

Influence de la politique monétaire sur le prix des actifs financiers : les enseignements d'un modèle *MIU* appliqué à la Fed

Christian Aubin, Ibrahima Lamine Diouf et Dominique Pépin*

Résumé – Nous développons un modèle d'évaluation des actifs financiers basé sur la consommation et la monnaie, relativement maniable, qui permet de mettre en évidence l'influence de la politique monétaire sur la prime de risque, le taux d'intérêt sans risque et la volatilité du prix des actions. Nous montrons que la politique monétaire conduite par la Réserve fédérale des Etats-Unis peut avoir un impact déséquilibrant sur le prix des actifs, si elle est trop bruitée et pas assez contra-cyclique. Lorsque l'équilibre existe, la politique monétaire n'a qu'une influence réduite sur la prime de risque, et ne permet une réduction de la volatilité du prix réel des actions qu'à la condition que les agents aient une « préférence » pour la liquidité très faible. Aussi importe-t-il que cette préférence soit limitée, afin que l'objectif de stabilisation macroéconomique coïncide avec celui de stabilisation financière.

Abstract – This paper provides a tractable consumption-based and money-based asset pricing model, which allows us to relate in closed form the risk premium, the risk free-rate and the volatility of asset price to parameters of monetary policy. We show that the Federal Reserve's monetary policy could have a destabilizing impact on asset prices, if it is too noisy and not countercyclical enough. When equilibrium exists, the monetary policy contributes little to the equity premium, and does reduce the volatility of equity price only if the representative agent has a low preference for liquidity. As a result, this preference should be low, in order that objectives of macroeconomic and financial stabilization match up.

Keywords: asset pricing, monetary policy, money-in-utility, Federal Reserve system

* CRIEF, Université de Poitiers.

La politique monétaire doit-elle prendre en compte le prix des actifs financiers ? Poser la question présuppose que ladite politique puisse effectivement influencer la formation du prix des actifs. La volatilité des taux courts, que provoque l'exercice de la politique monétaire, exerce-t-elle une influence significative sur la volatilité du prix des actifs financiers et sur la prime de risque ? Dans quelle mesure la Réserve fédérale américaine peut-elle vraiment influencer (volontairement ou non) le marché américain des actions ? Ce papier se propose d'apporter une réponse à ces questions¹ en appliquant à l'économie américaine un modèle d'équilibre général (monétaire) relativement simple, appartenant à la classe des modèles *MIU* (*Money-In-Utility*). Sous certaines hypothèses relatives aux préférences des agents et aux lois des variables exogènes, nous construisons un modèle d'évaluation des actifs financiers, dans le cadre d'une économie d'échange, où la monnaie est détenue par l'agent représentatif pour l'utilité qu'elle lui procure. L'analyse de l'équilibre général de cette économie permet de spécifier la prime de risque, le taux d'intérêt réel et la volatilité du prix des actifs financiers en fonction des paramètres de préférence et des paramètres de la politique monétaire. L'application de ce modèle sur données américaines indique que la politique monétaire peut être déséquilibrante si elle est trop bruitée et pas assez contra-cyclique. Dans le cas où l'équilibre existe, elle n'a qu'une influence négligeable sur la prime de risque du marché américain² et ne permet de réduire la volatilité du prix réel des actions que si les agents ont une « préférence » pour la liquidité très faible. Dans le cas contraire, un antagonisme apparaît entre l'objectif de stabilisation macroéconomique et l'objectif de stabilisation financière.

La première section fait un point rapide sur les caractéristiques des modèles monétaires et identifie les principaux développements connus dans la littérature financière. Dans une deuxième section, nous développons une version paramétrée d'un modèle *MIU* qui permet d'analyser les effets de la politique monétaire sur la prime de risque, la volatilité financière et le taux sans risque réel. Dans une troisième section, le modèle est appliqué de façon à apprécier l'impact de la politique monétaire de la Réserve fédérale. La dernière section conclut et discute des limites du modèle.

1. Les modèles d'évaluation en économie monétaire

Comprendre l'influence du taux court sur le prix réel des actifs financiers requiert l'utilisation d'un modèle monétaire. En effet, l'idée que le taux sans risque puisse être un déterminant du prix des actifs entre en contradiction avec les fondements des modèles

¹ Il existe toute une littérature empirique consacrée à cette question (Patelis, 1997 ; Conover et al., 1999 ; Bomfim, 2003 ; Rigobon et Sack, 2004 ; Bernanke et Kuttner, 2005). Par exemple, Bernanke et Kuttner (2005) montrent qu'une baisse inattendue de 25 points de base du taux des fonds fédéraux conduit à une hausse d'environ 1% de l'indice boursier des actions. Tous ces travaux souffrent cependant d'un manque de micro-fondations des méthodes utilisées. Ils ne permettent pas de comprendre comment changerait la réaction des prix d'actifs en cas de modification de la règle ou des paramètres de politique monétaire, et ne peuvent constituer qu'un préalable à une tentative de quantification dans le cadre d'un modèle micro-fondé.

² Nous confirmons les résultats des études antérieures, mais en limitant leurs conditions de validité. Nous montrons que la politique monétaire peut être déséquilibrante, auquel cas on ne peut plus déterminer d'équation d'équilibre de la prime de risque.

financiers sans monnaie³ dans lesquels le taux sans risque est une variable d'équilibre, au même titre que la rentabilité espérée de tout actif financier. Dans ces modèles, le taux d'intérêt et la rentabilité espérée des actifs risqués dépendent des paramètres de préférence et des paramètres technologiques de l'économie qui sont les seuls déterminants de l'équilibre. On peut toujours tirer de ces modèles une équation faisant apparaître un lien entre la rentabilité espérée des actifs et le taux d'intérêt (l'équation de la prime de risque), mais il serait erroné d'en tirer la conclusion que le taux sans risque est un déterminant du prix des actifs financiers. Dans le cadre conceptuel fourni par ces modèles d'équilibre sans monnaie, la question de l'influence du taux d'intérêt sur le prix des actifs n'a aucun sens. Pour comprendre l'influence du taux court sur le prix des actifs financiers, il faut nécessairement se positionner dans le cadre d'un modèle monétaire où ce taux court puisse être l'instrument de la politique monétaire⁴.

En effet, dans la réalité, les Banques centrales exercent une influence prépondérante sur les taux courts nominaux et sont au moins partiellement faiseuses de prix. L'évolution conjointe du taux des fonds fédéraux et du taux des bons du Trésor américain à 3 mois (graphique 1) montre que l'explication monétaire des taux courts nominaux est une approximation acceptable. On peut raisonnablement accepter l'hypothèse que le taux court nominal est fixé par la Banque centrale.

Les modèles monétaires ont par ailleurs l'avantage sur les modèles sans monnaie d'apporter des explications théoriques aux faits stylisés suivants : la rentabilité réelle des actions est négativement corrélée avec l'inflation, anticipée ou pas (Fama et Schwert, 1977 et Fama, 1981) ; les actifs qui sont positivement corrélés avec l'inflation présentent une prime de risque plus petite (Chen, Roll et Ross, 1986) ; la rentabilité réelle des actions est positivement corrélée avec la croissance de l'offre de monnaie (Marshall, 1992) ; le prix nominal des actions dépend négativement de la vitesse de circulation de monnaie, alors que cette dernière est positivement reliée au prix réel retardé (de 3 trimestres) des actions (Friedman, 1988).

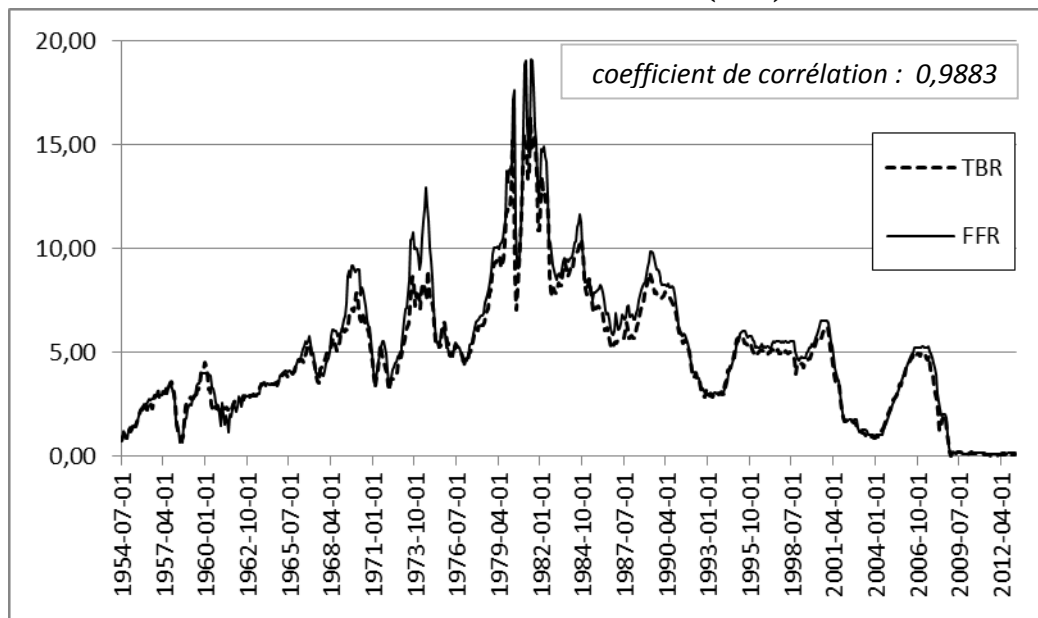
Diverses catégories de modèles d'évaluation en économie monétaire ont ainsi été développées ces trente dernières années, pour tenter d'expliquer ces faits stylisés, ou pour étudier l'effet de la politique monétaire sur la prime de risque. Une première catégorie de modèles, les modèles *MIU*, suit une tradition ancienne en économie monétaire, en introduisant directement les encaisses réelles dans la fonction d'utilité (Leroy, 1984a et 1984b ; Stulz et Wasserfallen, 1985 ; Danthine et Donaldson, 1986 ; Stulz, 1986 ; Bakshi et Chen, 1996, Grishchenko, 2011). Les premières versions de ces modèles avaient pour inconvénient de poser que la fonction d'utilité de la consommation et des encaisses réelles est séparable ou de procéder d'une analyse trop générale pour donner lieu à de réelles applications empiriques. Rares et récentes sont les versions paramétrées de ces modèles, construites sous hypothèse

³ Les fondements des modèles financiers d'équilibre général sans monnaie (CCAPM), modèles en temps discret d'une économie d'échange, ont été posés par Rubinstein (1976) et Lucas (1978). L'article de Mehra et Prescott (1985) en constitue l'application empirique la plus connue. De son côté, Breeden (1979) a développé une version du modèle en temps continu.

