

Rentabilités d'actifs et fluctuations économiques

Une perspective d'équilibre général dynamique et stochastique*

Kevin E. Beaubrun-Diant
S.D.Fi - EconomiX
Université Paris Dauphine

Julien Matheron[†]
Service de Recherche en économie et finance
DGEI-DIR, Banque de France

9 novembre 2006

Résumé

Cette revue de la littérature présente les principaux outils et résultats de la recherche situant à l'intersection de la finance et de la macroéconomie. L'ambition de cette littérature est de fournir une analyse conjointe du cycle économique et des fluctuations des prix d'actifs financiers. Cet article adopte cette perspective et propose une analyse critique des mécanismes de modélisation à prendre en considération dans un modèle DSGE afin que celui-ci soit compatible avec les faits stylisés des rentabilités des actifs financiers sans pour autant sacrifier aux faits du cycle économique.

Mots-clés : Fluctuations économiques, Prime de risque des actions, Formation d'habitudes, coût d'ajustement.

Classification : JEL : E10, E20, G12.

*Nous remercions J.P Laffargue ainsi qu'un rapporteur pour leurs remarques et suggestions. Les vues exprimées dans cet article sont celles des auteurs et ne reflètent nécessairement celles de la Banque de France.

[†] *Correspondance* : Banque de France, DGEI-DIR, Service de recherche en économie et finance (41-1391), 31 Rue Croix des Petits-Champs, 75049 Paris Cedex 01, France. Tel : 33-1-42-92-29-97, Fax : 33-1-42-92-62-92. Courriel : julien.matheron@banque-france.fr.

1 Introduction

Cette revue de la littérature présente les principaux outils et résultats de la recherche situant à l'intersection de la finance et de la macroéconomie. Cette dernière s'appuie sur les modèles d'équilibre général intertemporels et stochastiques (DSGE). L'ambition de cette littérature est de fournir une analyse conjointe du cycle économique et des fluctuations des prix d'actifs financiers. Ce programme de recherche est relativement récent ; jusqu'alors, finance et macroéconomie se cotoyaient sans vraiment se croiser.

En finance, la théorie de l'évaluation des actifs tente d'expliquer le prix d'un droit à un paiement incertain. A la suite de Lucas (1978), le cadre d'équilibre général en économie de dotations s'est imposé comme un environnement naturel pour modéliser ces prix comme des prix d'équilibre¹. Dans cette approche, le modélisateur ignore sciemment les déterminants de la production et de la consommation. Ces dernières sont prises comme données, et l'on cherche à en déduire des implications relatives aux prix des actifs financiers. Parallèlement à ces travaux, se développe en macroéconomie, un programme de recherche initié par Kydland et Prescott (1982)². Il a pour objectif de fournir une explication théorique aux fluctuations économiques réelles. Ces analyses reposent sur la construction et la simulation de modèles dynamiques et stochastiques d'équilibre général (DSGE). Dans ce programme de recherche, l'accent est mis sur les fluctuations de l'emploi, de la production, de la consommation et de l'investissement. En revanche, les implications en termes de prix d'actifs sont reléguées au second plan.

Cette vision dichotomique est très certainement regrettable. En effet, les enseignements de la théorie de l'évaluation des actifs financiers permettent une meilleure compréhension de la macroéconomie moderne. En premier lieu, l'existence d'une prime de risque importante sur les actions –ou d'une différence de volatilité entre la rentabilité des actions et celle d'une obligation à trois mois– signifie que les tentatives de relier l'investissement et le taux d'intérêt sont vaines, puisque l'essentiel des variations du coût du capital résulte de la prime de risque. En second lieu, les modèles macroéconomiques standards prédisent, d'après Lucas (1987), que les agents ne se soucient guère des fluctuations conjoncturelles. Le comportement des prix d'actifs suggère le contraire, puisque les mécanismes économiques responsables de l'existence d'une prime de risque

¹Il convient de ne pas confondre les modèles en économie de dotations et les modèles en équilibre partiel. Dans les modèles en économie de dotations, tous les prix de marché sont des variables endogènes, ce qui leur confère un statut de modèles d'équilibre général.

²Citons également les contributions majeures de Long et Plosser (1983), Hansen (1985), Prescott (1986) et King, Plosser, Rebelo (1988 a-b).

importante sur les actifs risqués sont susceptibles d'être identiques aux mécanismes responsables du coût en bien-être des fluctuations.

Ces considérations ont été ignorées par les théoriciens des fluctuations conjoncturelles jusqu'au milieu des années 90, où s'est développée une littérature, proposant d'intégrer les prix d'actifs à l'analyse du cycle économique³. Les progrès considérables réalisés sur les explications des comportements cycliques des principales variables macroéconomiques justifient l'élargissement aux faits stylisés des prix d'actifs. L'évaluation d'actifs en équilibre général avec production dynamique constitue une véritable avancée : l'endogénéisation de la consommation et de la formation des dividendes autorise une modélisation plus réaliste de l'environnement économique que le cadre d'économie de dotations. Ceci vaut, en particulier, pour la modélisation du secteur productif et du processus d'accumulation de capital physique.

Cet article adopte cette perspective et propose une analyse critique des mécanismes de modélisation à prendre en considération dans un modèle DSGE afin que celui-ci soit compatible avec les faits stylisés des rentabilités des actifs financiers sans pour autant sacrifier aux faits du cycle économique. Les premières tentatives d'intégration ont fait émerger une forme d'arbitrage entre l'explication des faits du cycle et l'explication des faits des prix d'actifs⁴. L'objectif de cet article est de formuler, dans un cadre théorique unifié, ces différentes propositions de modélisation afin d'en évaluer les performances relatives à l'aune des faits du cycle et des rentabilités d'actifs.

Dans notre revue de la littérature, nous portons une attention particulière à deux faits stylisés relatifs aux actifs financiers : l'existence d'un fort écart moyen, observé sur données américaines, entre les rentabilités des actifs risqués et des actifs non risqués ; le faible niveau du taux sans risque. Mehra et Prescott (1985) mettent en évidence l'incapacité du modèle de Lucas (1978) à reproduire le premier fait, pour des valeurs vraisemblables de l'aversion pour le risque. Weil (1989), montre l'incapacité du même modèle à reproduire le deuxième fait. Ces deux écueils rencontrés par le modèle de base d'évaluation des actifs financiers ont constitué le point de départ d'une volumineuse littérature. L'objectif de cette dernière a été de proposer des modifications du cadre d'analyse permettant d'échapper à ces deux difficultés. Pour l'essentiel, cette littérature s'est développée dans un cadre d'économie d'échange et a proposé d'amender la structure des préférences retenue dans le modèle de base.

³On peut citer Boldrin, Christiano et Fisher (1995, 1997, 2001), Rouwenhorst (1995), Jermann (1998).

⁴Le lecteur peut se référer aux contributions de Boldrin, Christiano et Fisher (1995, 2001), Rouwenhorst (1995), Jermann (1998), Lettau et Uhlig (2000, 2002), Lettau (2003), Gomes, Yaron et Zhang (2003).

