début d'une récession. Les D_i représentent les effets fixes de 16 (des $I = 17$) économies avancées, et μ_h l'effet fixe des États-Unis qui servent de référence pour estimer la trajectoire typique du PIB lors d'une récession. Les termes δ^{basse} , $\delta^{normale}$ et $\delta^{élevée}$ sont des variables muettes (*dummy variables*) qui indiquent quand la volatilité est basse, normale ou élevée. La variable δ^{basse} prend la valeur 1 lorsque la (moyenne sur cinq ans de la) composante cyclique négative de la volatilité est inférieure à sa moyenne. À l'inverse, la variable $\delta^{élevée}$ prend la valeur 1 lorsque les composantes cycliques positive et négative sont supérieures à leur moyenne. La variable $\delta^{élevée}$ prend la valeur 1 chaque fois que ni δ^{basse} ni $\delta^{normale}$ ne sont égales à 1. En raison de leur colinéarité, ces trois variables ne peuvent donc pas être introduites simultanément dans le modèle. Dès lors, seules δ^{basse} et $\delta^{normale}$ sont présentes. En revanche, elles peuvent être introduites simultanément si elles sont combinées à la variable muette indicatrice d'une bulle sur le marché des actions. Le terme $d_{i,t(p)}$ indique si oui ou non l'année $t(p)$ dans le pays i est associée à une bulle. Le vecteur X contient les mêmes variables de contrôle que précédemment (à l'exception du PIB qui est maintenant la variable expliquée).

Les résultats montrent qu'une récession économique typique implique une diminution du PIB de l'ordre de 2% la première année (cf. la ligne du terme μ_h dans le tableau 2). La deuxième année, le PIB croît à nouveau mais ne récupère pas totalement les pertes subies la première année (notons toutefois que μ_h n'est pas statistiquement différent de 0 la deuxième année). Le PIB passe au-dessus du niveau du précédent pic la troisième année et continue de grimper par la suite.

Les périodes de basse volatilité en tant que telles, désignée par le terme $\delta_{i,t(p)}^{basse}$, ne semblent pas aggraver ou prolonger les récessions économiques : le coefficient de la variable est (négatif et) significatif pour la deuxième année seulement, et la significativité disparaît lorsque les variables de contrôle sont incluses dans le modèle. Cependant, les périodes de basse volatilité associées à des bulles financières sont annonciatrices de récessions économiques aggravées et prolongées : les coefficients du terme d'interaction $d_{i,t(p)}\delta_{i,t(p)}^{basse}$ sont souvent significatifs, même lorsque les variables macroéconomiques sont incluses dans le modèle. Ces résultats tiennent probablement au fait qu'un environnement de basse volatilité n'a d'effets négatifs majeurs pour l'économie réelle que lorsqu'il donne lieu à un optimisme ou à une prise de risques accrue qui se manifeste par exemple par une hausse sensible du prix des actions⁽¹⁾.

La trajectoire typique du PIB lorsqu'une récession se manifeste dans un contexte de basse volatilité et de bulle financière est illustrée au graphique 5. Les lignes bleues représentent le coefficient μ_h et l'intervalle de confiance de 68% autour de ce coefficient (un intervalle de confiance standard pour des projections locales). Les lignes rouges représentent la somme du coefficient μ_h et du coefficient de la variable $d_{i,t(p)}\delta_{i,t(p)}^{basse}$ indicatrice d'une volatilité basse associée à une bulle financière. Le PIB ne diminue pas clairement plus fortement la première année, mais il récupère les pertes plus lentement. En se concentrant sur les résultats tenant compte des variables de contrôle, le PIB continue même de se replier la deuxième année pour se situer environ 3% en deçà du niveau du pic précédent. Le PIB se stabilise ensuite la troisième année, et il ne commence à augmenter qu'à partir de la quatrième année.

Vu le manque de significativité de la variable $\delta_{i,t(p)}^{élevée}$, une volatilité élevée précédant une récession ne semble pas particulièrement aggraver celle-ci. Néanmoins, une volatilité supérieure à la normale semble prédire une baisse du PIB plus prononcée au début d'une récession. Ce résultat pourrait être dû à la fréquence annuelle des données, qui a tendance à avancer légèrement les dates de début des augmentations de la volatilité par rapport à celles des récessions car les hausses de la volatilité peuvent être soudaines et conséquentes⁽²⁾. En outre, les variables d'interaction $d_{i,t(p)}\delta_{i,t(p)}^{élevée}$ et $d_{i,t(p)}\delta_{i,t(p)}^{normale}$ ne sont pas significatives, ce qui indique que seules les bulles financières accompagnées d'une volatilité basse sont un signe fiable d'une prise de risques excessive qui pourrait, in fine, être préjudiciable à l'économie réelle.

En résumé, les périodes de basse volatilité peuvent s'avérer nuisibles pour l'économie réelle lorsqu'elles se traduisent par un optimisme généralisé et/ou une prise de risques accrue menant par exemple à une bulle financière. Mais un optimisme généralisé et une prise de risques accrue peuvent aussi se matérialiser d'autres manières, notamment, comme l'avance Minsky, par une expansion démesurée du crédit et de l'endettement. En fait, Jordà *et al.* (2015) ont déjà montré dans

(1) Les résultats résistent à de nombreux tests de robustesse, notamment concernant les périodes historiques prises en compte. Ces tests ne sont pas détaillés pour des raisons de concision. De manière similaire à Jordà *et al.* (2015), les résultats présentés sont rationalisés en tenant compte des développements économiques particuliers observés dans certains pays pendant les deux guerres mondiales.

(2) Par exemple, une augmentation de la volatilité et une diminution du PIB peuvent se manifester à la fin de l'année t . Si la hausse de la volatilité est suffisamment brusque, l'année t sera considérée comme une année de volatilité élevée. En revanche, si la baisse du PIB est relativement graduelle, l'année t pourrait ne pas être vue comme une année de récession tandis que l'année $t+1$ pourrait l'être.