⁴ En fait, le taux d'intérêt peut aussi être l'instrument de la politique monétaire dans un modèle sans monnaie explicite. C'est l'hypothèse courante des modèles nouveaux keynésiens. Par ailleurs, le recours à un modèle monétaire ne garantit pas que le taux d'intérêt soit l'instrument. De façon plus classique, on peut aussi poser que l'instrument de la politique monétaire est la quantité de monnaie offerte.

d'une fonction d'utilité non séparable^{5,6}. Nous développons dans la section suivante une version d'un tel modèle.

Graphique 1. Rendement des bons du Trésor américain à 3 mois (TBR) et taux effectif des fonds fédéraux (FFR)



Source : Bureau des gouverneurs du Système de Réserve Fédérale des Etats-Unis, données mensuelles sur la période 1954/07 à 2012/10.

Une deuxième catégorie de modèles, les modèles à contrainte d'encaisse préalable, dont les fondements ont été posés par Lucas (1982), Svensson (1985) et Lucas et Stockey (1987), fait naître la demande de monnaie du besoin de disposer au préalable de l'encaisse nécessaire aux achats de biens. Labadie (1989), Lee (1989), Giovannini et Labadie (1991), Hodrick, Kocherlakota et Lucas (1991), Boyle et Peterson (1995), Bansal et Coleman (1996), Chan, Foresi et Lang (1996) et Boyle et Young (1999) ont simulé des versions paramétrées de ces modèles.

Une troisième catégorie de modèles, dont les bases sont discutées par Feenstra (1986), repose sur l'hypothèse que la détention d'encaisse réelle réduit les coûts de transaction inhérents aux achats des biens de consommation. Marshall (1992) et Balvers et Huang (2009) ont développé des versions empiriques de ces modèles.

⁵ A notre connaissance, le modèle de Grishchenko (2011) est la seule version (publiée dans une revue majeure) d'un modèle avec fonction d'utilité non séparable qui ait donné lieu à une réelle application empirique. Notre modèle est proche du sien, mais s'en distingue pour les raisons suivantes : les encaisses dans le modèle de Grishchenko ne fournissent un service de liquidité qu'à la période suivante, à l'instar de Danthine et Donaldson (1986) et Bakshi et Chen (1996). Cela modifie la forme de l'équation de demande de monnaie, masquant certaines propriétés indésirables qui apparaissent clairement dans notre version. Le modèle de Grishchenko considère le cadre plus riche d'une économie de production. Le prix à payer de cette plus grande complexité est que le modèle est résolu grâce à des techniques numériques qui reposent sur des hypothèses contestables.

⁶ En fait, il existe une version ancienne d'un tel modèle avec fonction d'utilité non-séparable, relativement peu connue : la version de Poterba et Rotemberg (1986). Dans leur modèle, d'autres actifs que la monnaie (les bons du Trésor) fournissent des services de liquidité. Leur modèle est plus proche de celui de Bansal et Coleman (1996), construit sous hypothèse d'une contrainte d'encaisse préalable, que du nôtre.

En dépit des différences de forme entre ces trois types d'analyse, Feenstra (1986) indique que les différences de fond sont mineures, et qu'il existe des équivalences « fonctionnelles » entre ces diverses catégories de modèles.

Enfin, en plus de ces trois catégories, il faut aussi noter l'apparition ces dernières années de modèles nouveaux keynésiens intégrant une modélisation de l'équilibre des marchés financiers comparable aux modèles d'*asset pricing* (Wei, 2009 et De Paoli et al., 2010). Ces modèles ouvrent de nouvelles perspectives dans la compréhension des effets de la politique monétaire sur l'évaluation des actifs.

L'analyse théorique de ces différents types de modèles permet de conclure à l'existence théorique d'un effet de la politique monétaire sur la prime de risque et le taux d'intérêt réel. Les rares applications empiriques concluent au faible pouvoir explicatif de la monnaie⁷. Ainsi, Labadie (1989), Giovannini et Labadie (1991) et Boyle et Peterson (1995) montrent qu'incorporer la monnaie via une contrainte d'encaisse préalable dans les modèles d'évaluation ne permet pas d'améliorer de façon significative l'explication de la prime de risque. Grishchenko (2011) montre que les modèles de type MIU ne parviennent pas non plus à expliquer l'importante prime de risque observée sur données américaines (en supposant un niveau dit « raisonnable » du coefficient d'aversion au risque). Les modèles nouveaux keynésiens concluent aussi au faible pouvoir explicatif de la politique monétaire dans l'explication de la prime de risque (Wei, 2009). Il faudrait que la dépendance de la dynamique économique aux chocs monétaires soit vraiment très forte pour que ces derniers puissent expliquer la prime de risque (Wei, 2009 et De Paoli et al., 2010).

Dans les sections suivantes, nous développons et simulons un modèle MIU, confirmant les conclusions des auteurs précédents quant à l'effet de la politique monétaire sur la prime de risque, qui est négligeable. Cette confirmation est toutefois limitée aux situations où l'équilibre existe. Car comme nous le montrons, la politique monétaire peut être déséquilibrante. Par ailleurs, nous avons cherché à combler une lacune de la littérature empirique en cherchant à mesurer l'influence de la politique monétaire de la Réserve fédérale sur la volatilité du prix réel des actions. Nous montrons que l'influence de la politique monétaire sur la volatilité financière dépend du paramètre de préférence pour la liquidité, du bruit et du degré de contra-cyclicité de la politique monétaire.

2. Demande de monnaie et évaluation des actifs financiers dans un modèle *MIU*

Considérons une économie d'échange avec agent représentatif, où l'unique actif produit, sans travail, en quantité y_t à chaque date t , est l'unique bien de consommation non stockable. Les agents détiennent de la monnaie pour les services qu'elle leur rend, et qui affecte leur fonction d'utilité. Les marchés financiers permettent aux agents de s'échanger des parts de l'action (on suppose conventionnellement qu'une seule action représente la propriété

⁷ Il faut de ce point de vue distinguer les travaux qui isolent l'effet de la monnaie sur le niveau de rémunération du marché, de ceux qui analysent l'effet comparatif de la monnaie sur un éventail d'actifs individuels (Chan, Foresi et Lang, 1996 et Balvers et Huang, 2009). Ces derniers montrent que l'incorporation de la monnaie dans les modèles d'évaluation améliore l'explication de la rentabilité relative des actifs.

de l'actif), d'émettre et de souscrire des contrats financiers. Sans perte de généralité, nous restreignons ces contrats à des obligations zéro-coupon.

On note q_t le prix réel (le bien de consommation servant de numéraire) de l'action à la date t , la production y_{t+1} étant versée comme dividende (réel) en $t+1$ pour la détention de l'actif sur la période $[t, t+1]$. Le prix de l'action et le dividende peuvent aussi être exprimés en termes monétaires, en les multipliant par P_t , le prix du bien de consommation. L'agent représentatif a la possibilité d'investir dans des obligations sans risque nominal et dans des obligations sans risque réel. Les premières sont des obligations zéro-coupon qui versent une unité monétaire en $t+1$, de prix (monétaire) égal à $1/i_t$ à leur émission en t , où i_t désigne l'intérêt (brut) nominal sans risque sur la période $[t, t+1]$. Les secondes sont des obligations zéro-coupon qui versent une unité du bien de consommation en $t+1$, de prix réel égal à $1/r_t$ à leur émission en t , où r_t désigne l'intérêt (brut) réel sans risque sur la période $[t, t+1]$. b_{t-1} désigne le nombre d'obligations sans risque nominal, b_{t-1}^r le nombre d'obligations sans risque réel, et n_{t-1} le nombre d'actions que l'agent représentatif a acquis au début de la période $t-1$. M_{t-1} est l'encaisse monétaire dont il hérite de la période précédente, augmentée d'un transfert forfaitaire T_t qu'il reçoit des autorités monétaires au début de la période t . c_t désigne la quantité de biens qu'il consomme. La contrainte budgétaire de l'agent représentatif s'écrit alors :

$$\frac{M_{t-1}}{P_t} + \frac{T_t}{P_t} + \frac{b_{t-1}}{P_t} + b_{t-1}^r + n_{t-1}(q_t + y_t) = \frac{M_t}{P_t} + \frac{b_t}{P_t i_t} + \frac{b_t^r}{r_t} + n_t q_t + c_t. \quad (1)$$

Les conditions d'équilibre des marchés sont : $y_t = c_t$ (toute la production est consommée), $n_t = 1$ (il n'y a qu'une seule action), $b_t = 0, b_t^r = 0$ (l'offre nette d'obligations est nulle), et $M_{t-1} + T_t = M_t$.

On suppose que l'agent représentatif possède une fonction d'utilité intertemporelle du type : $V_t = E_t \left[\sum_{i=0}^{\infty} \beta^i U(c_{t+i}, m_{t+i}) \right]$, où $m_t = \frac{M_t}{P_t}$ représente l'encaisse réelle.

Les conditions du premier ordre de maximisation de cette fonction par rapport à n_t, b_t, b_t^r et m_t sous la contrainte (1) sont⁸ :

$$E_t \left[-U_c(c_t, m_t) q_t + \beta U_c(c_{t+1}, m_{t+1}) (q_{t+1} + y_{t+1}) \right] = 0, \quad (2a)$$

$$E_t \left[-U_c(c_t, m_t) \frac{1}{P_t i_t} + \beta U_c(c_{t+1}, m_{t+1}) \frac{1}{P_{t+1}} \right] = 0, \quad (2b)$$

$$E_t \left[-U_c(c_t, m_t) \frac{1}{r_t} + \beta U_c(c_{t+1}, m_{t+1}) \right] = 0, \quad (2c)$$

$$E_t \left[U_m(c_t, m_t) - U_c(c_t, m_t) + \beta U_c(c_{t+1}, m_{t+1}) \frac{P_t}{P_{t+1}} \right] = 0. \quad (2d)$$

⁸ U_x représente la dérivée de U par rapport à l'argument x .