Cette idée est initiée par Shiller (1982), Hansen et Jagannathan (1991), et Cochrane et Hansen (1992), qui ont relié l'énigme de la prime de risque à la volatilité du taux marginal de substitution intertemporelle (ou facteur d'escompte stochastique) de l'investisseur représentatif. En effet, tout mécanisme permettant d'accroître la volatilité conditionnelle du facteur d'escompte stochastique est une solution potentielle de l'énigme de la prime de risque dans le cadre d'équilibre de dotations à la Lucas (1978). L'objectif consiste donc à engendrer de la volatilité du facteur d'escompte stochastique en abandonnant l'hypothèse de séparabilité des préférences.

Une première approche envisage la *non-séparabilité entre les états de nature* (Epstein et Zin [1989, 1991], Weil [1989, 1991]). La particularité de cette structure de préférences est d'adopter une formulation récursive de l'utilité généralisant le cadre standard. Cette dernière est spécifiée comme une fonction iso-élastique de la consommation courante et de l'utilité future. L'attrait majeur des préférences non-séparables entre les états de la nature est de rompre la réciprocité entre le coefficient d'aversion pour le risque et l'élasticité de substitution intertemporelle. Une alternative à l'approche précédente consiste à envisager la *non-séparabilité temporelle* des préférences. La formation des habitudes de consommation en est l'exemple le plus célèbre (Abel [1990, 1999], Constantinides [1990], Ryder et Heal [1973], Sundaresan [1989] et Heaton [1995], Boldrin Christiano et Fisher [1995, 1997], Campbell et Cochrane [1999]). La formation des habitudes implique que l'utilité marginale de la consommation de demain intègre l'effet positif de la consommation courante. En reliant les consommations passées, courantes et futures, ce mécanisme rend l'agent beaucoup plus adverse à l'égard du risque dans les mauvais états de la nature que dans les bons états. Comme la résolution de l'énigme de la prime de risque requiert une aversion relative pour le risque élevée, il n'est pas surprenant que les préférences intégrant la formation d'habitudes de consommation constituent un véritable progrès dans l'explication de la prime de risque des actions.

Les résultats obtenus grâce à la généralisation des préférences constituent une première étape nécessaire. En revanche, force est de constater que le cadre d'analyse d'équilibre de dotations, qui laisse ouverte la question de la détermination de la consommation et des dividendes, repose sur des spécifications exogènes et non pas sur des comportements optimisateurs micro-fondés. De plus, la détermination de l'investissement et les effets dynamiques de l'accumulation du capital physique sur les prix d'actifs sont par construction absents de ce type de modèles⁵. Plus

⁵Lettau (2003) montre que l'effet d'un choc exogène sur la rentabilité d'un actifs peut être décomposé en un *effet direct* – dû au choc lui-même – et en un *effet indirect* – dû à la propagation des effets de ce choc par l'accumulation du capital physique. Selon l'auteur, le second effet est crucial dans la compréhension des mécanismes théoriques

fondamentalement, Boldrin Christiano et Fisher (1995, 1997) (BCF dans la suite) analysent *pourquoi*, dans un cadre d'équilibre de dotations, la formation des habitudes permet de reproduire la prime de risque et le taux sans risque pour de faibles valeurs de l'aversion pour le risque. Ils identifient deux canaux affectant l'aptitude du modèle à engendrer une prime de risque significative. Le premier, baptisé le "*canal de la concavité*", est dû à la présence des habitudes de consommation. Le second, appelé le "*canal du gain en capital*", est un sous-produit du cadre d'économie d'échange pure. Dans cet environnement, le stock de capital est fixe. Dès lors, les variations de la demande de capital induisent de fortes variations du prix du capital (ou q de Tobin) entre les différents états de la nature. De telles variations entraînent d'importants gains en capital dans les états où la consommation est élevée (et respectivement faibles en périodes de basse consommation). L'analyse de Boldrin Christiano et Fisher (1995, 1997) révèle que les gains en capital expliquent 90% de la prime de risque moyenne théorique. De ce point de vue, le succès relatif des modèles d'équilibre de dotations est en quelque sorte fortuit : les gains en capital émergent uniquement à cause de la fixité de l'offre de capital – imposée par construction. Paradoxalement, alors que le canal de la concavité a été l'objet d'une attention quasi exclusive du programme de recherche basé sur la généralisation des préférences, ce canal n'explique que 10% de la prime de risque théorique.

En adoptant la perspective d'équilibre général de production, nous montrons comment la littérature a tenté de dépasser les principales limites théoriques précédentes. Le modèle DSGE intègre un véritable secteur productif et le mécanisme des gains en capital peut être modélisé de manière explicite. Néanmoins, l'élaboration d'un modèle capable d'expliquer conjointement les fluctuations économiques et des rentabilités d'actifs n'est pas une tâche aussi aisée qu'il n'y paraît. L'analyse conjointe des faits du cycle économique et des prix d'actifs constitue un défi supplémentaire pour la modélisation en équilibre général intertemporel et stochastique. Cette dernière, en endogénéisant les choix de consommation et la formation des dividendes, risque de rencontrer plus d'écueils que la modélisation en équilibre de dotations. Comme le soulignent Danthine, Donaldson et Mehra (1992) et Rouwenhorst (1995), dans le cas des préférences standards, l'accroissement de l'aversion pour le risque provoque une dynamique de plus en plus lissée de la consommation, laissant inchangée la volatilité conditionnelle du facteur d'actualisation stochastique. Ce lissage intertemporel est d'autant plus prononcé qu'il se réalise sans aucun coût. Ce constat nous conduit, dans le cas de l'économie de production, à définir un premier

à l'oeuvre pour reproduire la prime de risque.

élément indispensable permettant d'accroître la volatilité conditionnelle du taux marginal de substitution : (i) la formation des habitudes consommation. Une seconde difficulté inhérente à la structure DSGE doit être soulignée. L'offre de capital n'étant plus fixe, il est crucial d'introduire (ii) un mécanisme permettant d'engendrer de la volatilité du gain en capital. En effet, ce dernier constitue la composante essentielle de la volatilité de la rentabilité de l'actif risqué. La volatilité des gains en capital – et par extension la volatilité de la rentabilité de l'actif risqué – peut être engendrée par tout mécanisme réduisant l'élasticité de l'offre de capital.

Ces considérations motivent la démarche graduelle adoptée dans cet article. Nous prenons comme point de départ le modèle néo-classique de base – dépourvu de (i) et (ii) – puis nous y introduisons (i) et modélisons (ii) sous la forme de coûts d'ajustement sur le capital. Nous pouvons ainsi réévaluer l'apport de Jermann (1998) qui parvient à reproduire la prime de risque des actions observées tout en évaluant la capacité de son modèle à expliquer les principaux faits des fluctuations économiques. Conformément à la critique de BCF (1999), nous introduisons ensuite le comportement d'offre de travail des ménages, supposée fixe jusque-là. L'objectif est de compléter la description de l'ensemble des fluctuations en élargissant les faits au marché du travail. Ce faisant, nous montrons que le modèle perd toutes ses propriétés explicatives. Après avoir détaillé les raisons d'un tel échec, nous explorons deux extensions, proposées par BCF (1999, 2001), permettant de dépasser ces limites.