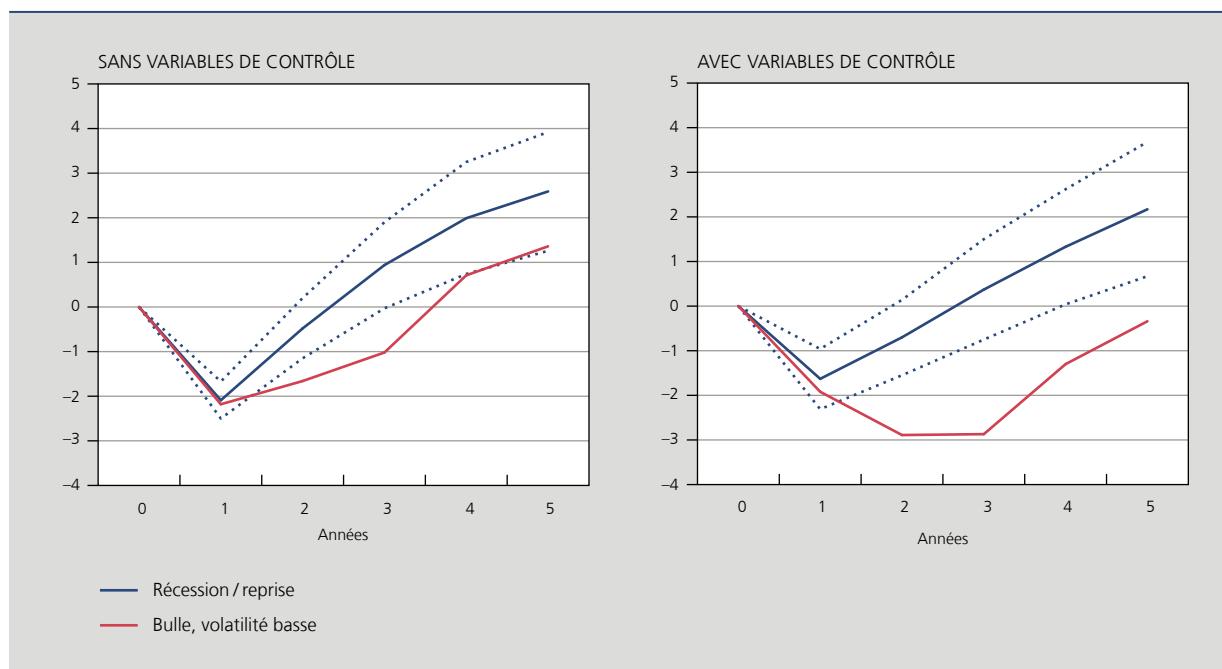
TABLEAU 2 PROJECTIONS LOCALES⁽¹⁾: LES PÉRIODES DE BASSE VOLATILITÉ ASSOCIÉES À DES BULLES FINANCIÈRES SONT ANNONCIATRICES DE RÉCESSIONS ÉCONOMIQUES AGGRAVÉES ET PROLONGÉES

Variable dépendante: $\Delta_n y_{i,t(p)}$	Année					Année				
	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)
$\delta_{i,t(p)}^{basse}$	-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)
$\delta_{i,t(p)}^{élevée}$	-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)
$d_{i,t(p)} \delta_{i,t(p)}^{basse}$	-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)
$d_{i,t(p)} \delta_{i,t(p)}^{normale}$	-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)
$d_{i,t(p)} \delta_{i,t(p)}^{élevée}$	-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)
Variables de contrôle	Non	Non	Non	Non	Non	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Nombre d'observations ..	288	280	269	265	264	230	227	216	212	211

Sources: Jordà *et al.* (2016), BNB.

(1) Modèle estimé en panel sur la période 1870-2013. Les erreurs types robustes sont rapportées entre parenthèses. Les intervalles de confiance de 68, 90 et 95 % qui n'incluent pas 0 sont respectivement indiqués par un, deux ou trois astérisques(s).

GRAPHIQUE 5 PROJECTIONS LOCALES: TAUX DE CROISSANCE CUMULÉE DU PIB LORS D'UNE RÉCESSION ÉCONOMIQUE (pourcentages, intervalles de confiance de 68 %)



Sources: Jordà *et al.* (2016), BNB.

un exercice similaire qu'une forte croissance du crédit couplée à une bulle sur le marché des actions et (surtout) sur le marché immobilier aggrave et prolonge les récessions économiques. Ces résultats suggèrent donc un lien entre les périodes de basse volatilité et de boom du crédit (cf. sous-section suivante).

Le lien entre les périodes de basse volatilité et de boom du crédit

La base de données de Jordà *et al.* (2016) inclut les encours de crédits bancaires accordés au secteur privé non financier. Ces séries permettent d'estimer un modèle similaire à celui de Danielsson *et al.* (2018) qui relie l'écart crédit/PIB (*credit-to-GDP gap*) à plusieurs variables macroéconomiques. L'écart crédit/PIB est la différence entre le ratio crédit/PIB et sa tendance de long terme⁽¹⁾. Plus précisément, le modèle de Danielsson *et al.* (2018) régresse la composante positive de l'écart crédit/PIB sur les composantes cycliques de la volatilité et sur plusieurs variables de contrôle.

Le modèle est estimé quatre fois, en considérant des périodes et des pays différents (cf. tableau 3). Les deux premières estimations – avec et sans variables de contrôle – considèrent les séries de crédits les plus longues, soit les séries qui commencent en 1880, pour dix des 17 économies avancées reprises dans l'échantillon (le Canada, le Danemark, les États-Unis, la Finlande, l'Italie, le Japon, la Norvège, le Royaume-Uni, la Suède et la Suisse). Les deux autres estimations considèrent les séries de crédits à partir de 1950 pour toutes les économies avancées (y compris l'Allemagne, l'Australie, la Belgique, l'Espagne, la France, les Pays-Bas et le Portugal). Les résultats des quatre estimations sont semblables : l'effet d'une période prolongée de basse volatilité est statistiquement significatif, tandis que celui d'une période prolongée de forte volatilité ne l'est pas. Lorsque l'écart crédit/PIB est positif, une baisse de la composante de basse volatilité des marchés de 1 point de pourcentage augmenterait, toutes autres choses étant égales par ailleurs, l'écart crédit/PIB d'entre 15 et 21 points de base du PIB (selon les pays et la période considérés). D'après ces résultats, les périodes de basse volatilité stimulent donc l'octroi de crédits.