Les équations (2a) et (2c) correspondent aux équations d'Euler classiques du CCAPM, généralisées pour prendre en compte l'effet de l'encaisse réelle sur l'utilité, les équations (2b) et (2d) correspondant aux équations d'Euler supplémentaires liées à l'incorporation dans le modèle de l'actif sans risque nominal et de l'encaisse réelle. L'équation (2b), qui peut être réécrite $E_t \left[\beta \frac{U_c(c_{t+1}, m_{t+1})}{U_c(c_t, m_t)} \frac{P_t}{P_{t+1}} i_t \right] = 1$, établit l'existence d'un lien entre le taux court (fixé par les autorités monétaires) et le taux d'inflation. Quant à l'équation (2d), on peut la réécrire en tenant compte de (2b) :

$$U_m(c_t, m_t) = U_c(c_t, m_t) \frac{i_t - 1}{i_t}. \quad (3)$$

L'agent représentatif accumule l'encaisse réelle jusqu'au point où l'utilité marginale de l'encaisse égale l'utilité marginale de la consommation multipliée par le coût d'opportunité associé à la détention de la monnaie, $(i_t - 1)/i_t$ (la valeur actualisée du rendement d'un bon sans risque nominal).

On tire de (2a) et (2c) le prix (réel) de l'action et le taux d'intérêt réel :

$$q_t = E_t \left[\beta \frac{U_c(c_{t+1}, m_{t+1})}{U_c(c_t, m_t)} (q_{t+1} + y_{t+1}) \right], \quad (4)$$

$$\frac{1}{r_t} = E_t \left[\beta \frac{U_c(c_{t+1}, m_{t+1})}{U_c(c_t, m_t)} \right]. \quad (5)$$

Sous hypothèse de séparabilité de la fonction d'utilité, c'est-à-dire si la dérivée croisée $U_{cm}(c_{t+i}, m_{t+i})$ est nulle, le facteur d'actualisation stochastique $\beta \frac{U_c(c_{t+1}, m_{t+1})}{U_c(c_t, m_t)}$ ne dépend pas de l'encaisse réelle. Alors, le prix réel q_t de l'action et le taux sans risque réel r_t ne sont pas liés au niveau d'encaisse réelle, d'après les équations (4) et (5). Sous hypothèse de séparabilité de la fonction d'utilité, la politique monétaire n'a pas d'effet direct sur le prix des actifs financiers (Leroy, 1984a). L'hypothèse de non-séparabilité de la fonction d'utilité est ainsi cruciale dans ce type de modèle pour mettre en évidence un effet de la politique monétaire sur le prix des actions et le taux d'intérêt réel. Pour que la politique monétaire ne soit pas financièrement neutre, il faut effectivement qu'elle affecte le facteur d'actualisation stochastique, influençant ainsi q_t et r_t à travers son effet sur la rémunération du risque.

Si on suppose que la condition limite $\lim_{j \rightarrow +\infty} E_t \left[\beta^j \frac{U_c(c_{t+j}, m_{t+j})}{U_c(c_t, m_t)} y_{t+j} \right] = 0$ est vérifiée,

l'équation de récurrence stochastique (4) admet la solution :

$$q_t = E_t \left[\sum_{j=1}^{\infty} \beta^j \frac{U_c(c_{t+j}, m_{t+j})}{U_c(c_t, m_t)} y_{t+j} \right]. \quad (6)$$

Supposons, à l'instar par exemple de Boyle (1990) ou Grishchenko (2011)⁹, que la fonction d'utilité intertemporelle de l'agent représentatif soit une fonction non séparable de la consommation et de la monnaie du type suivant :

$$U(c_{t+i}, m_{t+i}) = \frac{1}{1-\gamma} (c_{t+i}^{1-\theta} m_{t+i}^\theta)^{1-\gamma} \quad 0 < \theta < 1 \quad \text{si} \quad \gamma > 0, \gamma \neq 1, \quad (7)$$

$$U(c_{t+i}, m_{t+i}) = (1-\theta) \ln c_{t+i} + \theta \ln m_{t+i} \quad 0 < \theta < 1 \quad \text{si} \quad \gamma = 1.$$

Le paramètre γ peut être interprété comme un coefficient d'aversion au risque (Stulz et Wasserfallen, 1985 ; Stulz, 1986 ; Grishchenko, 2011). Comme Leroy (1984a) l'a indiqué, on attend de l'utilité marginale de la consommation qu'elle soit une fonction décroissante de l'encaisse réelle. On attend ainsi du signe de la dérivée seconde $U_{cm}(c_{t+i}, m_{t+i})$ qu'il soit négatif, ce qui est vérifié seulement pour $\gamma > 1$.

Le paramètre θ mesure la part constante de la thésaurisation dans les revenus non placés sur actifs à chaque période et donc répartis entre dépense de consommation et encaisse réelle. Il représente la « préférence » pour la liquidité. Comme le montre l'équation (8) ci-après, la fonction de demande de monnaie ne dépend que de ce paramètre.

Si la fonction d'utilité prend la forme (7), les équations (3), (5) et (6) se réécrivent (pour $\gamma \neq 1$) :

$$m_t = \left(\frac{\theta}{1-\theta} \right) c_t \left(\frac{i_t}{i_t - 1} \right), \quad (8)$$

$$\frac{1}{r_t} = E_t \left[\beta \left(\frac{c_{t+1}}{c_t} \right)^{\theta\gamma - \theta - \gamma} \left(\frac{m_{t+1}}{m_t} \right)^{\theta(1-\gamma)} \right], \quad (9)$$

$$q_t = E_t \left[\sum_{j=1}^{\infty} \beta^j \left(\frac{c_{t+j}}{c_t} \right)^{\theta\gamma - \theta - \gamma} \left(\frac{m_{t+j}}{m_t} \right)^{\theta(1-\gamma)} y_{t+j} \right]. \quad (10)$$

L'équation (8) est une équation de demande de monnaie. La demande d'encaisse réelle dépend de la demande de consommation, du seul paramètre θ et du coût d'opportunité associé à l'accumulation d'encaisse réelle. Les équations (9) et (10) montrent qu'en influençant le niveau d'encaisse réelle détenue dans l'économie, les autorités monétaires provoquent des variations du prix réel des actions et du taux d'intérêt réel. Compte tenu de (8), et en notant $h_t = i_t / (i_t - 1)$, (9) et (10) peuvent être réécrites comme des fonctions du taux court :

$$\frac{1}{r_t} = E_t \left[\beta \left(\frac{c_{t+1}}{c_t} \right)^{-\gamma} \left(\frac{h_{t+1}}{h_t} \right)^{\theta(1-\gamma)} \right], \quad (11)$$

$$q_t = E_t \left[\sum_{j=1}^{\infty} \beta^j \left(\frac{c_{t+j}}{c_t} \right)^{-\gamma} \left(\frac{h_{t+j}}{h_t} \right)^{\theta(1-\gamma)} y_{t+j} \right]. \quad (12)$$

D'après (11) et (12), la politique monétaire influe sur le prix des actifs financiers à travers le risque de taux d'intérêt. Si en effet les autorités monétaires mènent une politique de

⁹ Chez Grishchenko (2011), la fonction d'utilité est du même type, sauf que l'encaisse réelle apparaissant dans la fonction est en fait l'encaisse déjà acquise. Du coup, elle obtient les mêmes équations d'Euler que les nôtres, sauf celle relative à la demande de monnaie. Il faut aussi noter que Stulz et Wasserfallen (1985) et Stulz (1986) utilisent une version particulière de la fonction d'utilité (7), correspondant au cas $\gamma = 1$.

taux constant : $i_{t+j} = i_t \quad \forall j \Leftrightarrow h_{t+j} = h_t \quad \forall j$, ces équations se simplifient et se réduisent aux équations classiques du CCAPM. Si les autorités monétaires décidaient de mener une politique de taux constant, fixant *ad vitam aeternam* i_t à sa valeur de long terme, alors en l'absence de risque de politique monétaire, les actifs seraient évalués comme si la monnaie n'avait plus aucune utilité (comme si $\theta = 0$).

Pour estimer la prime de risque et le niveau du taux d'intérêt réel en fonction des paramètres de la politique monétaire, il est nécessaire de probabiliser le modèle, en faisant des hypothèses sur le processus $\{y_t, i_t\}$. Parce que cette hypothèse est plus réaliste, mais aussi parce qu'elle permet d'éviter le problème de la mesure de la masse monétaire adéquate, nous faisons l'hypothèse que le Banquier central fixe le taux court nominal i_t (et donc h_t)¹⁰, l'offre de monnaie étant endogène. Nous supposons ainsi que h_t est exogène, l'offre de monnaie offerte étant égale à l'équilibre à la quantité demandée au taux i_t .

Notons $x_{t+1} = y_{t+1} / y_t$ et $z_{t+1} = h_{t+1} / h_t$, et faisons l'hypothèse que la dynamique de $(\ln x_t, \ln z_t)$ est celle d'un processus bivarié stationnaire gaussien¹¹ non autocorrélé¹², d'espérance¹³ $(\mu_x, 0)$ et de matrice de variances-covariances égale à $\Omega = \begin{pmatrix} \sigma_x^2 & \sigma_{xz} \\ \sigma_{zx} & \sigma_z^2 \end{pmatrix}$, où $\sigma_{xz} = \rho \sigma_x \sigma_z$, ρ désignant le coefficient de corrélation.

Si la politique monétaire est contra-cyclique, le lien entre la consommation et le taux court doit être positif, les autorités monétaires relevant le taux court en cas de hausse de la consommation et le baissant dans le cas contraire. Le coefficient ρ doit alors être négatif, et non pas positif, puisqu'à une corrélation positive entre i_{t+1} et x_{t+1} correspond une corrélation négative entre h_{t+1} et x_{t+1} .

Ces hypothèses stochastiques permettent d'identifier les deux paramètres de la politique monétaire : ρ et σ_z . Le premier mesure le degré de contra-cyclicité, et le second le degré d'incertitude de la politique monétaire¹⁴.

¹⁰ On rappelle que la dynamique de ce taux n'est pas discernable de celle du taux effectif des fonds fédéraux ciblé par la Réserve fédérale (graphique 1).

¹¹ L'hypothèse de lognormalité est commune dans les modèles d'*asset pricing*, même si l'on sait qu'elle n'est jamais statistiquement vérifiée. C'est ici particulièrement évident dans le cas de la variable aléatoire h_t , qui est toujours supérieure ou égale à 1 si le taux court ne peut être négatif, et qui ne peut ainsi suivre une loi lognormale puisqu'elle a une probabilité nulle d'être comprise entre 0 et 1.

¹² Plus précisément, on suppose que $\ln z_t$ et $\ln h_t$ sont indépendantes de toute variable passée. En conséquence, h_t et z_t ne dépendent pas de y_{t-1} .

¹³ L'espérance de $\ln z_t$ est supposée nulle. Dans le cas contraire, le taux d'intérêt suivrait en l'absence de chocs une tendance haussière ou baissière (selon le signe de l'espérance). Comme cela n'a aucun sens, et que la moyenne de $\ln z_t$ sur l'échantillon n'est pas significativement différente de 0, cela justifie l'hypothèse de nullité de l'espérance de $\ln z_t$.