La suite de l'article s'organise comme suit. La Section 2 présente les principaux faits stylisés et les énigmes empiriques qui en découlent. La Section 3 introduit l'évaluation des actifs financiers en équilibre général, dans le cas particulier d'une économie de dotations. Ces outils sont mobilisés dans la suite de l'article, notamment à la Section 4 qui étend l'évaluation des actifs financiers à l'équilibre général de production. Nous y analysons les performances respectives du modèle néo-classique et du modèle de Jermann. La section 5 propose deux extensions permettant de dépasser les limites du modèle de Jermann lorsque l'offre de travail est variable : la prédétermination des heures et le modèle bi-sectoriel de BCF (2001). La dernière section conclut en présentant quelques pistes de recherche à explorer.

2 Faits stylisés

L'objectif de cette section est de proposer une caractérisation empirique du comportement cyclique des variables économiques et financières. Afin de faciliter la comparaison avec la littérature,

nous utilisons des données américaines, sur la période 1948(I)–1996(III)⁶. Ce faisant, nous élaborons un ensemble de faits stylisés robustes et homogènes. Nous mettons en évidence, trois énigmes empiriques particulièrement importantes en macroéconomie.

Comme dans la littérature, les séries macroéconomiques sont préalablement passées au filtre “Hodrick-Prescott” (HP) afin de ne préserver que la composante cyclique de la série brute⁷. Les données financières, quant à elles, ne sont pas filtrées. Les résultats sont reportés dans le tableau 1. Nous calculons la volatilité des composantes cycliques des logarithmes du produit (\hat{y}_t), de la consommation (\hat{c}_t), de l’investissement (\hat{x}_t) et des heures travaillées (\hat{n}_t). Nous caractérisons les propriétés de corrélation de l’emploi, de la consommation et de l’investissement avec la produit, ainsi que les propriétés d’autocorrélation de ces variables. Nous calculons aussi l’autocorrélation des taux de croissance du produit (Δy_t) et de la consommation (Δc_t). Enfin, nous caractérisons les niveaux moyens du taux sans risque et du taux risqué, ainsi que leurs volatilités. Tous les moments reportés ci-dessous sont calculés par la méthode généralisée des moments, en utilisant une fenêtre de Bartlett avec 4 retards. Les données relatives aux rentabilités de l’actif risqué et de l’actif sans risque sont reportées dans le graphique 1.

L’analyse du tableau 1 révèle les caractéristiques suivantes :

1. La consommation est particulièrement lisse et moins volatile que le produit.
2. L’investissement fluctue beaucoup plus que le produit.
3. Les heures totales travaillées sont presque aussi volatiles que le produit.

⁶Les données sont décrites en annexe. Pour des comparaisons internationales voir Campbell (1999). La plupart des pays de l’OCDE y apparaissent caractérisés par une importante prime de risque empirique. Pour une application sur données françaises, voir Epaulard et Pommeret (2001). Des calculs alternatifs de la prime de risque proposés par Jagannathan et alii (2001) suggèrent que cette dernière pourrait être beaucoup plus faible que ne le laisse entendre Campbell (1999). Nous nous en tenons à la définition proposée par ce dernier.

⁷L’étude des fluctuations économiques pose fondamentalement le problème de la distinction des caractéristiques se rapportant aux fluctuations économiques, de celles qui se rapportent aux mouvements de long terme dans les données. Quelle que soit la méthodologie d’extraction employée, cette distinction revient toujours à une définition arbitraire de la composante tendancielle des données. Dans cet article, pour faciliter les comparaisons avec les résultats de la littérature, nous adoptons le filtre HP. Ce dernier définit la composante tendancielle y_t^T de y_t comme la solution du problème de minimisation

$$\min_{\{y_t^T\}_{t=0}^N} \sum_{t=1}^N \{(y_t - y_t^T)^2 + \lambda[(y_{t+1}^T - y_t^T) - (y_t^T - y_{t-1}^T)]^2\}.$$

Pour les données trimestrielles, il est commun, comme nous le faisons, de fixer $\lambda = 1600$.

TABLEAU 1. FAITS STYLISÉS

I. variables économiques	
$\sigma(\hat{y}_t)$	2.35 (0.21)
$\sigma(\hat{c}_t) / \sigma(\hat{y}_t)$	0.36 (0.02)
$\sigma(\hat{x}_t) / \sigma(\hat{y}_t)$	3.04 (0.16)
$\sigma(\hat{n}_t) / \sigma(\hat{y}_t)$	0.83 (0.04)
$\text{corr}(\hat{y}_t, \hat{c}_t)$	0.81 (0.17)
$\text{corr}(\hat{y}_t, \hat{x}_t)$	0.88 (0.20)
$\text{corr}(\hat{y}_t, \hat{n}_t)$	0.87 (0.19)
$\text{corr}(\hat{y}_t, \hat{y}_{t-1})$	0.84 (0.20)
$\text{corr}(\hat{c}_t, \hat{c}_{t-1})$	0.83 (0.18)
$\text{corr}(\hat{x}_t, \hat{x}_{t-1})$	0.81 (0.23)
$\text{corr}(\hat{n}_t, \hat{n}_{t-1})$	0.89 (0.22)
$\text{corr}(\Delta y_t, \Delta y_{t-1})$	0.34 (0.07)
$\text{corr}(\Delta c_t, \Delta c_{t-1})$	0.21 (0.09)
II. variables financières	
$E(R^f)$	1.45 (0.41)
$E(R^e)$	8.02
$E(R^e - R^f)$	6.57 (2.37)
$\sigma(R^f)$	1.44 (0.70)
$\sigma(R^e)$	15.62 (7.12)
$\frac{E(R^e - R^f)}{\sigma(R^e)}$	0.42

Notes : les symboles $\sigma(x)$ et $\text{corr}(x, y)$ désignent l'écart-type de x et la corrélation entre x et y , respectivement.