Ces résultats sont importants car les variables de crédit telles que l'écart crédit/PIB sont en pratique largement utilisées comme des indicateurs d'alerte précoce (*early warning indicators*) des crises financières à venir. Ces variables de crédit obtiennent en général les meilleurs scores en termes d'« aire sous la courbe » (ASC). Il s'agit d'une statistique mesurant la fiabilité des signaux émis par une ou plusieurs variable(s) en combinant les prédictions correctes et les erreurs des signaux. Cette statistique peut également être calculée pour des indicateurs de basse volatilité. Si l'ASC était égale à (c'est-à-dire non statistiquement différente de) 50 %, cela signifierait que les signaux donnés par les indicateurs de basse volatilité seraient aussi aléatoires que ceux obtenus en jouant à pile ou face. Si l'ASC valait 100 %, les signaux prédiraient parfaitement les crises (et l'absence de celles-ci).

Le modèle logit introduit plus haut sert de référence. L'ASC du modèle incluant seulement les variables de contrôle et les effets fixes est égale à 75,83 %. Si on prend également en compte la composante positive de l'écart crédit/PIB, calculée à l'aide de la méthode de Hamilton (2017) pour une estimation (quasiment) en temps réel similaire à celle de la composante cyclique de la volatilité⁽²⁾, l'ASC s'accroît significativement pour atteindre 79,69 %. Ce résultat prouve que l'écart crédit/PIB est fiable en tant qu'indicateur d'alerte précoce et qu'il est cohérent avec les estimations de Jordà *et al.* (2012). Ajouter la composante cyclique négative de la volatilité au modèle comprenant déjà la variable de crédit augmente légèrement l'ASC, qui passe à 80,02 %⁽³⁾. À la lumière de ce résultat, il n'apparaît donc pas clairement que suivre la volatilité des marchés financiers en plus des développements en matière de crédit permette de mieux anticiper les crises financières systémiques. Ce résultat peut en partie s'expliquer puisqu'il a été montré que les périodes prolongées de basse volatilité tendent à engendrer un élargissement de l'écart de crédit. Par ailleurs, il semble moins probable qu'une crise émerge après une période de basse volatilité si celle-ci ne s'accompagne pas de développements excessifs en matière de crédit. Ce résultat doit toutefois faire l'objet de davantage d'analyses (dans le cadre d'un travail de recherche futur). Danielsson *et al.* (2018) estiment par exemple que le fait d'ajouter leur mesure de basse volatilité à l'écart de crédit amplifie significativement l'ASC de leur modèle logit. En outre, il se pourrait que les signaux émis par les indicateurs de basse volatilité précèdent ceux des variables de crédit qu'ils pourraient ainsi compléter.

(1) La tendance de long terme du ratio crédit/PIB est estimée à l'aide d'un filtre de Hodrick-Prescott avec un paramètre de lissage égal à 100 (données annuelles).

(2) Comme préconisé par Hamilton (2017), un modèle autorégressif d'ordre quatre est utilisé pour prévoir le ratio crédit/PIB à un horizon de cinq ans. Les coefficients sont estimés en tenant compte de l'ensemble de l'échantillon.

(3) On obtient un résultat similaire si on remplace l'écart de crédit par l'indicateur de bulle financière. Un indicateur de bulle financière en temps réel devrait en principe être développé, mais, par souci de brièveté, l'indicateur présenté dans la partie précédente de l'article (qui n'est pas calculé en temps réel) est conservé. Le modèle logit simple avec l'indicateur de bulle financière donne une ASC de 77,92 %, et ajouter la composante cyclique négative de la volatilité ne fait grimper l'ASC qu'à 78,11 %.

TABLEAU 3 LES PÉRIODES DE BASSE VOLATILITÉ STIMULENT L'OCTROI DE CRÉDIT⁽¹⁾

Variable dépendante: $\text{écart crédit}/\text{PIB}_{i,t}^+$	Données depuis 1880 pour dix pays	Données depuis 1880 pour dix pays	Données depuis 1950 pour 17 pays	Données depuis 1950 pour 17 pays
$C_{i,t-1}^+$ à $t-5$	0,19 (4,62)	11,11 (6,35)	6,53 (6,35)	10,46 (6,71)
$C_{i,t-1}^-$ à $t-5$	-15,06** (6,27)	-18,02* (9,29)	-16,00* (8,59)	-21,20** (8,95)
$\text{écart crédit}/\text{PIB}_{i,t-1}^+$ à $t-5$	0,27*** (0,07)	0,22** (0,07)	0,38*** (0,08)	0,34*** (0,06)
$\ln(\text{PIB})_{i,t-1}$ à $t-5$		1,43 (0,87)		2,29** (1,00)
$\text{inflation}_{i,t-1}$ à $t-5$		-4,82* (2,06)		-14,00** (5,10)
$\Delta \frac{\text{dette publique}}{\text{PIB}}_{i,t-1}$ à $t-5$		-7,34 (4,82)		-22,69** (9,52)
$\frac{\text{compte courant}}{\text{PIB}}_{i,t-1}$ à $t-5$		-11,88** (4,00)		-15,20* (7,73)
$\text{taux intérêt}_{i,t-1}$ à $t-5$		0,04 (0,02)		0,08 (0,07)
Nombre d'observations	956	815	986	963
R ²	0,13	0,16	0,12	0,14

Sources: Jordà *et al.* (2016), BNB.

(1) Modèle estimé en panel. Les erreurs types robustes sont rapportées entre parenthèses. L'écart crédit/PIB est la différence entre le ratio crédit/PIB et sa tendance de long terme estimée à l'aide du filtre de Hodrick-Prescott avec un paramètre de lissage égal à 100 (données annuelles). Les intervalles de confiance de 90, 95 et 99 % qui n'incluent pas 0 sont respectivement indiqués par un, deux ou trois astérisque(s).

3. La situation actuelle dans la zone euro

La situation actuelle est analysée sous trois angles: la volatilité des marchés financiers, la matérialisation potentielle d'une prise de risques excessive – en termes de prix des actifs financiers et de développements en matière de crédit – et les effets de la politique monétaire.