¹⁴ La corrélation négative entre x_t et z_t que nous observons par la suite est interprétée comme une relation de causalité allant de x_t vers z_t . Implicitement, il existe un modèle du type : $z_t = \kappa - \rho x_t + e_t$, où le terme d'erreur e_t est orthogonal à x_t . On en tire : $\sigma_z^2 = \rho^2 \sigma_x^2 + \sigma_e^2$. Comme σ_z et ρ sont traités comme des "variables" indépendantes (au sens mathématique du terme), cela signifie que toute modification de σ_z correspond à une modification de σ_e , le bruit de la politique monétaire.

Ces hypothèses statistiques étant posées, nous pouvons en déduire les propriétés essentielles du modèle (les démonstrations sont en annexe).

Théorème 1 : à l'équilibre, le prix réel de l'action est une fonction homogène de degré 1 du dividende :

$$q_t = a y_t, \quad (13)$$

avec :

$$a = \frac{\exp \Xi}{1 - \exp \Xi}, \quad \Xi = \ln \beta + (1 - \gamma) \mu_x + \frac{1}{2} (1 - \gamma)^2 [\sigma_x^2 + \theta^2 \sigma_z^2 + 2\theta \rho \sigma_x \sigma_z]. \quad (14)$$

On déduit de ce résultat la variance du prix réel de l'action :

$$V(q_t) = a^2 V(y_t). \quad (15)$$

L'influence de la politique monétaire sur la volatilité du prix des actions peut alors être évaluée à travers l'influence des paramètres de politique monétaire (ρ et σ_z) sur le coefficient a .

On observe d'abord que $\partial \Xi / \partial \rho = (1 - \gamma)^2 \theta \sigma_x \sigma_z > 0$. Puisque $\partial a / \partial \Xi > 0$, on en déduit que a est une fonction croissante de ρ . La volatilité du prix réel de l'action dépend positivement du degré de pro-cyclicité de la politique monétaire. Ainsi, plus cette dernière est contra-cyclique, et moins le prix des actions est volatil. Cela s'explique ainsi : la volatilité du prix est moins forte en cas de politique contra-cyclique car la variation du prix consécutive à une variation du dividende (c'est-à-dire le paramètre a) est elle-même moins forte. Cela tient au fait que l'agent représentatif a tendance à percevoir un dividende plus élevé lorsqu'il est mal doté en encaisse réelle, et moins élevé lorsqu'il est mieux doté. La variation contra-cyclique de l'encaisse vient alors compenser (au moins) partiellement la variabilité du dividende, rendant le marché moins sensible à une variation de y_t .

L'influence du second paramètre de politique monétaire n'apparaît clairement que lorsque la politique monétaire est envisagée comme un bruit pur ($\rho = 0$). On observe alors que l'investissement dans les actions est d'autant plus risqué que la politique monétaire est elle-même plus incertaine, puisque $\frac{\partial \Xi}{\partial \sigma_z} (\rho = 0) = (1 - \gamma)^2 \theta^2 \sigma_z > 0$. En effet, plus le taux d'intérêt est volatil, et plus l'agent peut se retrouver avec des encaisses très différentes pour un même dividende, ce qui constitue pour lui un accroissement du risque.

Lorsque la politique monétaire est contra-cyclique (lorsque $\rho < 0$), l'influence de σ_z sur la volatilité financière est équivoque, puisque la dérivée $\frac{\partial \Xi}{\partial \sigma_z} = (1 - \gamma)^2 \theta [\theta \sigma_z + \rho \sigma_x]$ n'est plus forcément positive. En effet, d'un côté, lorsque σ_z augmente, l'incertitude augmente ; mais d'un autre côté, comme la covariance $\rho \sigma_x \sigma_z$ s'élève en valeur absolue, alors l'encaisse réelle tend à être plus élevée lorsque le dividende est faible. La combinaison des deux effets produit un résultat dont l'ampleur et la direction dépendent de la valeur précise des paramètres de l'économie. On peut cependant dire qu'une fois dépassé un certain niveau critique du degré d'incertitude relatif à la politique monétaire : $\sigma_z > -\rho \sigma_x / \theta$, toute

augmentation de la partie bruitée (imprévisible) de la politique monétaire engendre une augmentation de la volatilité.

Théorème 2 : à l'équilibre, le taux d'intérêt réel est constant et vaut :

$$\ln r = -\ln \beta + \gamma \mu_x - \frac{\gamma^2}{2} \sigma_x^2 - \frac{\theta^2 (1-\gamma)^2}{2} \sigma_z^2 + \gamma \theta (1-\gamma) \rho \sigma_x \sigma_z. \quad (16)$$

Pour $\gamma > 1$, on observe que $\partial \ln r / \partial \rho = \gamma (1-\theta) (1-\gamma) \sigma_x \sigma_z < 0$. Plus la politique monétaire est contra-cyclique, et plus le taux d'intérêt réel est élevé. En effet, comme l'encaisse réelle des agents tend à être plus élevée dans les états de la nature correspondant à de moindres dividendes, l'agent est désireux de diminuer son épargne de précaution pour une même valeur du taux d'intérêt. L'équilibre de l'économie requiert un taux d'intérêt plus élevé.

De la même façon, le second paramètre de politique monétaire, σ_z , influence le volume d'épargne de précaution et en conséquence la formation du taux d'intérêt réel. Mais le signe de la dérivée $\partial \ln r / \partial \sigma_z = -\theta^2 (1-\gamma)^2 \sigma_z + \gamma \theta (1-\gamma) \rho \sigma_x$ dépend de la valeur des paramètres, l'augmentation du risque σ_z et de la covariance $\rho \sigma_x \sigma_z$ produisant des effets opposés dont le cumul dépend du degré de contra-cyclicité ρ .

Théorème 3 : notons $R_{t+1} = \frac{q_{t+1} + d_{t+1}}{q_t}$ la rentabilité aléatoire de l'action. A l'équilibre, la prime de risque est constante et vaut :

$$\ln E(R) - \ln r = \gamma \sigma_x^2 + \theta (\gamma - 1) \rho \sigma_x \sigma_z. \quad (17)$$

Le premier terme du membre de droite de (17) correspond à la prime de risque classique du CCAPM, et le second terme désigne la prime de risque additionnelle provoquée par la présence de l'encaisse réelle dans la fonction d'utilité. Très logiquement, comme l'utilité dépend du terme $c_t^{1-\theta} m_t^\theta$, c'est le risque de variation de ce terme qui détermine la prime de risque, d'où une prime de risque qui dépend de la variation du taux de croissance de c_t et de m_t . Par ailleurs, le montant de la prime de risque dépend de la volatilité du facteur

d'actualisation stochastique, qui vaut $\beta \frac{U_c(c_{t+1}, m_{t+1})}{U_c(c_t, m_t)} = \beta \left(\frac{c_{t+1}}{c_t} \right)^{-\gamma} \left(\frac{h_{t+1}}{h_t} \right)^{\theta(1-\gamma)}$. Si la politique monétaire est contra-cyclique, la variabilité de ce terme est plus faible qu'en l'absence de tout activisme ($\sigma_z = 0$). La moindre volatilité du facteur d'actualisation stochastique en cas de politique active ($\sigma_z > 0$) implique une prime de risque négative (si bien sûr la politique monétaire est contra-cyclique). Il est clair alors qu'intégrer la monnaie dans la fonction d'utilité n'aide pas à résoudre l'énigme de la prime de risque¹⁵ documentée par Mehra et Prescott (1985).

¹⁵ Alors que Labadie (1989) et Giovannini et Labadie (1991) montrent que l'intégration de la monnaie *via* une contrainte d'encaisse préalable conduit à une faible augmentation de la prime de risque, nous montrons que les modèles MIU impliquent une diminution de cette prime.

3. L'influence de la Réserve fédérale

Quel est l'impact de la politique monétaire de la Réserve fédérale sur le marché des actions américain ? Nous montrons dans cette section comment apporter quelques éléments de réponse à cette question sur la base du modèle micro-fondé développé dans la section précédente. Notre réponse est donnée en deux temps. Dans un premier temps, nous évaluons la capacité de la Réserve fédérale à influencer le marché des actions, en montrant comment la prime de risque et la volatilité du prix réel des actions varient en fonction des paramètres de politique monétaire. Il s'agit là d'observer l'influence potentielle de la politique monétaire, qui dépend du choix des paramètres ρ et σ_z . Dans un second temps, nous évaluons l'impact de la politique effectivement menée par la Réserve fédérale, c'est-à-dire celle qui correspond au choix des paramètres ρ et σ_z cohérents avec les données observées.

Pour analyser dans un premier temps l'influence potentielle de la Réserve fédérale, il faut calibrer les paramètres techniques de l'économie μ_x, σ_x . Pour cela, nous avons examiné les données relatives à deux mesures de la consommation (les séries sont annuelles) : la consommation en volume par tête des biens non durables (BND), et celle des biens non durables et des services (BNDS). Nous renvoyons à l'annexe des données pour une présentation précise.

Nous avons d'abord estimé le paramètre μ_x à partir des deux séries de consommation BND et BNDS. Les résultats sont présentés dans le tableau 1.

Tableau 1. Estimation du paramètre μ_x

Série BND	$\hat{\mu}_x = 0,0154$	Statistique-t = 6,43	P-value = 0,0000
Série BNDS	$\hat{\mu}_x = 0,0228$	Statistique-t = 12,40	P-value = 0,0000

Source : calculs des auteurs

Le paramètre $\hat{\mu}_x$ est très significatif. Il est plus élevé quand on prend en compte les services dans la mesure de la consommation. Pour les besoins de notre étude, nous avons retenu la valeur $\mu_x = 0,02$.

Nous avons ensuite estimé l'écart-type σ_x , en utilisant à nouveau les deux séries. Nous avons obtenu $\hat{\sigma}_x = 0,0210$ à partir de la série BND et $\hat{\sigma}_x = 0,0161$ à l'aide de la série BNDS. Pour les besoins de nos simulations, nous avons retenu la valeur $\sigma_x = 0,02$.

Nous avons alors utilisé ces valeurs pour calculer la prime de risque donnée par l'équation (17), ainsi qu'un coefficient de volatilité A , défini comme l'accroissement (relatif) de la volatilité du prix réel de l'action provoqué par la politique monétaire :

$$A = \frac{V(q_t)}{\hat{V}(q_t)} = \frac{a^2}{\hat{a}^2}, \quad (18)$$

où $\hat{a}$ la valeur de a obtenue en posant $\sigma_z = 0$ dans (14), $\hat{V}(q_t)$ étant la valeur correspondante de la variance du prix réel de l'action.