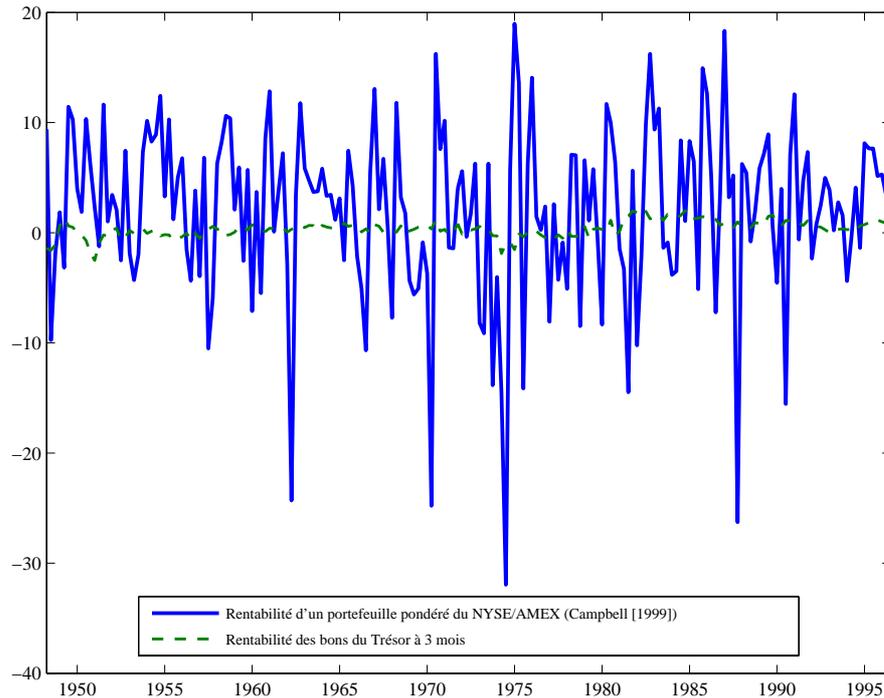


FIG. 1 – Evolution trimestrielle des rentabilités réelles des actifs risqué et sans risque américains, 1948(1)-1996(3).

4. Les principales composantes du produit sont procycliques : l'investissement et la consommation exhibent des corrélations contemporaines élevées avec le produit.
8. Les heures totales travaillées apparaissent fortement corrélées avec le produit agrégé.
9. L'ensemble des variables macroéconomiques passées au filtre HP présentent une autocorrélation d'ordre 1 relativement élevée. C'est également le cas pour le taux de croissance trimestriel du produit et de la consommation, dont les autocorrélations d'ordre 1 sont de l'ordre de 0.3 et de 0.2, respectivement.

Ces caractéristiques constituent l'ensemble minimal de faits stylisés qu'un modèle DSGE devrait être capable de reproduire. En ce qui concerne les prix d'actifs, l'analyse du tableau 1 montre que :

1. La rentabilité réelle moyenne et annualisée des actions américaines est élevée (environ 8%).
2. Le taux d'intérêt sans risque réel est relativement bas (1.45% par an).
3. La rentabilité réelle des actions est très volatile ; son écart-type annualisé est d'environ

15%.

4. Le taux d'intérêt réel sans risque est beaucoup moins volatil. L'écart-type annualisé de la rentabilité réelle ex-post des bons du trésor à 3 mois est d'environ 1.4%.

Comme l'indique Campbell (1999), les faits stylisés des prix d'actifs soulèvent plusieurs interrogations importantes :

1. Pourquoi la rentabilité réelle des actions est-elle si élevée par rapport au taux d'intérêt réel moyen de court terme ?
2. Pourquoi le taux d'intérêt réel moyen de court terme est-il si faible ?
3. Pourquoi la volatilité de la rentabilité des actions est-elle si élevée ?

L'«*énigme de la prime de risque des actions*», identifiée par Mehra et Prescott (1985), illustrent l'incapacité du modèle standard de choix intertemporels à reproduire l'écart significatif de rentabilité entre un actif risqué et un actif sans risque. Dans un modèle standard d'évaluation d'actifs financiers basée sur la consommation (Lucas [1978], Grossman et Shiller [1981], Hansen et Singleton [1983]), la quantité de risque sur un marché d'actions est mesurée par la covariance entre l'excès de rentabilité des actions et le taux de croissance de la consommation. Le prix du risque est représenté par le coefficient d'aversion relative pour le risque de l'investisseur représentatif. Le niveau élevé de la rentabilité des actions associé au faible niveau du taux sans risque, impliquent une prime de risque moyenne des actions élevée. En revanche, l'évolution lissée de la consommation rend faible la covariance entre la rentabilité des actions et la croissance de la consommation. Par conséquent, la prime de risque des actions ne peut être obtenue que grâce à des niveaux irréalistes du coefficient d'aversion pour le risque.

Les investisseurs averses au risque, sont également fortement incités à transférer de la richesse des périodes caractérisées par un rythme élevé de croissance de la consommation vers des périodes de croissance plus faible afin d'homogénéiser la croissance de la consommation dans le temps (aversion pour la substitution intertemporelle). Etant donnée la croissance régulière et soutenue de la consommation dans le temps, une aversion élevée pour le risque chez les investisseurs entraîne que ceux-ci voudront emprunter pour réduire la différence entre la consommation présente et la consommation future (aversion à l'égard du risque), créant ainsi une forte demande de capital. Afin de rendre compatible ce comportement avec les faibles taux d'intérêt observés, il faut alors supposer que les investisseurs sont extrêmement patients. Ceci revient à supposer une structure de préférences telle que la consommation future est autant valorisée que la consommation

présente, ou encore supposer qu'ils possèdent un taux de préférence pour le présent quasiment nul voire négatif. C'est *l'énigme du taux sans risque* identifiée par Weil (1989).

L'*"énigme de la volatilité de la rentabilité des actions"* est à relier à l'inaptitude des modèles standards de fluctuations conjoncturelles à reproduire cet aspect des données. A titre d'exemple, le modèle de Prescott (1986) implique une très faible volatilité des rentabilités d'actifs. En effet, dans ce type de modèle, le taux de rendement de l'actifs risqué, est égal à la productivité marginale du capital. Les sources principales de volatilité de ce dernier, sont les chocs technologiques et les changements dans la quantité de capital. Ces deux quantités sont faiblement variables lorsque le modèle est étalonné sur données américaines. En outre, le capital est transformable en bien de consommation sans aucun coût (du fait d'une loi d'accumulation linéaire du capital physique). Par conséquent, le prix unitaire du capital est toujours fixé à l'unité, contribuant à la stabilité excessive de la rentabilité d'actifs risqués.

Les énigmes empiriques retenues sont la preuve que certaines caractéristiques fondamentales du fonctionnement de l'économie échappent au modèle standard. L'énigme du taux sans risque représente l'étendue de notre ignorance sur les déterminants du comportement d'épargne des agents économiques : elle traduit l'incapacité des économistes à expliquer pourquoi les agents épargnent, même à un taux aussi bas. De même, l'énigme de la prime de risque, apparaît comme la preuve de l'incapacité des économistes à expliquer pourquoi les agents sont si adverses à l'égard du risque incorporé dans les rentabilités d'actions. Comme le soulignent Atkeson et Phelan (1994), sans la connaissance de ces mécanismes nous ne pouvons espérer répondre à la question posée par Lucas (1987) sur l'importance du coût en bien-être des fluctuations conjoncturelles de la consommation. Enfin, les énigmes de prix d'actifs sont particulièrement robustes. Dans le cadre du paradigme de l'agent représentatif, elles reposent sur trois hypothèses : (i) les agents ont des fonctions d'utilité iso-élastiques ; (ii) les marchés sont supposés complets ; (iii) il n'y a pas de coûts de transaction sur ces marchés.