La volatilité des marchés financiers

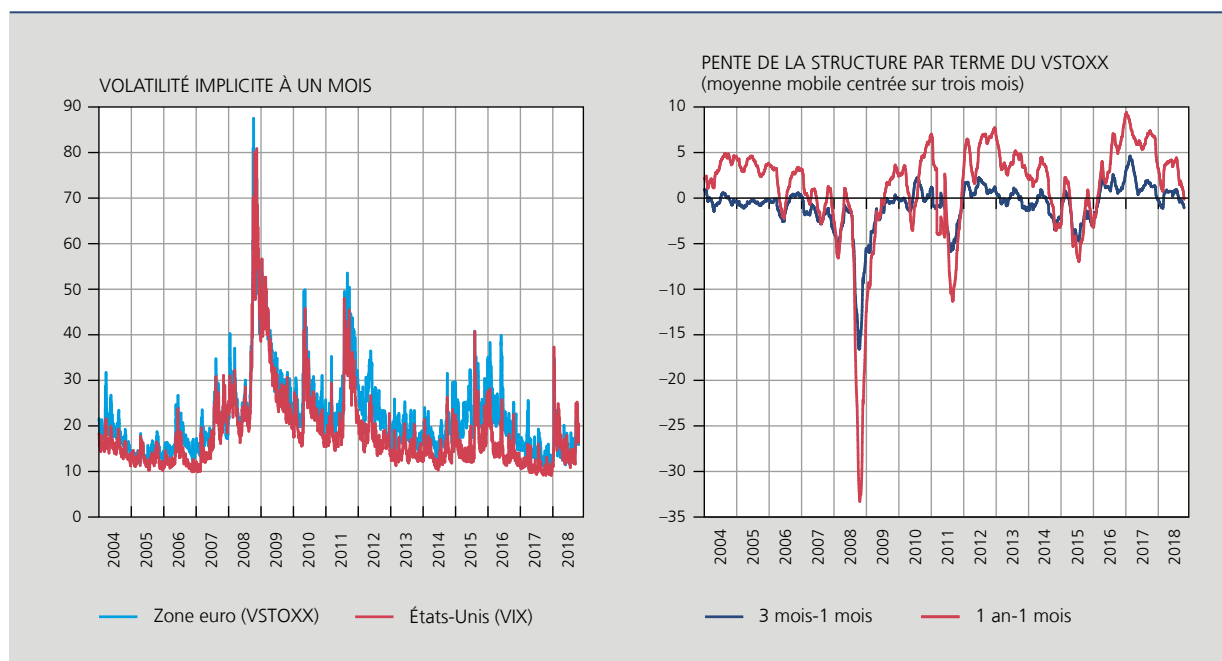
Évaluant de concert avec les mesures de la volatilité américaines, la volatilité des marchés boursiers de la zone euro a commencé à diminuer après le vote sur le brexit organisé à la mi-2016 (cf. graphique 6). L'indice VSTOXX à un mois – qui mesure la volatilité implicite de l'indice Euro Stoxx 50 – s'établissait à 10 % à la fin de 2017, soit un niveau comparable à celui d'avant la crise. Cette baisse de la volatilité était probablement en partie due à la bonne conjoncture économique du moment et à l'orientation résolument accommodante de la politique monétaire (cf. aussi ECB, 2017).

En février 2018, cependant, la volatilité des marchés a soudainement augmenté après la publication de chiffres relatifs à l'inflation et à l'emploi aux États-Unis. Ces chiffres ont donné à penser que la Fed pourrait normaliser sa politique monétaire plus rapidement que prévu, ce qui a provoqué une chute des indices boursiers. Les indices VIX et VSTOXX à un mois ont bondi à respectivement 40 et 30 %. Dans les semaines qui ont suivi, ces indices ont graduellement diminué pour retomber à 12 % en mai. Cet épisode semble donc faire partie de la composante de haute fréquence de la volatilité, c'est-à-dire une hausse de la volatilité (presque) imprévisible et sans conséquence majeure pour l'économie réelle.

En octobre 2018, une nouvelle correction s'est produite sur les marchés boursiers et la volatilité a à nouveau grimpé – les indices VIX et VSTOXX à un mois ont atteint 21 et 25 %. Cet événement indique que les marchés restent particulièrement réactifs aux annonces spécifiques dans un contexte de redressement de la fourchette du taux directeur de la Fed, de baisse des achats nets d'actifs par la BCE, de tensions commerciales et politiques (brexit, Italie)

GRAPHIQUE 6 VOLATILITÉ DES MARCHÉS BOURSERS : CHANGEMENT DE DYNAMIQUE EN 2018 ?

(pourcentages, volatilité annualisée)



Source : Thomson Reuters.

et de publication de données macroéconomiques légèrement décevantes. À la mi-novembre, la volatilité avait pourtant déjà légèrement décliné (16 % pour le VSTOXX et 17 % pour le VIX). Au moment de la rédaction de cet article, il était toutefois trop tôt pour juger de la durée de cet épisode de volatilité. En conséquence, il ne faut pas exclure que l'année 2018 marque la transition entre des marchés boursiers relativement tranquilles et des marchés plus agités.

La dynamique de la volatilité des marchés décrite ci-dessus se reflète dans la structure par terme des indices VSTOXX. À la fin de 2017, alors que la volatilité des marchés était basse et les primes de risque généralement faibles, la pente positive de la structure par terme des indices VSTOXX reflétait vraisemblablement des attentes d'accroissement de la volatilité. En 2018, après la correction survenue sur les marchés boursiers en octobre et compte tenu de la hausse abrupte des indices VSTOXX à courte maturité et de la relative stabilité des indices à plus longue maturité, cette structure par terme s'est aplatie, ce qui indique que les marchés n'anticipent probablement pas que les indices VSTOXX à courte maturité continuent d'augmenter dans les mois qui viennent.