Cet indicateur rapporte la variance du prix réel des actions qui découle de la politique monétaire sur celle qui serait observée en l'absence de toute politique active. Il mesure l'efficacité de la politique monétaire en termes de réduction de la volatilité financière. Si $\mathcal{A}$ vaut 1, la politique monétaire n'a pas d'influence sur la volatilité. Si $\mathcal{A}$ est supérieur à 1, la volatilité est plus forte du fait de la politique monétaire. A l'inverse, si $\mathcal{A}$ est inférieur à l'unité, la manipulation du taux court par les autorités monétaires provoque une baisse du risque réel sur le marché des actions.

On peut remarquer que la comparaison de $\mathcal{A}$ à 1 ne dépend que de θ . En effet, l'indicateur de volatilité est inférieur à 1 si $a < \hat{a}$, ce qui équivaut à la condition $\Xi < \hat{\Xi}$, où $\hat{\Xi}$ est obtenu en posant $\sigma_z = 0$. On montre que la condition $\Xi < \hat{\Xi}$ équivaut à $\theta < -2\rho\sigma_x / \sigma_z$. La préférence pour la liquidité ne doit pas être trop élevée pour que la politique monétaire réduise la volatilité du prix réel des actions¹⁶. On peut aussi montrer que le coefficient γ , s'il n'influence pas le sens de la relation entre volatilité financière et politique monétaire, est un déterminant important de l'ampleur de cette relation : la baisse ou la hausse de la volatilité produite par la politique monétaire sera d'autant plus forte que γ est élevé.

Pour faire le calcul de (17) et (18), des valeurs doivent être données aux paramètres de préférence. De façon assez classique, suivant une pratique remontant au moins aux estimations de Hansen et Singleton (1983), nous avons affecté au facteur d'escompte subjectif β une valeur élevée. Des calculs, non présentés ci-après, révèlent que les résultats du modèle sont relativement insensibles à une variation de β dans l'intervalle [0,90 ; 0,99]. Aussi n'avons-nous présenté que les résultats correspondant à $\beta = 0,95$.

Concernant le choix du paramètre de préférence pour la liquidité, remarquons que l'équation de demande de monnaie (8) peut être résolue pour obtenir la valeur de θ en fonction de c_t / m_t et y_t , à n'importe quelle date t . Evidemment, si on fait ce calcul à deux

dates t différentes, on obtiendra deux valeurs différentes $\theta_t = \left[1 + \frac{c_t h_t}{m_t} \right]^{-1}$. Ce résultat peut

être considéré comme le symptôme d'une erreur de spécification du modèle, l'équation déterministe (8) n'étant pas jugée adéquate pour rendre compte du comportement de demande de monnaie ; il peut aussi s'expliquer du fait d'importantes erreurs de mesure de la masse monétaire. En effet, la masse monétaire à considérer ne devrait inclure que les actifs monétaires rendant un service de liquidité pour les seuls achats de biens non durables et de services sur le territoire américain. Il n'existe aucune mesure fiable d'un tel agrégat¹⁷, et les agrégats les plus étroits étant sans doute encore trop larges. Néanmoins, il est possible de tirer une conclusion quant à la valeur de θ en observant la chronique des θ_t . Nous avons effectué le calcul de θ_t à chaque date t , en combinant deux mesures possibles de la consommation

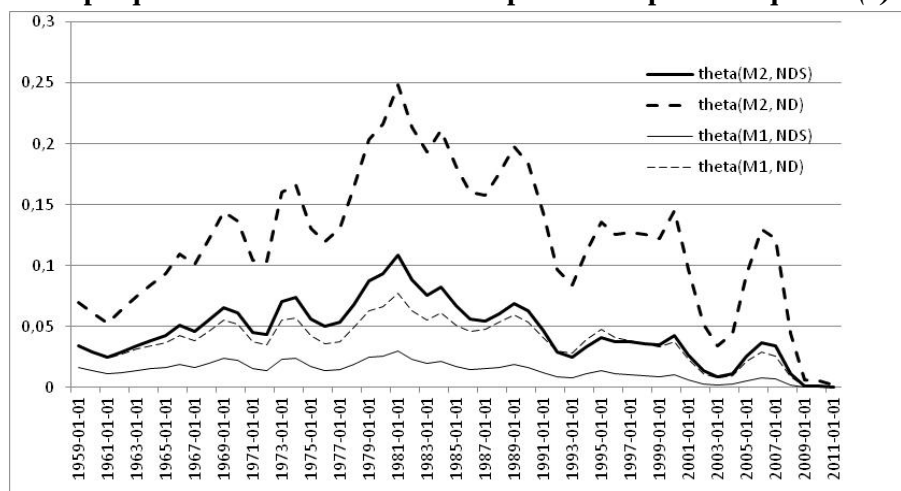
¹⁶ On remarque que la baisse de la volatilité que permet la politique monétaire s'amenuise lorsque le paramètre de préférence pour la liquidité tend vers 0. A la limite, lorsque ce paramètre vaut 0, l'indicateur de volatilité vaut 1. Lorsque les agents ne soucient pas de la monnaie, la volatilité du prix des actions n'a aucune raison de dépendre de la politique monétaire.

¹⁷ Une partie importante et variable de la masse monétaire telle que mesurée par les agrégats usuels est détenue à l'étranger (Aksoy et Piskorski, 2006).

(biens non durables seuls ou biens non durables et services) et deux agrégats de masse monétaire (M1 ou M2). Le graphique 2 présente les résultats.

Conformément à ce que la formule mathématique de θ_i révèle, les valeurs calculées sont d'autant plus élevées que l'on retient un agrégat étroit pour la mesure des dépenses de consommation et un agrégat large pour mesurer l'encaisse réelle.

Graphique 2 : Valeurs calculées de la préférence pour la liquidité (θ)



Source : calculs des auteurs à partir de la base des données présentée en annexe

Sur la période considérée, le coefficient θ compatible avec les données apparaît relativement faible. Il a varié de 0,002 à 0,25, avec une valeur moyenne de 0,12 pour la mesure la plus élevée, combinant une mesure étroite de la consommation (Biens non durables seuls) et une mesure large de l'encaisse monétaire (calculée à partir de M2). Cette valeur de 0,25 constitue un plafond que n'atteint sans doute pas θ , puisque la masse monétaire rendant des services de liquidité domestiques pour l'achat des biens non durables seuls est très certainement inférieure à M2. Pour les besoins de nos calculs, nous avons choisi de retenir une fourchette large, en considérant des valeurs de θ inférieures ou égales à 0,25.

En ce qui concerne le coefficient d'aversion au risque, γ , les simulations sont effectuées avec des valeurs allant de 1 à 100. Le choix d'un tel intervalle pour ce paramètre est guidé par les résultats de la littérature sur le paradoxe de la prime de risque qui montrent que seule une très forte aversion au risque peut rendre compte de la prime de risque.

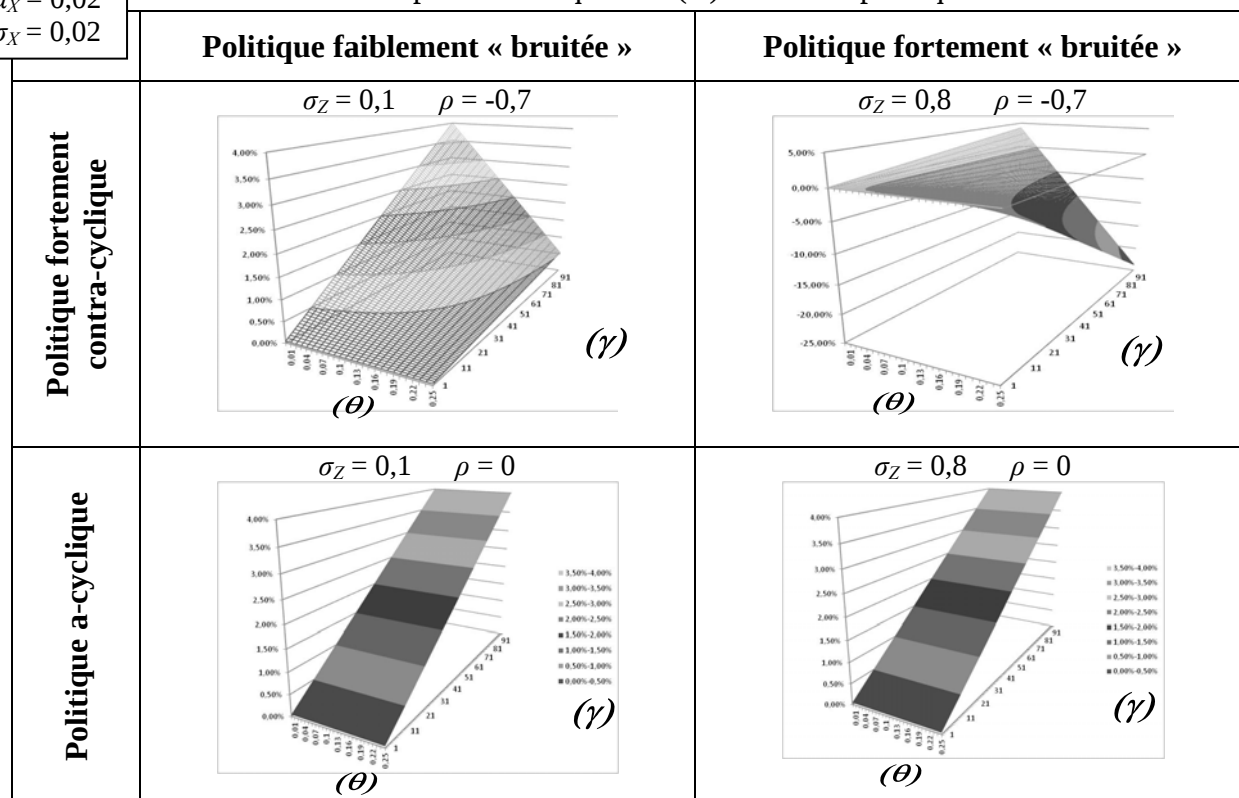
Ayant fixé $\mu_x = 0,02$, $\sigma_x = 0,02$ et $\beta = 0,95$, et considérant des variations de θ et γ dans l'intervalle $(\theta, \gamma) \in]0; 0,25] \times [1; 100]$, on peut calculer la prime de risque et l'indicateur de volatilité en considérant différents scénarios de politique monétaire.