Les propositions théoriques de résolution des énigmes de prix d'actifs vont explorer les résultats obtenus en abandonnant l'une ou l'autre de ces hypothèses. Dans la suite, nous nous intéressons aux développements conservant l'hypothèse de marchés complets mais relâchant celle de préférences iso-élastiques. Nous choisissons de préserver les hypothèses de marchés complets et d'absence d'imperfections sur le marché des actifs afin d'évaluer jusqu'à quel point une explication satisfaisante des énigmes de prix d'actifs peut être fournie sans abandonner cette structure d'analyse particulièrement attractive.

Avant de présenter les difficultés spécifiques liées à la reproduction des faits stylisés des prix d’actifs dans une économie de production, nous exposons les principaux concepts théoriques permettant de se représenter ces prix comme le résultat d’un équilibre concurrentiel. Ces outils seront mobilisés dans toute la suite de l’article.

3 Introduction à l’évaluation d’actifs en équilibre général : une économie d’échange

Cette section introductive présente les principaux outils de la modélisation des prix d’actifs en équilibre général. Pour ce faire, nous nous plaçons dans un premier temps dans un cadre d’économie d’échange pure, similaire à celui proposé par Lucas (1978). Dans ce type d’environnement, les agents reçoivent des dotations et peuvent éventuellement s’échanger des titres financiers. L’objectif de ce type de modèles est de fournir un cadre d’étude des prix d’actifs perçus comme des prix d’équilibre reliés aux fondamentaux de l’économie, i.e. les préférences, les contraintes technologiques, et les lois d’évolution des chocs. Afin d’illustrer les principaux concepts rencontrés dans la littérature (prix d’actifs, taux sans risque, actifs contingents, etc), nous présentons une version simplifiée du modèle de Lucas (1978). L’exposé s’appuie largement sur Ljungqvist et Sargent (2004), auquel le lecteur est invité à se référer pour de plus amples détails.

3.1 L’environnement économique

Nous considérons une économie peuplée par un grand nombre d’agents aux mêmes dotations initiales : ils possèdent tous un arbre identique, lequel produit en période t un même total par agent de D_t unités de fruit, que les agents ne peuvent pas stocker. On suppose que les dividendes obéissent à la relation $D_t = D(x_t)$, où $D(\cdot)$ est une fonction connue des agents et x_t décrit l’état du système à la date t . Nous supposons que les x_t admettent $\Omega = [\bar{x}_m, \bar{x}_M]$ pour support, et suivent un processus markovien caractérisé par la fonction de transition $F(x', x)$, supposée temporellement invariante. Nous avons donc

$$\Pr \{x_{t+1} \leq x' \mid x_t = x\} = F(x', x) = \int_{\bar{x}_m}^{x'} f(u, x) du.$$

Nous supposons qu’il existe un marché concurrentiel où s’échangent les arbres. La possession d’un arbre en période t donne droit au flux de dividendes D_t et, à l’issue de la période, le

propriétaire de l'arbre peut le vendre au prix P_t . Soit s_t le nombre d'arbres possédés par l'agent représentatif. Sa contrainte budgétaire en t s'écrit donc

$$C_t + s_{t+1}P_t \leq s_t(P_t + D_t).$$

La fonction d'utilité instantanée du consommateur représentatif est notée $U(\cdot)$. Nous supposons qu'elle vérifie les conditions d'Inada. Nous supposons également que l'agent est impatient ; par conséquent, il actualise ses flux futurs d'utilité instantanée avec le coefficient $\beta \in (0, 1)$. Le programme du consommateur consiste alors à maximiser

$$E_0 \left\{ \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(C_t) \right\}$$

sous sa contrainte de budget, en prenant P_t , $F(\cdot)$, et s_0 comme donnés. L'opérateur E_t est l'espérance conditionnée sur l'information disponible à la date t .

Pour spécifier totalement le problème, nous supposons que l'agent connaît la loi de mouvement du prix des arbres. Si l'état courant du système est x_t , i.e. si les dividendes versés en t sont égaux à $D(x_t)$, alors le prix en t d'un arbre est $P_t = P(x_t)$. L'objectif de l'exercice est de caractériser la fonction $P(\cdot)$.

Il est souvent pratique de reformuler ce type de programme d'optimisation sous forme récursive⁸. Pour ce faire, notons $A_t = s_t [P(x_t) + D(x_t)]$. Soit alors $V(\cdot)$ la fonction de valeur associée au programme de l'agent représentatif

$$V(A) = \max_{s'} \left\{ U[A - P(x) s'] + \beta \int V(A') dF(x', x) \right\}.$$

Dans l'équation fonctionnelle ci-dessus, nous ignorons les indices de temps pour alléger les notations. Le signe " $'$ " désigne la valeur en $t + 1$ de la variable considérée. Une condition nécessaire d'optimalité est alors

$$P(x) U'(s [P(x) + D(x)] - P(x) s') = \beta \int [P(x') + D(x')] V' \{ [P(x') + D(x')] s' \} dF(x', x).$$

Le théorème de Benveniste Scheinkman (1979) implique

$$V'([P(x) + D(x)] s) = U'(C).$$

Posons alors

$$C(x) = [P(x) + D(x)] s - P(x) s'.$$

⁸Voir Lucas et Stokey (1989) pour une introduction à ces techniques.

La condition du premier ordre du programme de l'agent s'écrit donc

$$P(x) U'(C(x)) = \beta \int [P(x') + D(x')] U'(C(x')) dF(x', x). \quad (1)$$

A l'équilibre, aucun arbre n'est échangé, de sorte que $s = s' = 1$. Nous pouvons alors réécrire l'équation (1) sous la forme

$$P(x_t) U'(D(x_t)) = \beta E_t \{ (P(x_{t+1}) + D(x_{t+1})) U'(D(x_{t+1})) \}.$$

Cette équation caractérise la fonction $P(\cdot)$ qui donne le prix des arbres (donc d'un certain type d'actif financier) en fonction des fondamentaux du système. Il n'est en général pas possible de résoudre de façon analytique l'équation fonctionnelle ci-dessus. En revanche, Lucas (1978) montre sous quelles conditions une solution existe. Sous ces conditions, nous sommes donc en mesure de donner un prix aux actifs productifs que nous avons appelés "arbres". Il existe par ailleurs une importante littérature proposant différentes solutions numériques à cette équation. Une bonne introduction à cette littérature est l'article de Burnside (1996).

A présent, nous souhaiterions être en mesure de donner un prix à n'importe quel actif financier. Pour parvenir à nos fins, nous allons introduire le concept fondamental d'actifs contingents.