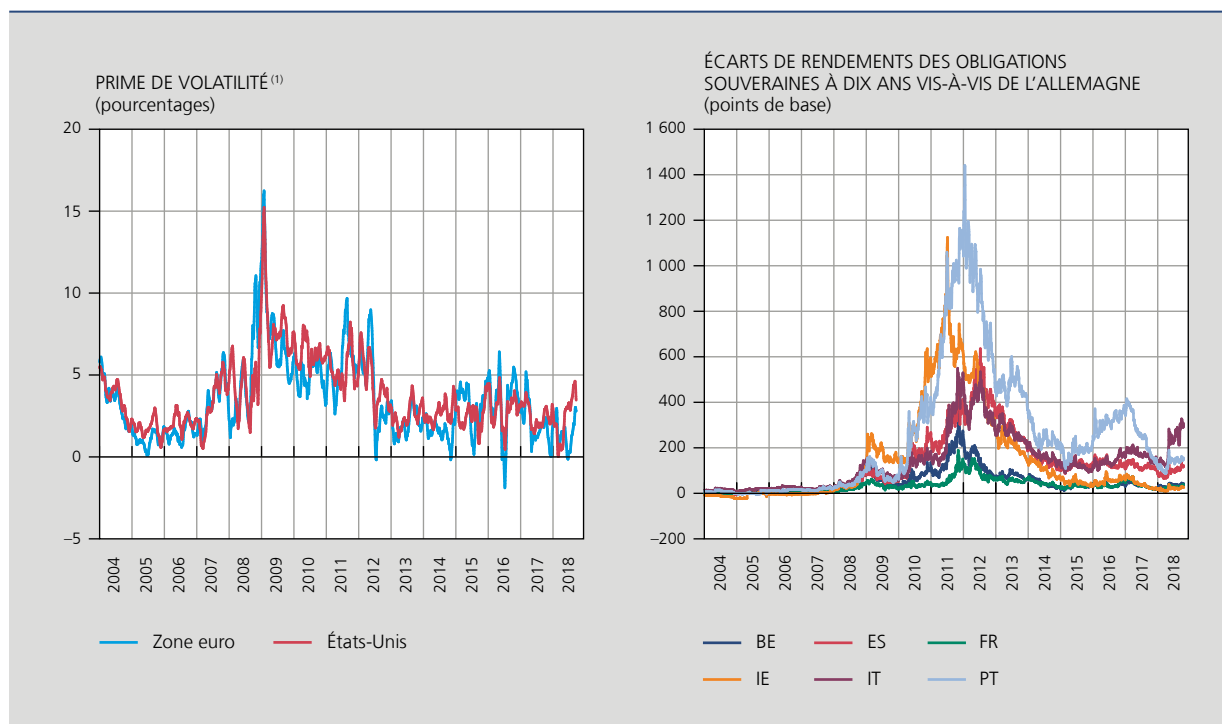
Les primes de risque pour la volatilité – ou primes de volatilité – semblent transiter en 2018 vers des valeurs plus élevées (cf. graphique 7). Ces primes sont calculées comme la différence entre la volatilité implicite et une prévision de la volatilité réalisée. Elles doivent être estimées sur la base d'un modèle de prévision dont le choix peut faire varier les estimations, ce qui complique l'interprétation de leurs évolutions. De manière générale, les primes de volatilité sont positives car les investisseurs envisagent typiquement une volatilité supérieure à leur prévision lorsqu'ils fixent un prix pour un actif dérivé afin de ne pas prendre le risque que leur prévision ne sous-estime la volatilité réalisée (aversion pour le risque). Cela dit, selon le modèle utilisé dans cet article, les primes de volatilité étaient presque nulles à la fin de 2017. En 2018, toutefois, les primes de volatilité semblent renouer avec des valeurs plus positives. Des primes de volatilité plus élevées pourraient être le signe d'une méfiance accrue des investisseurs.

D'autres mesures de primes de risques, non basées sur des modèles, ont eu tendance à progresser en 2018. Les écarts de taux souverains vis-à-vis de l'Allemagne, par exemple, se sont légèrement creusés en périphérie de la zone euro en février 2018 à la suite des remous sur les marchés financiers. L'écart de taux italien s'est plus franchement élargi en mai 2018 après la formation d'un nouveau gouvernement, ce qui s'est en partie répercuté sur certains autres écarts

de taux. De manière similaire, les primes des contrats d'échange sur défaut sur les obligations bancaires et souveraines et les écarts de taux sur les obligations d'entreprise sont également en hausse en 2018.

Bien que les primes de volatilité et certaines autres primes de risque paraissent en augmentation en 2018, il est prudent de considérer que l'environnement de basse volatilité, et donc de prise de risques, puisse toujours être d'actualité. La volatilité implicite était encore particulièrement faible avant son accélération soudaine en octobre 2018, qui pourrait ne pas durer. Il convient donc d'analyser des indicateurs de matérialisation d'optimisme et de prise de risques excessifs.

GRAPHIQUE 7 HAUSSE DES PRIMES DE RISQUE EN 2018



Sources : Thomson Reuters, BNB.

(1) Les prévisions de volatilité des indices S&P 500 et Euro Stoxx 50 réalisées sur 22 jours sont basées sur un modèle similaire au modèle huit de Bekaert et Hoerova (2014). Ce modèle prédit la volatilité réalisée sur la base de trois variables retardées d'un mois : la volatilité réalisée et les moyennes de la volatilité réalisée respectivement sur une semaine et sur un mois. Les primes sont obtenues en soustrayant les prévisions de volatilité réalisée du VIX/VSTOXX à un mois et sont lissées à l'aide d'une moyenne mobile centrée sur 45 jours.

Prix des actifs et développements en matière de crédit

Il n'est pas possible de calculer l'indicateur de bulle financière dont question dans la partie précédente car celui-ci n'est pas disponible en temps réel. Il n'est en effet pas possible de deviner si les indices boursiers vont se contracter d'au moins 15 % d'ici trois ans. En revanche, d'autres indicateurs souvent utilisés pour évaluer le prix des actifs sont facilement calculables. Aux États-Unis, on a par exemple observé une certaine divergence entre le prix des actions et les bénéfices engrangés par les entreprises ces dernières années. Le ratio cours/bénéfices du S&P 500 est passé de 15 en 2012 à 24 en 2018 du fait de la croissance relativement lente des bénéfices des entreprises. Selon Robert Shiller, le ratio cours/bénéfices ajusté au cycle atteint 33 en 2018 (cf. graphique 8). Afin de bien apprécier le niveau (assez haut) de ce ratio, il faut se rendre compte qu'il est comparable à celui de 1929, soit juste avant la Grande Dépression. Dans la zone euro, la divergence entre le prix des actions et les bénéfices durant la période de reprise qui a suivi la crise n'a pas été aussi marquée. Le ratio cours/bénéfices de l'Euro Stoxx 50 a même légèrement diminué ces dernières années pour revenir à 15 en 2018, tandis que le ratio ajusté au cycle se situe à 16.