Nous avons envisagé quatre scénarios, en considérant deux valeurs différentes pour chaque paramètre σ_z et ρ . Nous faisons varier le degré d'incertitude, en considérant une politique monétaire peu bruitée ($\sigma_z = 0,1$) et une politique monétaire beaucoup plus incertaine ($\sigma_z = 0,8$), ainsi que le degré de contra-cyclicité, en considérant une politique a-cyclique ($\rho = 0$) et une politique fortement contra-cyclique ($\rho = -0,7$). Le graphique 3 présente les résultats.

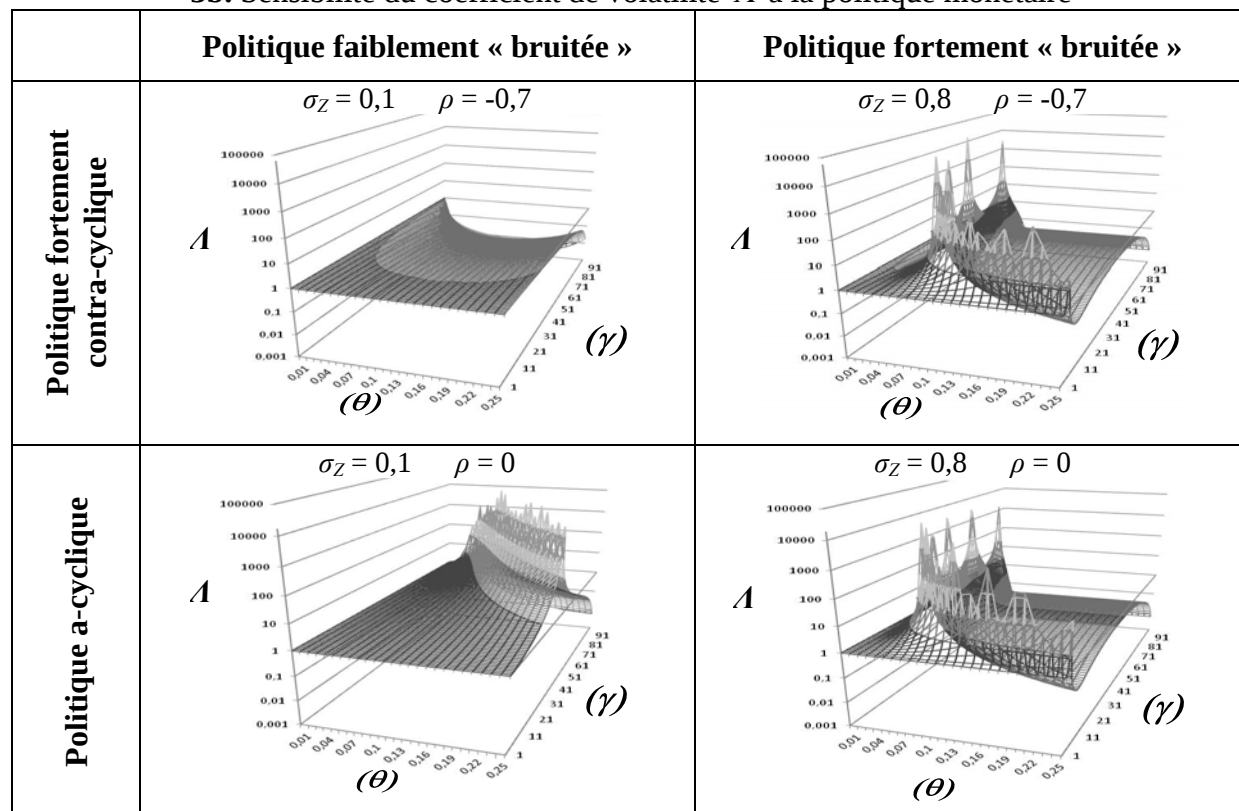
Graphique 3 : Sensibilité de la prime de risque et de l'indicateur de volatilité

$\beta = 0,95$
 $\mu_X = 0,02$
 $\sigma_X = 0,02$

3a. Sensibilité de la prime de risque $\ln E(R) - \ln r$ à la politique monétaire



3b. Sensibilité du coefficient de volatilité λ à la politique monétaire



Globalement, l'observation du graphique 3 révèle que l'impact de la politique (potentielle) de la Réserve fédérale sur la prime de risque et la volatilité dépend très sensiblement de la valeur des paramètres de préférence. Ainsi, il n'est pas exclu que la politique monétaire puisse être déséquilibrante.

En effet, l'examen de l'équation (14) indique qu'il n'y a d'équilibre que si le terme a est positif, ce qui n'est vérifié que si Ξ est négatif. Pour les valeurs des paramètres telles que $\Xi > 0$, il n'y a pas d'équilibre. Lorsque $\sigma_z = 0$ (en l'absence d'une politique monétaire active), Ξ est toujours négatif pour les valeurs de θ et γ considérées. En revanche, lorsque $\sigma_z > 0$, des conditions sur ces paramètres doivent être imposées pour qu'un équilibre puisse exister. On voit ces conditions apparaître sur la partie 3b du graphique. Sur 3 des 4 graphes, on voit en effet apparaître des pics très élevés, qui correspondent à la frontière $\Xi = 0$. Sur ces frontières, le terme a tend vers l'infini, ainsi que l'indicateur de volatilité λ , ce qui apparaît approximativement sur le graphe, qui n'est calculé que pour un ensemble discret des valeurs des paramètres. La région située « avant » ces frontières délimite l'ensemble des valeurs pour lesquelles il y a un équilibre et la région « derrière » délimite les valeurs pour lesquelles il n'y a plus d'équilibre du fait de la politique monétaire¹⁸.

On remarque que la politique monétaire n'est jamais déséquilibrante si elle est fortement contra-cyclique et peu bruitée ($\sigma_z = 0,1$ et $\rho = -0,7$). Dans ce cas-là, la partie 3a du graphique indique, conformément à l'équation (17), qu'une aversion au risque très élevée est nécessaire pour expliquer la prime de risque, mais d'autant moins élevée que θ est faible. Quant à la partie 3b, elle est cohérente avec l'analyse théorique : la valeur de θ détermine (en cas d'équilibre) si la politique monétaire augmente ou réduit la volatilité, le paramètre γ influant sur l'ampleur de cette augmentation ou de cette réduction. Un rapide calcul indique que la politique monétaire réduit la volatilité si $\theta < 0,28$, ce qui est toujours vérifié.

Sitôt que le degré d'incertitude (σ_z) augmente ou que le degré de contra-cyclicité (ρ) diminue, la politique monétaire peut devenir déséquilibrante, et elle le devient d'autant plus facilement que θ et γ sont élevés. Et même pour des valeurs des paramètres permettant l'existence d'un équilibre, la volatilité peut devenir plus forte du fait de la politique monétaire. La taille des régions caractérisées par une baisse de la volatilité tend à se réduire lorsque le degré d'incertitude augmente, et surtout lorsque le degré de contra-cyclicité diminue. En effet, lorsque $\sigma_z = 0,8$ et $\rho = -0,7$, la valeur critique de θ est 0,035. Et lorsque le degré de contra-cyclicité est nulle ($\rho = 0$), la politique monétaire augmente forcément la volatilité.

L'impact potentiel de la Réserve fédérale sur la prime de risque et la volatilité peut ainsi être très divers, provoquant soit un déséquilibre des marchés financiers, soit une montée ou une baisse de la volatilité. Ces quelques simulations révèlent l'importance d'une politique monétaire bien « compréhensible » ou peu bruitée (σ_z faible), et suffisamment contra-

¹⁸ Pour n'importe quelle valeur de (θ, γ) correspondant à un point situé derrière une "frontière", la valeur de a est négative. La prime de risque n'est donc pas définie en ces points, puisque l'équation (17) est une équation d'équilibre. La "plongée" de la prime de risque sur un des graphes ne correspond donc à aucun phénomène d'équilibre. La prime de risque peut devenir négative à l'équilibre, mais elle ne peut pas prendre une valeur "astronomique".

cyclique. Il est alors particulièrement intéressant de se demander si la politique de la Réserve fédérale présente vraiment ces propriétés.

Dans un second temps, nous examinons l'impact effectif de la politique monétaire de la Réserve fédérale. Dans les faits, à quel point la politique de la Fed affecte-t-elle l'équilibre des marchés financiers ? Pour répondre à ces questions, il faut au préalable calibrer les paramètres ρ et σ_z , sur les données de politique monétaire.

A partir des données de taux court nominal, mesuré comme le taux des bons du Trésor américain à 3 mois, nous avons estimé le paramètre σ_z . Nous avons obtenu $\hat{\sigma}_z = 0,492$, et avons retenu la valeur arrondie $\sigma_z = 0,5$. Nous avons aussi estimé le coefficient de corrélation linéaire entre les variables z_t et x_t . Comme nous disposons de deux échantillons de x_t , nous avons obtenu deux estimations présentées dans le tableau 2.

Tableau 2. Estimation du paramètre ρ

Série BND	$\hat{\rho} = -0,243$	Statistique-t = -2,13	P-value = 0,033
Série BNDS	$\hat{\rho} = -0,357$	Statistique-t = -3,13	P-value < 0,001

Source : calculs des auteurs

Le paramètre estimé $\hat{\rho}$ est significatif. Il est négatif, attestant du caractère contracyclique de la politique monétaire. Pour les besoins de nos simulations, nous avons retenu la valeur $\rho = -0,3$.

Fixant $\mu_x = 0,2$, $\sigma_x = 0,02$, $\beta = 0,95$, $\rho = -0,3$ et $\sigma_z = 0,5$, et considérant des variations de θ et γ dans l'intervalle $(\theta, \gamma) \in]0; 0,25] \times [1; 100]$, nous avons calculé le taux d'intérêt réel et la prime de risque grâce aux équations (16) et (17), ainsi que le coefficient de volatilité λ . Le graphique 4 présente les résultats. Nous y avons représenté le tracé de la surface de chaque fonction considéré (prime de risque, taux d'intérêt réel et coefficient de volatilité) ainsi qu'un graphique de surface en 2D pour aider à la lecture.