3.2 Titres contingents

Nous souhaitons construire une procédure d'évaluation valable pour tous les actifs financiers. Pour ce faire, nous nous proposons d'évaluer d'abord tous les titres dont la date d'échéance se situe exactement une période en avant.

3.2.1 Evaluation des titres dont la maturité est d'une période

Considérons un actif financier donnant droit à une unité de consommation en $t + 1$ conditionnellement à la réalisation de l'état $\{x_{t+1} \in A\}$, pour un ensemble mesurable A quelconque. Supposons qu'il existe une fonction $Q(\cdot)$ telle que si l'économie est dans l'état x_t en t , alors le prix associé à cet actif est donné par

$$\int_{x_{t+1} \in A} Q(x_{t+1}, x_t) dx_{t+1}.$$

Dans le cas trivial où A est l'ensemble des possibles Ω , on veut évaluer un actif donnant droit à une unité de bien de consommation quel que soit l'état du système en $t + 1$. L'actif en question

est l'actif sans risque, et l'on a

$$\int_{x_{t+1} \in \Omega} Q(x_{t+1}, x_t) dx_{t+1} = \frac{1}{1 + R_t^f}$$

où R_t^f désigne le taux d'intérêt sans risque.

Supposons maintenant qu'il existe un marché concurrentiel pour chacun de ces actifs. Le programme de l'agent représentatif consiste à présent à maximiser

$$E_0 \left\{ \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(C_t) \right\}$$

sous la contrainte

$$C_t + P_t s_{t+1} + \int Q(x_{t+1}, x_t) B(x_{t+1}) dx_{t+1} \leq (P_t + D_t) s_t + B(x_t)$$

où $B(x_{t+1})$ représente la quantité de bien de consommation livrable en $t + 1$, contingent à la réalisation de l'état x_{t+1} en $t + 1$, acheté par l'agent en t .

D'après le modèle de la section précédente, on sait que l'on peut exprimer le prix P_t d'un arbre comme une fonction de l'état du système x_t , soit $P_t = P(x_t)$. De la même façon, on peut écrire $D_t = D(x_t)$. L'équation de Bellman associée au problème ci-dessus s'écrit alors

$$V((P + D)s + B(x), x) = \max_{C, s', B(x')} \left\{ U(C) + \beta \int V((P' + D')s' + B(x'), x') f(x', x) dx' \right\}$$

sous la contrainte

$$(P + D)s + B(x) - C - Ps' - \int Q(x', x) B(x') dx' \geq 0$$

Il est clair que dans ces expressions, il faut lire $P = P(x)$, $P' = P(x')$, $D = D(x)$, et $D' = D(x')$. Les variables d'état sont $(P + D)s + B(x)$ et x , et les variables de contrôle sont C , s' et les fonctions $B(x')$.

Pour résoudre le problème contraint de maximisation à la droite de l'équation fonctionnelle, on pose le lagrangien J défini par

$$J = U(C) + \beta \int V[(P' + D')s' + B(x'), x'] f(x', x) dx' + \Lambda \left\{ (P + D)s + B(x) - C - Ps' - \int Q(x', x) B(x') dx' \right\},$$

où Λ est le multiplicateur associé à la contrainte. On pose alors

$$\begin{aligned} & \int G \left[B(x'), \dot{B}(x'), x', s', Q(x', x), f(x', x) \right] dx' \\ &= \beta \int V \left[(P' + D') s' + B(x'), x' \right] f(x', x) dx' - \Lambda \int Q(x', x) B(x') dx' \end{aligned}$$

où $\dot{B}(x') = dB(x')/dx'$.

Les équations d'Euler⁹ associées à un extremum de $\int G dx'$ par rapport à la fonction $B(x')$ et par rapport au scalaire s' sont respectivement

$$\begin{aligned} G_B - \frac{d}{dx'} G_{\dot{B}} &= 0 \\ \int G_{s'} dx' &= 0 \end{aligned}$$

La condition du premier ordre par rapport à C s'écrit

$$U'(C) = \Lambda$$

Les équations ci-dessus peuvent s'écrire

$$\begin{aligned} \beta \int (P' + D') V_1 \left[(P' + D') s' + B(x'), x' \right] f(x', x) dx' &= P\Lambda \\ \beta V_1 \left[(P' + D') s' + B(x'), x' \right] f(x', x) &= \Lambda Q(x', x) \end{aligned}$$

La formule de Benveniste Scheinkman nous assure à nouveau que

$$V_1 \left[(P + D) s + B(x), x \right] = U'(C)$$

En éliminant Λ de la troisième équation et en substituant $U'(C)$, on obtient la relation

$$Q(x', x) = \beta \frac{U'[C(x')]}{U'[C(x)]} f(x', x).$$

Nous avons donc mis en évidence l'existence d'une fonction $Q(\cdot)$, appelée noyau d'évaluation des actifs contingents, permettant de donner un prix à tout titre dont la maturité est d'une seule période. A partir de la forme analytique ci-dessus, on peut virtuellement évaluer n'importe quel

⁹Une condition nécessaire pour maximiser $\int_I L(x_t, \dot{x}_t) dt$ est classiquement :

$$L_x - (d/dx) L_{\dot{x}} = 0$$

On applique alors facilement cette condition sur G .

actif de ce type. Considérons par exemple l'actif dont la rémunération à échéance est égale à $W(x')$ unités du bien de consommation, si l'état du système est x' , quelle que soit la fonction mesurable $W(\cdot)$. Le prix en t de cet actif est alors

$$P(x) = \int W(x') Q(x', x) dx' = \int W(x') \beta \frac{U'(x')}{U'(x)} f(x', x) dx'.$$

Nous allons maintenant utiliser ce noyau pour évaluer n'importe quel titre. Pour ce faire, il faut recourir à l'hypothèse d'absence d'opportunités d'arbitrage. Dans la sous-section suivante, nous montrons comment cette hypothèse permet effectivement évaluer n'importe quel actif dans l'économie de Lucas (1978).

3.2.2 Evaluation des titres : cas général

Considérons $Q^{(j)}(x^j, x)$ le prix en t quand l'état du système est x d'un actif donnant droit à une unité de bien de consommation en $t + j$ si l'état du système à cette date est x^j . On peut dire que $Q^{(j)}$ est le noyau permettant d'évaluer les actifs dont la maturité est de j périodes. De la même façon, considérons $B^{(j)}(x^j, x)$ la quantité de tels titres achetés en t par l'agent représentatif, quand l'état du système est x . Soit alors θ la richesse initiale de l'agent. Conformément aux notations des sections précédentes, sa contrainte budgétaire en t s'écrit

$$C + P(x) s' + \sum_{j=1}^{\infty} \int Q^{(j)}(x^j, x) B^{(j)}(x^j, x) dx^j \leq \theta(x)$$

Puisque l'agent peut revendre ses arbres et les titres achetés en première période, sa richesse en $t + 1$ s'écrit

$$\theta(x') = s' [P(x') + D(x')] + B^{(1)}(x', x) + \sum_{j=2}^{\infty} \int Q^{(j-1)}(x^j, x') B^{(j)}(x^j, x) dx^j$$

En effet, la richesse financière totale de l'agent correspond aux dividendes totaux versés par les s' arbres qu'il possède, à la valeur de son capital, i.e. les s' arbres au prix $P(x')$, et les titres $B^{(j)}$, pour $j \geq 2$, que l'agent peut vendre en $t + 1$ quand l'état de la nature est x' .