Outre les prix des actions, les prix des obligations souveraines et d'entreprise se situent en général à des niveaux élevés en 2018. Il s'agit en grande partie de la conséquence de la baisse des taux de politique monétaire et des achats d'actifs par les banques centrales pour soutenir l'inflation et l'activité économique à la suite de la crise financière.

GRAPHIQUE 8 LES RATIOS COURS/BÉNÉFICES AJUSTÉS AU CYCLE ONT AUGMENTÉ AUX ÉTATS-UNIS ET DANS LA ZONE EURO DEPUIS LA DERNIÈRE CRISE FINANCIÈRE⁽¹⁾



Sources : Robert Shiller, Thomson Reuters, BNB.

(1) Les ratios cours/bénéfices ajustés au cycle sont calculés comme les prix réels des actions divisés par la moyenne sur dix ans des bénéfices réels.

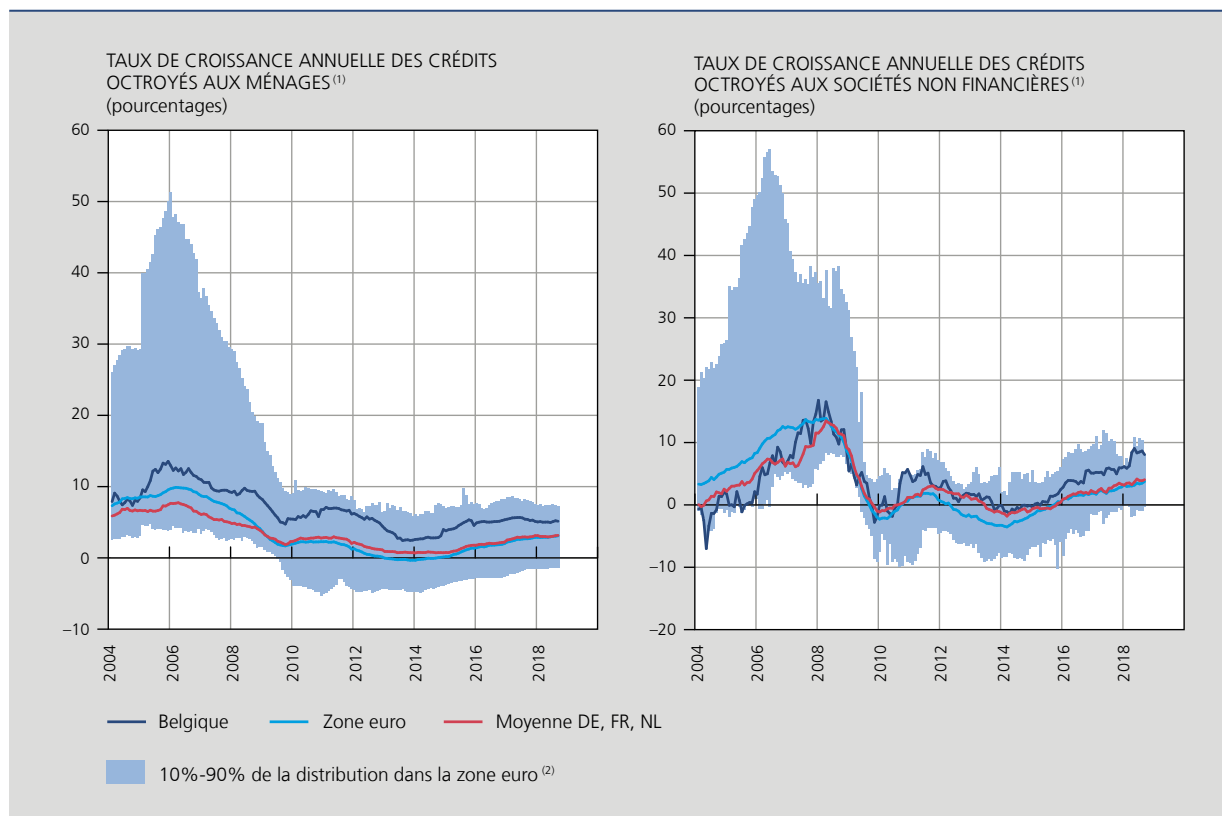
Typiquement, le canal bancaire transmet ce repli généralisé des taux aux prêts accordés aux ménages et aux sociétés non financières, ce qui stimule leur demande de crédits et contribue à la relance de l'économie.

Concernant les crédits bancaires, il est frappant de constater que la période antérieure à la crise a été marquée par une progression du crédit relativement élevée dans la zone euro (cf. graphique 9). En 2007, le taux de croissance annuelle moyen avoisinait les 10 % pour les ménages et atteignait 13 % pour les sociétés non financières. En outre, des excès peuvent clairement être identifiés dans certains pays membres. Ainsi par exemple, à la fin de 2005, les taux de croissance des crédits octroyés aux ménages en Estonie, en Irlande et en Slovaquie s'établissaient à, respectivement, 69, 27 et 25 %. La situation était similaire pour les crédits accordés aux sociétés non financières.

Depuis la crise, les développements en matière de crédit se sont de nouveau intensifiés dans la zone euro, même s'ils restent bien plus raisonnables qu'avant la crise. Dans la zone euro, le taux de croissance des crédits aux ménages est passé d'un chiffre légèrement négatif au début de 2014 (-0,3 % en janvier) à +3,1 % en septembre 2018. Sur la même période, le taux de croissance des crédits aux entreprises est passé de -3,3 % à +3,7 %. Une tendance haussière similaire se dégage des statistiques d'écart crédit/PIB.

Cette reprise a beau être en partie due au succès de la transmission de la politique monétaire, il n'en reste pas moins que le renforcement du cycle du crédit dans la zone euro doit faire l'objet d'un suivi rapproché pour éviter un trop-plein de crédits dans certains pays membres. À ce sujet, plusieurs d'entre eux ont décidé, dans le cadre de leur politique macroprudentielle, d'activer un coussin de fonds propres contracyclique. Ce coussin est destiné à être relevé graduellement lorsque les développements en matière de crédit tendent à indiquer une accumulation de risques systémiques. Le but premier du coussin est d'être relâché en cas d'éclatement d'une crise afin de libérer une partie des fonds propres des banques. Mais le coussin peut aussi avoir comme effet secondaire (désirable) de ralentir la croissance du crédit. La flexibilité nationale de la politique macroprudentielle accordée aux États membres peut donc s'avérer précieuse si le cycle du crédit s'accélère au niveau national tandis qu'une politique monétaire accommodante reste nécessaire pour la zone euro dans son ensemble.