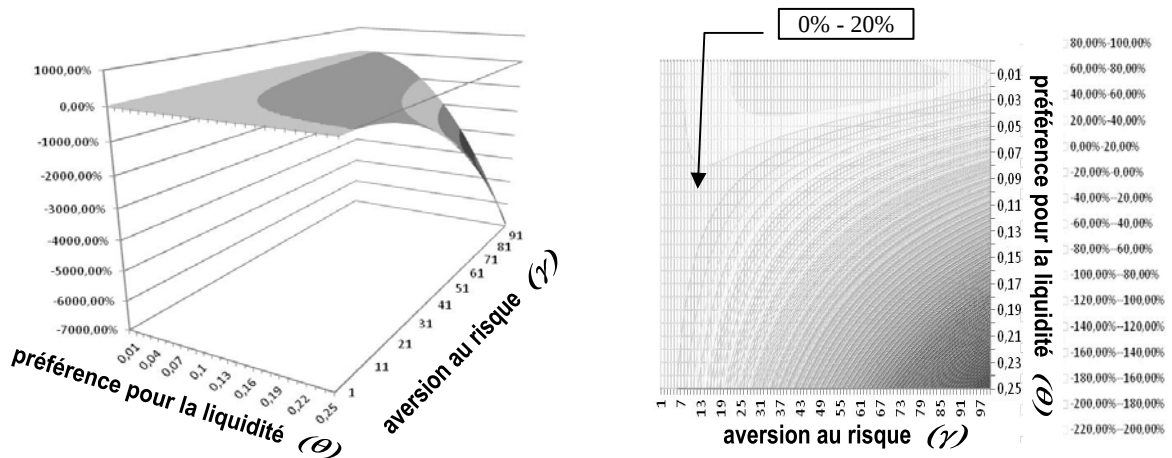
Le graphique 4 révèle que pour ces valeurs des paramètres de politique monétaire, compte tenu des valeurs que nous avons données aux autres paramètres du modèle, la politique monétaire peut devenir déséquilibrante pour des valeurs suffisamment élevées du couple (θ, γ) . La possibilité d'un déséquilibre provoqué par la politique effective de la Réserve fédérale est de l'ordre du possible.

Lorsqu'un équilibre existe, la politique monétaire peut réduire ou diminuer la volatilité du prix des actions, selon la valeur prêtée à θ . Si $\theta < 0,024$, la politique monétaire réduit la volatilité. Si $\theta > 0,024$ (mais inférieur à la frontière délimitant la région de déséquilibre), la politique monétaire augmente la volatilité. L'évaluation des effets de la politique monétaire dépend ainsi de façon critique de ce paramètre, dont on peut se demander si une valeur aussi faible (inférieure à 0,024) est crédible.

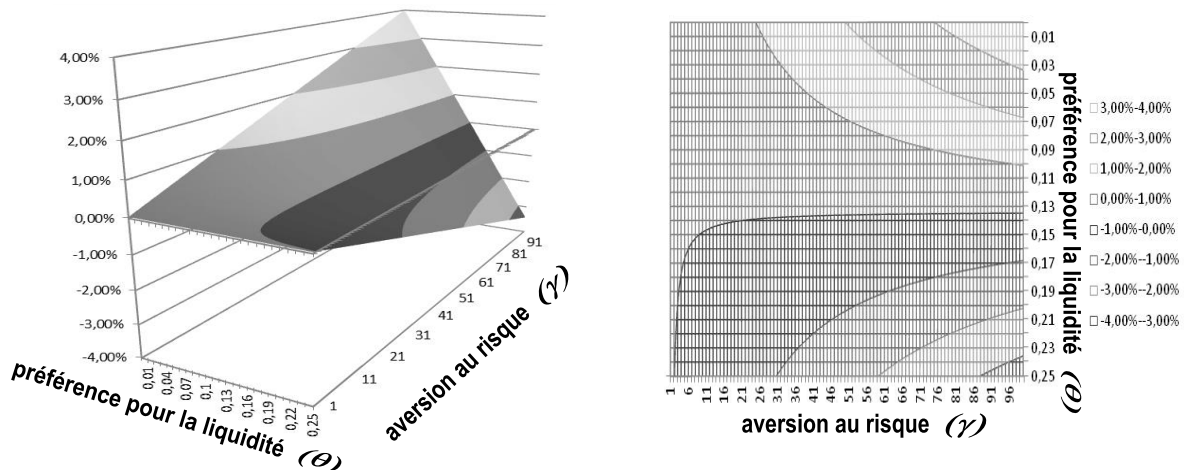
Graphique 4 : le taux d'intérêt réel, la prime de risque et le coefficient de volatilité

Valeurs des paramètres : $\beta = 0,95$ $\mu_X = 0,02$ $\sigma_X = 0,02$ $\sigma_Z = 0,5$ $\rho = -0,3$

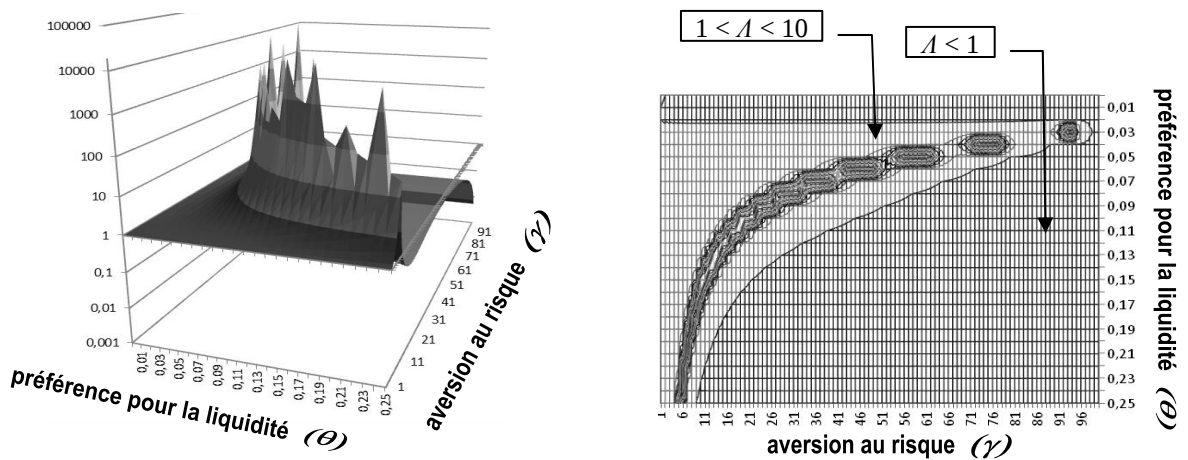
4a : Taux d'intérêt réel, $\ln r$



4b : Prime de risque, $\ln E(R) - \ln r$



4c : Coefficient de volatilité, λ



4. Section conclusive

L'intérêt du modèle présenté dans ce papier est de montrer que la politique monétaire peut fortement peser sur l'équilibre des marchés financiers, en dépit d'une influence négligeable sur la prime de risque. Nous avons montré qu'elle peut être déséquilibrante, si elle trop bruitée et pas assez contra-cyclique.

Dans le cas contraire, si elle est suffisamment contra-cyclique et peu bruitée, elle peut conduire à une baisse ou à une hausse de la volatilité, dépendant de la valeur du paramètre de préférence pour la liquidité. Si celui-ci est très faible, la politique monétaire induit une baisse de la volatilité du prix réel des actions. Dans le cas contraire, elle induit une hausse de la volatilité.

En intégrant les conditions sur les paramètres nécessaires à l'existence d'un équilibre, nous avons montré un résultat important qui échappe aux analyses antérieures, à savoir qu'une politique monétaire active peut être déséquilibrante. Nous montrons aussi un autre résultat original, à savoir que l'influence positive ou négative de la politique monétaire sur la volatilité ne dépend que du paramètre de préférence pour la liquidité, qui doit vraiment être très faible pour qu'une politique de stabilisation macroéconomique soit aussi une politique de stabilisation financière. Et surtout, nous montrons que le contraire est loin d'être improbable !

La simplicité de ce type de modèle, nécessaire à une résolution analytique, qui nous a permis de comprendre les restrictions qui doivent être imposées sur les paramètres pour assurer l'existence d'un équilibre, est bien sûr sujette à de sérieuses limites.

La limite la plus importante est sans doute relative à la fonction de demande de monnaie, l'équation (8), fondée sur l'emploi d'une fonction d'utilité de type (7). Cette fonction implique une très forte élasticité de la demande de monnaie au taux d'intérêt. Théoriquement, d'après (8), si le taux d'intérêt ($i_t - 1$) tend vers 0, alors la demande d'encaisse réelle tend vers l'infini ! Or au vu du graphique 1, on voit bien que ce taux s'est considérablement approché depuis 2009 de sa valeur plancher, sans pour autant voir l'encaisse réelle américaine atteindre un montant incommensurable. Il est clair que la fonction d'utilité (7) ne permet pas d'appréhender correctement les comportements de demande de monnaie. Et c'est bien pour cette raison que les valeurs de θ jugées les plus plausibles (graphique 2) sont des valeurs faibles, qui permettent d'atténuer (mais sans l'éliminer) le problème d'une forte élasticité de la demande de monnaie au taux d'intérêt.

D'autre part, ce type de modèle doit être généralisé pour tenir compte du caractère stabilisateur de la politique monétaire. Effectivement, ce modèle n'intègre pas le fait que la conséquence d'une politique monétaire est d'atténuer (après un certain délai de transmission) la volatilité de la production. Un cadre d'analyse plus général devrait intégrer que la politique monétaire affecte la volatilité à travers deux canaux : le canal du facteur d'actualisation stochastique, en changeant la façon dont l'agent représentatif a d'apprécier le risque, et le canal du dividende, en affectant la production. Dans le modèle présenté dans ce papier, la production est exogène, et la politique monétaire ne peut l'affecter, ce qui est une limite importante¹⁹.

¹⁹ Considérer une économie de production ne suffit cependant pas à répondre à cette critique. Le modèle de Grischenko (2011) est un modèle monétaire d'économie de production, où la monnaie n'a aucune influence sur la production.

Annexe

1. Démonstration du théorème 1.

Avec $y_{t+j} = y_t \prod_{k=1}^j x_{t+k}$, $h_{t+j} = h_t \prod_{s=1}^j z_{t+s}$, et $c_{t+j} = y_{t+j}$, (12) devient

$$q_t = E_t \left[\sum_{j=1}^{\infty} \beta^j \left(\prod_{k=1}^j x_{t+k} \right)^{1-\gamma} \left(\prod_{s=1}^j z_{t+s} \right)^{\theta(1-\gamma)} \right] y_t.$$

Cette équation se réécrit à l'évidence sous la forme de l'équation (13) :

$$q_t = a y_t.$$

En réintégrant cette équation dans (2a), compte tenu de (7) et (8), on obtient :

$$\frac{a}{1+a} = E_t \left[\beta x_{t+1}^{1-\gamma} z_{t+1}^{\theta(1-\gamma)} \right] = E_t \left[\exp \{ \ln \beta + (1-\gamma) \ln x_{t+1} + \theta(1-\gamma) \ln z_{t+1} \} \right].$$

Or comme toute variable z normale vérifie $E_t[e^z] = e^{E_t[z] + \frac{1}{2}V_t[z]}$, on peut écrire :

$$\frac{a}{1+a} = \exp \left[\ln \beta + (1-\gamma) \mu_x + \frac{1}{2} (1-\gamma)^2 \{ \sigma_x^2 + \theta^2 \sigma_z^2 + 2\theta\rho\sigma_x\sigma_z \} \right].$$

On en tire l'équation (14).