On multiplie cette équation par $Q^{(1)}(x', x)$ et on intègre par rapport à x' . Il vient alors

$$\begin{aligned} & \int \theta(x') Q^{(1)}(x', x) dx' \\ &= \int s' [P(x') + D(x')] Q^{(1)}(x', x) dx' + \int B^{(1)}(x', x) Q^{(1)}(x', x) dx' \\ &+ \int \sum_{j=2}^{\infty} \int Q^{(j-1)}(x^j, x') Q^{(1)}(x', x) B^{(j)}(x^j, x) dx^j dx'. \end{aligned}$$

Nous formons alors la différence $\theta(x) - \int \theta(x') Q^{(1)}(x', x) dx'$, et il vient

$$\begin{aligned} \theta(x) - \int \theta(x') Q^{(1)}(x', x) dx' &\geq C + s' \left[P(x) - \int [P(x') + D(x')] Q^{(1)}(x', x) dx' \right] \\ &+ \sum_{j=2}^{\infty} \int \left[Q^{(j)}(x^j, x) - \int Q^{(j-1)}(x^j, x') Q^{(1)}(x', x) dx' \right] B^{(j)}(x^j, x) dx^j. \end{aligned}$$

Notons alors

$$\begin{aligned} A &= P(x) - \int [P(x') + D(x')] Q^{(1)}(x', x) dx', \\ B &= Q^{(j)}(x^j, x) - \int Q^{(j-1)}(x^j, x') Q^{(1)}(x', x) dx'. \end{aligned}$$

A moins que les termes A et B ne soient nuls, si s' et $B^{(j)}(x^j, x)$ peuvent prendre n'importe quelle valeur, l'agent représentatif peut obtenir n'importe quel montant non borné de richesse et de consommation, tout en satisfaisant sa contrainte budgétaire. Cette situation ne peut être réalisable à l'équilibre : elle correspondrait à une opportunité d'arbitrage ; l'on doit donc vérifier

$$\begin{aligned} \theta(x) &\geq C + \int \theta(x') Q^{(1)}(x', x) dx' \\ P(x) &= \int [P(x') + D(x')] Q^{(1)}(x', x) dx' \\ Q^{(j)}(x^j, x) &= \int Q^{(j-1)}(x^j, x') Q^{(1)}(x', x) dx', \quad j \geq 2 \end{aligned}$$

La première relation stipule simplement que la différence entre la richesse présente et la valeur présente de la richesse future doit être supérieure ou égale aux dépenses de consommation (égale à l'équilibre). La seconde relation est une reformulation de l'équation (1). La troisième relation fournit un algorithme récursif d'évaluation du prix des actifs contingents de maturité supérieure ou égale à deux périodes. Dans la sous-section précédente, nous avons donné l'expression de $Q^{(1)}$. Avec l'algorithme récursif ci-dessus, nous pouvons calculer le noyau des actifs de toute maturité. En particulier, pour un actif dont la maturité est de deux périodes, livrant une unité de bien de consommation si l'état du système à cet horizon est x' , nous obtenons

$$\begin{aligned} Q^{(2)}(x', x) &= \beta^2 \int \frac{U'[C(x')]}{U'[C(a)]} \frac{U'[C(a)]}{U'[C(x)]} f(x', a) f(a, x) da \\ &= \beta^2 \int \frac{U'[C(x')]}{U'[C(x)]} f(x', a) f(a, x) da \end{aligned}$$

De la même façon, une action peut-être perçue comme un droit sur une suite de dividendes $\{D_t\}_{t=0}^{\infty}$ où chacun des dividendes peut s'exprimer comme une fonction de l'état du système, soit $D_t = D(x_t)$. Le prix en t de cet actif est donc

$$P(x_t) = \sum_{j=1}^{\infty} \int Q^{(j)}(x_{t+j}, x_t) D(x_{t+j}) dx_{t+j}.$$

Avec ces équations, nous pouvons donc évaluer n'importe quel actif, quelle que soit sa maturité ou sa nature contingente. Evidemment la procédure étudiée dans cette sous-section repose grandement sur le noyau mis en évidence dans la sous-section précédente. Pour obtenir ce dernier, Lucas (1978) a dû considérer un ensemble très restrictif d'hypothèses (économie d'échange pure). Cependant, la procédure, quoique plus complexe, demeure inchangée dans les cas plus généraux que nous considérons ci-après.

3.3 Facteur d'escompte stochastique, taux sans risque et excès de rentabilité

Comme on l'a vu plus haut (équation 1), le prix en t , P_t , d'un actif financier qui verse un dividende D_{t+1} et se revend au prix P_{t+1} en $t + 1$ doit vérifier l'équation

$$1 = E_t \left\{ \left(\beta \frac{U'(C_{t+1})}{U'(C_t)} \right) \left(\frac{P_{t+1} + D_{t+1}}{P_t} \right) \right\}.$$

Il est d'usage dans la littérature de désigner le terme

$$\beta \frac{U'(C_{t+1})}{U'(C_t)}$$

sous l'appellation de *facteur d'escompte stochastique*. On le note traditionnellement $M_{t,t+1}$. Il est bien clair que cet objet est lié au noyau d'évaluation des actifs contingents Q . En effet,

$$Q(x_{t+1}, x_t) = \beta \frac{U'[C(x_{t+1})]}{U'[C(x_t)]} f(x_{t+1}, x_t) = M_{t,t+1} f(x_{t+1}, x_t).$$

Comme l'explique en détail Cochrane (2001), la forme particulière que peut prendre $M_{t,t+1}$ dépend de la forme des préférences retenues –ou que l'on cherche à tester. Plus fondamentalement, s'il existe un ensemble complet de marchés contingents et s'il n'y a pas d'opportunité d'arbitrage, un actif financier dont le rendement futur est R_{t+1} vérifie forcément une relation du type

$$1 = E_t \{ M_{t,t+1} (1 + R_{t+1}) \},$$

où $M_{t,t+1}$ peut éventuellement être donné par une expression plus compliquée que ci-dessus. La version inconditionnelle de cette équation peut aussi s'écrire

$$E\{(1 + R_{t+1})\} = \frac{1}{E\{M_{t,t+1}\}} - \frac{\text{cov}(M_{t,t+1}, R_{t+1})}{E\{M_{t,t+1}\}}.$$