GRAPHIQUE 9 LES DÉVELOPPEMENTS EN MATIÈRE DE CRÉDIT S'INTENSIFIENT DANS LA ZONE EURO



Sources : BCE, BNB.

(1) Crédits des banques résidentes au secteur privé non financier résident. Les crédits titrisés sont pris en considération. Pour la Belgique, il est également tenu compte des crédits hypothécaires autrement cédés. Les taux de croissance annuelle sont calculés comme la somme des flux nets de crédits sur douze mois divisée par l'encours de crédit initial.

(2) Les taux de croissance des crédits accordés aux ménages en Lituanie ne sont pas pris en compte avant 2009.

Les nouvelles règles de Bâle III entrées en vigueur depuis la dernière crise financière comprennent davantage de mesures que le coussin de fonds propres contracyclique. Elles intègrent principalement d'autres ratios de capitaux visant à améliorer la solvabilité du secteur bancaire. En conséquence, les effets de levier dans le secteur bancaire de la zone euro se sont globalement affaiblis ces dix dernières années. Ce constat est important car la procyclicité des effets de levier dans le secteur bancaire a été désignée comme un des facteurs responsables de l'aggravation, si pas comme un des instigateurs, de la dernière crise. Adrian et Shin (2014) montrent que le levier bancaire varie en fonction du cycle des affaires et que cette fluctuation constitue un moyen pour les banques d'accroître leurs crédits à l'économie. Danielsson *et al.* (2018) démontrent qu'une période prolongée de faible volatilité peut non seulement stimuler une hausse des crédits à l'économie réelle, mais aussi induire une augmentation du ratio de levier bancaire.

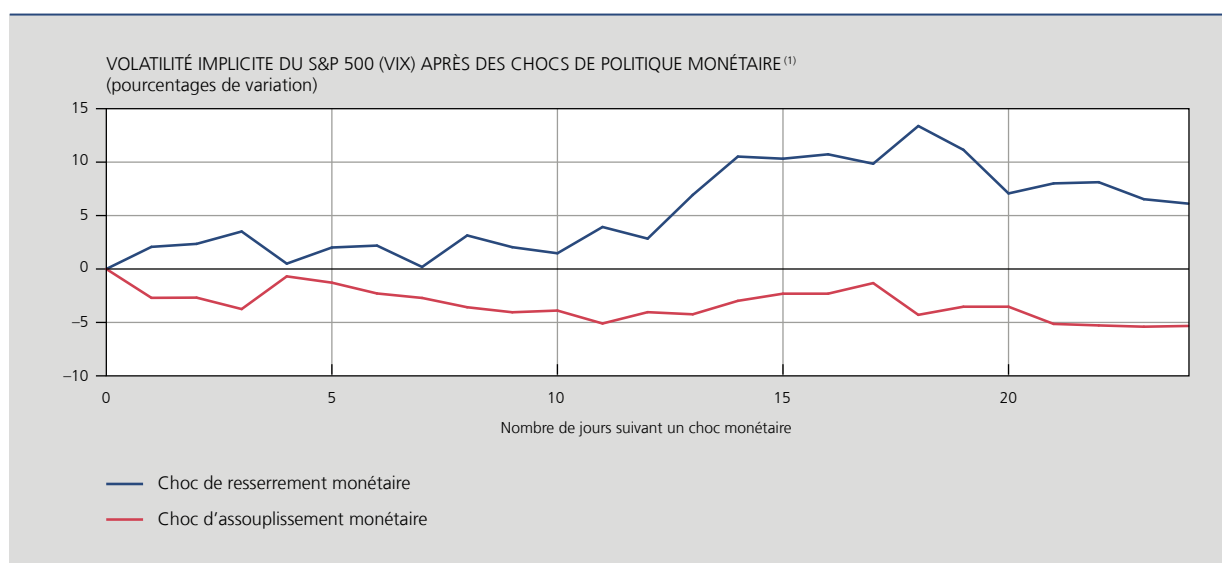
Dès lors, observer une diminution des effets de levier bancaire constitue un signal rassurant pour la politique macroprudentielle en Europe. Il y a toutefois lieu de ne pas perdre de vue que cette tendance baissière ne pourra pas se poursuivre éternellement et qu'elle risque de s'atténuer d'ici la fin de la période d'entrée en vigueur graduelle (*phase-in*) des nouvelles règles de Bâle III. En outre, une partie des risques pourraient être déplacés du secteur bancaire vers un secteur bancaire parallèle (*shadow banking*) soumis à moins d'exigences prudentielles et qui, dès lors, pourrait faire preuve d'un comportement plus procyclique. Selon la définition restreinte du Conseil de stabilité financière, le secteur bancaire parallèle a crû de 14 % entre 2010 et 2016 en termes d'actifs totaux⁽¹⁾.

(1) Somme des actifs totaux en Allemagne, en Belgique, en Espagne, en France, en Italie, en Irlande, au Luxembourg et aux Pays-Bas.

La volatilité des marchés tend à augmenter après des chocs de resserrement monétaire

L'une des caractéristiques de la situation actuelle concerne la dynamique de la politique monétaire. Aux États-Unis, la Fed a entamé la normalisation de sa politique monétaire il y a quelques années déjà et est maintenant sur le point de procéder à un resserrement monétaire. Elle a mis fin à ses achats nets d'actifs en octobre 2014 et a commencé à relever la fourchette du taux des fonds fédéraux en décembre 2015. Dans la zone euro, le Conseil des gouverneurs de la BCE a décidé de mettre un terme à ses achats nets d'actifs en décembre 2018. S'agissant des taux d'intérêt directeurs, le Conseil des gouverneurs a indiqué qu'il s'attend à les garder à leurs niveaux actuels au moins jusqu'à l'été de 2019 mais qu'il devrait pouvoir les relever par la suite si l'inflation dans la zone euro continue de converger vers des niveaux inférieurs à, mais proches de, 2 %.