2. Démonstration du théorème 2.

L'équation (11) peut se réécrire :

$$\frac{1}{r_t} = E_t \left[\beta x_{t+1}^{-\gamma} z_{t+1}^{\theta(1-\gamma)} \right] = E_t \left[\exp \{ \ln \beta - \gamma \ln x_{t+1} + \theta(1-\gamma) \ln z_{t+1} \} \right].$$

Si on utilise les propriétés des variables normales, on peut écrire :

$$\frac{1}{r_t} = \exp \left[E_t \{ \ln \beta - \gamma \ln x_{t+1} + \theta(1-\gamma) \ln z_{t+1} \} + \frac{1}{2} V_t \{ \ln \beta - \gamma \ln x_{t+1} + \theta(1-\gamma) \ln z_{t+1} \} \right].$$

En prenant le logarithme de cette équation et en développant l'expression, on obtient l'équation (16), avec $\ln r_t = \ln r \forall t$.

3. Démonstration du théorème 3.

Comme le prix est une fonction homogène de degré 1 du dividende, on peut écrire :

$$R_{t+1} = \frac{q_{t+1} + y_{t+1}}{q_t} = \frac{a y_{t+1} + y_{t+1}}{a y_t} = \left(\frac{1+a}{a} \right) x_{t+1} \Rightarrow E_t(\ln R_{t+1}) = \ln \left(\frac{1+a}{a} \right) + \mu_x$$

Comme $R_{t+1} = [(1+a)/a] x_{t+1}$, on en déduit que R_{t+1} est lognormal, d'où :

$$\ln E_t(R_{t+1}) = E_t(\ln R_{t+1}) + \frac{1}{2} V_t(\ln R_{t+1}), \text{ ce qui permet d'obtenir :}$$

$$\ln E_t(R_{t+1}) = \ln \left(\frac{1+a}{a} \right) + \mu_x + \frac{1}{2} \sigma_x^2.$$

En tenant compte de la forme prise par $(1+a)/a$ (démonstration du théorème 1), cette équation se réécrit :

$$\ln E_t(R_{t+1}) = -\ln \beta - (1-\gamma)\mu_x - \frac{1}{2}(1-\gamma)^2 \{ \sigma_x^2 + \theta^2 \sigma_z^2 + 2\theta\rho\sigma_x\sigma_z \} + \mu_x + \frac{1}{2}\sigma_x^2.$$

En intégrant l'équation (16) dans cette dernière équation, on obtient l'équation (17), avec $\ln E_t(R_{t+1}) - \ln r_t = \ln E(R) - \ln r$.

4. Annexe des données.

Les données sont tirées, pour la plupart, de la base de données FRED, de la banque de réserve fédérale de Saint-Louis (www.research.stlouisfed.org/fred2).

La série annuelle des bons du Trésor américain est calculée à partir de la série mensuelle TB3MS (moyenne des valeurs mensuelles). Le taux dans la série d'origine est exprimé en pourcentage, et nous l'avons reformulé conformément au modèle : $i = [1 + (TBM/100)]$.

Pour le calcul de la consommation réelle par tête (c), deux séries de consommation ont été utilisées : les séries annuelles PCNDA de consommation des biens non durables et PCESVA de consommation des services. Pour calculer les valeurs réelles de ces agrégats, nous avons utilisé les indices de prix respectifs donnés dans la base de données du Bureau of Economic Analysis (Table 2.3.4. *Price Indexes for Personal Consumption Expenditures by Major Type of Product*). Le passage aux grandeurs par tête a été réalisé en utilisant les données de population au premier juillet de chaque année, série POP du Bureau of Census complétée avec la série originale pour 1934 à 1951 des données de l'*U.S. Census Bureau* (Population Estimates Program, Population Division, U.S. Census Bureau
Internet Release Date: April 11, 2000
Revised date: June 28, 2000

www.census.gov/popest/data/national/totals/pre-1980/tables/popclockest.txt)

Pour le calcul des quatre variantes du paramètre de préférence pour la liquidité (θ), deux séries annuelles de masse monétaire ont été utilisées en prenant les moyennes des séries mensuelles M2NS (agrégat de type M2) et M1NS (agrégat de type M1) et en rapportant ces agrégats aux agrégats de consommation (PCNDA et PCESVA).

Références

- Aksoy Y. et Piskorski T. (2006), « U.S. domestic money, inflation and output », *Journal of Monetary Economics*, 53, 183-197.
- Bakshi G.S. et Chen Z. (1996), « Inflation, asset prices, and the term structure of interest rates in monetary economies », *Review of Financial Studies*, 9, 241-275.
- Balvers R.J. et Huang D.H. (2009), « Money and the C-CAPM », *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 44, 337-368.
- Bansal R. et Coleman II W.J. (1996), « A Monetary Explanation of the Equity Premium, Term Premium, and Risk-Free Rate Puzzles », *Journal of Political Economy*, 104, 1135-1171.
- Bernanke B.S. et Kuttner K.N. (2005), « What explains the stock market's reaction to Federal Reserve policy? », *Journal of Finance*, 60, 1221-1257.
- Bomfim A.N. (2003) « Pre-announcement effects, news effects, and volatility: monetary policy and the stock market », *Journal of Banking & Finance*, 27, 133-151.
- Boyle G.W. (1990), « Money demand and the stock market in a general equilibrium model with variable velocity », *Journal of Political Economy*, 98, 1039-1053.
- Boyle G.W. et Peterson J.D. (1995), « Monetary policy, aggregate uncertainty, and the stock market », *Journal of Money, Credit, and Banking*, 27, 570-582.
- Boyle G.W. et Young L. (1999), « Monetary rules and stock market values », *Journal of Economics and Business*, 51, 365-372.
- Breeden D.T. (1979), « An intertemporal asset pricing model with stochastic consumption and investment opportunities », *Journal of Financial Economics*, 7, 265-296.
- Chan K.C., Foresi S. et Lang L.H.P. (1996), « Does money explain asset returns? Theory and empirical analysis », *Journal of Finance*, 51, 345-361.
- Chen N.-F., Roll R. et Ross S. (1986), « Economic forces and the stock market », *Journal of Business*, 59, 383-403.
- Conover C.M., Jensen G.R. et Johnson R.R. (1999), « Monetary environments and international stock returns », *Journal of Banking & Finance*, 23, 1357-1381.
- Danthine J. et Donaldson J. (1986), « Inflation and asset prices in a exchange economy », *Econometrica*, 54, 585-605.
- De Paoli B., Scott A. et Weeken O. (2010), « Asset pricing implications of a new keynesian model », *Journal of Economic Dynamics and Control*, 34, 2056-2073.
- Fama E. et Schwert G. W. (1977), « Asset returns and inflation », *Journal of Financial Economics*, 5, 115-146.
- Fama E. (1981), « Stock returns, real activity, inflation, and money », *American Economic Review*, 71, 545-565.
- Feenstra R.C. (1986), « Functional equivalence between liquidity costs and the utility of money », *Journal of Monetary Economics*, 17, 271-291.
- Friedman M. (1988), « Money and the stock market », *Journal of Political Economy*, 96, 221-245.
- Giovannini A. et Labadie P. (1991), « Asset prices and interest rates in Cash-in-Advance models », *Journal of Political Economy*, 99, 1215-1251.
- Grishchenko O. (2011), « Asset pricing in the production economy subject to monetary shocks », *Journal of Economics and Business*, 63, 187-216.

- Hansen L.P. et Singleton K.J. (1983), « Stochastic consumption, risk aversion, and the temporal behavior of asset returns », *Journal of Political Economy*, 91, 249-265.
- Hodrick R.J., Kocherlakota N. et Lucas D. (1991), « The variability of velocity in Cash-in-Advance models », *Journal of Political Economy*, 99, 358-384.
- Labadie P. (1989), « Stochastic inflation and the equity premium », *Journal of Monetary Economics*, 24, 277-298.
- Lee B.S. (1989), « Solving, estimating, and testing a nonlinear stochastic equilibrium model, with an example of the asset returns and inflation relationship », *Journal of Economic Dynamics and Control*, 13, 499-531.
- LeRoy S.F. (1984a), « Nominal prices and interest rates in general equilibrium: Money shocks », *Journal of Business*, 57, 177-195.
- LeRoy S.F. (1984b), « Nominal prices and interest rates in general equilibrium: Endowment shocks », *Journal of Business*, 57, 197-213.
- Lucas R.E. (1978), « Asset prices in an exchange economy », *Econometrica*, 46, 1429-45.
- Lucas R.E. (1982), « Interest rates and currency prices in a two-country world », *Journal of Monetary Economics*, 10, 335-359.
- Lucas R.E. et Stokey N. (1987), « Money and interest in a Cash-in-Advance economy », *Econometrica*, 55, 491-513.
- Marshall D. (1992), « Inflation and asset returns in a monetary economy », *Journal of Finance*, 47, 1315-1342.
- Mehra R. et Prescott E.C. (1985), « The equity premium: A puzzle », *Journal of Monetary Economics*, 15, 145-161.
- Patelis A.D. (1997), « Stock return predictability and the role of monetary policy », *Journal of Finance*, 52, 1951-1972.
- Poterba J.M. et Rotemberg J.J. (1986), « Money in the utility function: An empirical implementation », *NBER Working Paper*, 1796.
- Rigobon R. et Sack B. (2004), « The impact of monetary policy on asset prices », *Journal of Monetary Economics*, 51, 1553-1575.
- Rubinstein M. (1976), « The valuation of uncertain income streams and the pricing of options », *Bell Journal of Economics*, 7, 407-25.
- Stulz R.M. et Wasserfallen W. (1985), Macroeconomic time-series, business cycles and macroeconomic policies, *Carnegie-Rochester Conference on Public Policy*, 22, 9-55.
- Stulz R.M. (1986), Asset pricing and expected inflation, *Journal of Finance*, 41, 209-223.
- Svensson L.E.O. (1985), « Money and asset prices in a Cash-in-Advance economy », *Journal of Political Economy*, 93, 919-944.
- Wei C. (2009), « A quartet of asset pricing models in Nominal and real economies », *Journal of Economic Dynamics and Control*, 33, 154-165.