GRAPHIQUE 10 LA VOLATILITÉ DES MARCHÉS TEND À AUGMENTER APRÈS DES CHOCS DE RESSERREMENT MONÉTAIRE



Source : BNB.

(1) Les chocs sont dérivés de manière similaire à Rogers *et al.* (2014) et BCE (2017). Un choc de resserrement (d'assouplissement) est présumé lorsque, le jour d'une réunion du FOMC, le taux de rendement à l'échéance d'une obligation souveraine américaine à un an augmente (diminue) de plus de deux fois l'écart type de la variation journalière. Données couvrant la période allant de janvier 1990 à octobre 2018.

Dans un tel environnement de retrait progressif du stimulus monétaire, voire de resserrement monétaire aux États-Unis, les expériences passées indiquent qu'une hausse (modérée) de la volatilité est attendue. Cette prévision repose sur l'analyse des effets des réunions du Federal Open Market Committee (FOMC) sur les marchés financiers depuis 1990 (cf. graphique 10). Après un choc de resserrement monétaire, la volatilité implicite du S&P 500 a tendance à augmenter d'un peu plus de 10 % dans les 15 jours qui suivent la réunion. À l'inverse, à la suite d'un choc d'assouplissement monétaire, la volatilité du S&P 500 tend à légèrement diminuer.

À la lumière de ce résultat, il apparaît que la politique monétaire accommodante menée après la crise a contribué au retour du calme sur les marchés financiers. Dans le présent contexte de normalisation, si une augmentation de la volatilité des marchés n'est pas souhaitable, tout ajustement de la politique monétaire devrait être graduel et pouvoir être anticipé autant que possible.

Conclusion

Concernant la relation historique entre la volatilité des marchés financiers et les crises économiques, les résultats économétriques montrent que les périodes prolongées de basse volatilité augurent des crises financières systémiques. Les périodes de basse volatilité semblent alimenter un certain optimisme de la part des agents économiques et les encourager à prendre davantage de risques. Cet optimisme et cette prise de risques accrue peuvent se traduire entre autres par une bulle financière et par un surplus de crédits. L'étude empirique a montré que : (1) les récessions précédées d'une période de basse volatilité couplée à une bulle sur le marché des actions sont plus graves et plus longues que les autres et (2) les longues périodes de basse volatilité stimulent l'octroi de crédits aux ménages et aux sociétés non financières.

Si la prise de risques est excessive, par exemple si la hausse de l'endettement des ménages et des entreprises est trop importante, un choc financier classique tel qu'une remontée des taux d'intérêt pourrait avoir de graves conséquences pour l'économie, notamment si la soutenabilité de la dette est remise en question. Dès lors, si un environnement de basse volatilité règne depuis plusieurs mois/années, une légère et durable augmentation de la volatilité des marchés serait souhaitable si elle permettait aux agents économiques de mieux percevoir les risques macroéconomiques.

Quant à la situation actuelle, il semble prudent de considérer que l'environnement de basse volatilité puisse toujours être d'actualité car l'avivement soudain de la volatilité observé en octobre et en novembre pourrait ne pas perdurer. Si tel est le cas, les prix des actifs financiers et les développements en matière de crédits devraient faire l'objet d'un suivi rapproché dans la mesure où ils témoignent d'une accumulation potentielle de risques systémiques.

De manière plus générale, la politique macroprudentielle a un rôle actif à jouer lorsque l'optimisme qui prévaut durant les périodes de basse volatilité reflète un syndrome du « This time is different ». Selon Reinhart et Rogoff (2009), « les financiers professionnels et, bien trop souvent, les leaders politiques expliquent qu'on fait les choses mieux qu'avant, que nous sommes plus malins et que nous avons appris de nos erreurs passées. À chaque fois, la société se convainc elle-même que le boom actuel, à la différence des nombreux autres booms qui ont précédé des effondrements catastrophiques dans le passé, repose sur des fondamentaux sains, des réformes structurelles, une innovation technologique et une bonne politique » (p. XXXIV). Le piège de cet état d'esprit semble s'appliquer parfaitement pendant les épisodes de basse volatilité. Durant ces périodes, les marchés financiers semblent tranquilles et les crédits croissent à un rythme soutenu permettant de financer des investissements qui contribuent à la croissance économique. Cependant, les risques systémiques peuvent s'accumuler et, in fine, résulter en une crise. C'est donc lors de ces périodes de quiétude apparente que la politique macroprudentielle contracyclique peut être active. Son but peut être double : constituer des réserves utilisables lors des crises et, le cas échéant, ralentir l'accumulation de risques si ceux-ci peuvent être suffisamment identifiés. Si la politique macroprudentielle réussissait dans cette tâche, elle pourrait limiter les chances d'une crise financière systémique ou en atténuer les effets.

Bibliographie

Adrian T. et 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. et H. S. Shin (2014), « Procyclical leverage and value-at-risk », *The Review of Financial Studies*, 27(2), 373-403.

Bekaert G. et 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. Tsomocos et 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 et M. Soledad Martinez-Peria (2001), « Is the crisis problem growing more severe? », *Economic Policy*, 16(32), 51-75.

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

Bry G. et 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 et 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 et A. Mele (2013), « Macroeconomic determinants of stock volatility and volatility premiums », *Journal of Monetary Economics*, 60, 203-220.

Danielsson J., M. Valenzuela et 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 et B. Sohn (2013), « Stock market volatility and macroeconomic fundamentals », *The Review of Economics and Statistics*, 95(3), 776-797.

Engle R. F. et 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. et A. Mele (2013), « Financial volatility and economic activity », *Journal of Financial Management, Markets and Institutions*, 1(2), 155-196.

Glosten L. R., R. Jagannathan et 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* (à paraître), 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 et 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 et A. M. Taylor (2015), « Leveraged bubbles », *Journal of Monetary Economics*, 76, S1-S20.
- Jordà Ò., M. Schularick et 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. et F. Valencia (2008), *Systemic banking crises: a new database*, International Monetary Fund, Working Paper 08/224.
- LeRoy S. F. et 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. et K. S. Rogoff (2009), *This time is different: eight centuries of financial folly*, Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Rogers J. H., C. Scotti et 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.