En vertu des calculs qui précèdent, nous savons par ailleurs que

$$E\{M_{t,t+1}\} = \frac{1}{1 + R_t^f},$$

ce qui nous permet d'écrire

$$E\{R_{t+1} - R_t^f\} = -\frac{\text{cov}(M_{t,t+1}, R_{t+1})}{E\{M_{t,t+1}\}}.$$

Cette équation stipule que la covariance entre le facteur d'escompte et le rendement de l'actif risqué R_t explique la prime de risque associée à cet actif – ici la prime de risque est définie comme l'écart entre le taux de rendement de l'actif risqué et le taux sans risque. Autrement dit, la prime de risque sera d'autant plus élevée que ces deux quantités covarient négativement. Dans le cas des préférences temporellement séparables que nous avons retenues dans cette section, une telle covariation négative s'obtient lorsque l'utilité marginale de la consommation est élevée (faible) en même temps que le taux risqué est faible (élevé). Un actif risqué sera donc caractérisé par une forte prime de risque lorsqu'il covariera positivement avec la consommation. On peut en effet dire qu'un tel actif est risqué dans la mesure où il offre un rendement faible précisément dans les états de la nature où les agents souhaiteraient bénéficier d'un rendement élevé pour maintenir leur consommation.

4 Introduction à l'évaluation d'actifs en équilibre général : une économie de production

La littérature sur la prime de risque s'est principalement concentrée sur des économies d'échange, similaires à celle que nous venons d'étudier. Dans ce type d'environnement, tout mécanisme permettant d'accroître la volatilité conditionnelle du facteur d'escompte stochastique est une solution potentielle de l'énigme de la prime de risque – bien que certaines de ces astuces ne soient pas nécessairement satisfaisantes d'un point de vue empirique ; c'est le cas par exemple de la stratégie consistant à accroître l'aversion pour le risque jusqu'à des niveaux très élevés (Kandel et Stambaugh [1996]). En économie de production, la difficulté est plus grande

et émerge du caractère endogène de la consommation. Dans un tel environnement, les agents peuvent – en faisant varier leur offre de travail ou leurs décisions d’investissement– lisser cette dernière. Il en découle que l’accroissement de l’aversion pour le risque se traduira surtout par une volonté accrue de lisser la consommation, ce qui ne permettra certainement pas d’accroître la volatilité conditionnelle du facteur d’escompte stochastique. Une autre problème inhérent à ce cadre d’analyse, vient de la très faible volatilité des gains en capital (Lettau [2003], Rouwenhorst [1995]). Or, c’est précisément ce canal qui, empiriquement, explique la volatilité du rendement des actifs risqués – et par voie de conséquence, la forte prime de risque qui leur est associée. Dans cette section, nous illustrons numériquement ces difficultés et les éléments de modélisation à inclure dans le modèle pour y échapper.

4.1 Le modèle de base

4.1.1 L’environnement économique

Nous considérons une économie en temps discret, indicé par t , peuplée par un grand nombre d’agents identiques. Les préférences du consommateur représentatif sont de la forme

$$E_0 \left\{ \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(C_t) \right\}, \quad (2)$$

où $E_t \{ \cdot \}$ est l’opérateur espérance conditionné sur l’information disponible à la date t , $U(\cdot)$ est une fonction d’utilité vérifiant les conditions d’Inada, C_t est la consommation à la date t , $\beta \in (0, 1)$ est le coefficient subjectif d’actualisation. Nous supposons dans la suite que la fonction $U(\cdot)$ est de la forme

$$U(C) = \lim_{\bar{\sigma} \rightarrow \sigma} \frac{C^{1-\bar{\sigma}} - 1}{1 - \bar{\sigma}}.$$

Ci-dessus, σ , s’interprète comme le coefficient d’aversion relative pour le risque. Le modèle que nous présentons fait abstraction de l’offre de travail émanant des ménages. Nous supposons simplement que ces derniers offrent la totalité de leur dotation temporelle, que nous normalisons à 1.

Les possibilités de production sont décrites par la fonction de production de type Cobb-Douglas

$$Y_t = K_t^\alpha (e^{z_t})^{1-\alpha}, \quad (3)$$

où Y_t est la production de la date t . Cette dernière peut être indifféremment utilisée pour consommer ou pour investir. K_t est le stock de capital précédemment accumulé, N_t est l’intrant

en travail, et $\alpha \in (0, 1)$ est l'élasticité de la production par rapport au capital physique. Sous les hypothèses retenues dans ce modèle, ce paramètre peut aussi s'interpréter comme la part des revenus du capital dans la valeur ajoutée. Enfin, z_t est un choc de productivité dont nous supposons qu'il évolue selon la loi de mouvement

$$z_t = \log(\gamma) + z_{t-1} + \epsilon_t, \quad \epsilon_t \sim iid(0, \sigma_\epsilon^2). \quad (4)$$

Le paramètre γ est le taux (brut) moyen de croissance du progrès technique, supposé exogène. Le progrès technique exogène comporte donc une tendance stochastique. Comme l'explique Jermann (1998), cette hypothèse permet d'accroître la capacité du modèle à reproduire la prime de risque moyenne. En effet, en présence de chocs permanents, une unité de capital physique devient un actif plus risqué qu'en l'absence d'une tendance stochastique¹⁰.

Le capital physique, quant à lui, obéit à la loi de mouvement

$$K_{t+1} = (1 - \delta) K_t + X_t, \quad (5)$$

où $\delta \in (0, 1)$ représente le taux de dépréciation du capital physique, c'est-à-dire la fraction du capital physique qui s'érode à chaque période. X_t est le flux d'investissement.

Enfin, la contrainte de ressources de cette économie s'écrit simplement

$$Y_t = C_t + X_t.$$

Cette équation stipule que les flux de consommation et d'investissement ne peuvent pas excéder la quantité totale de bien produite à la date t . Elle représente l'équilibre emplois-ressources de l'économie considérée.

4.1.2 Résolution du modèle

Etant donnée que l'économie considérée n'est affectée par aucune imperfection, il est équivalent de se focaliser sur l'économie planifiée ou sur l'économie décentralisée. Pour simplifier l'exposition, nous nous concentrons sur l'économie planifiée et illustrons comment faire émerger des prix d'actifs à partir de l'équilibre des quantités. Le programme du planificateur consiste donc

¹⁰Par ailleurs, les tests de stationnarité standards appliqués au résidu de Solow naïf ne permettent pas de rejeter l'hypothèse d'une tendance stochastique.

à maximiser (2) sous les contraintes

$$C_t + X_t = K_t^\alpha (e^{z_t})^{1-\alpha}, \quad (6)$$

$$K_{t+1} = (1 - \delta) K_t + X_t, \quad (7)$$

en prenant les conditions initiales, K_0 et z_0 , et la loi de mouvement de z_t comme données. La condition du premier ordre associée est

$$1 = \mathbf{E}_t \left\{ \left(\beta \frac{U'(C_{t+1})}{U'(C_t)} \right) \left[\alpha \frac{Y_{t+1}}{K_{t+1}} + 1 - \delta \right] \right\}, \quad (8)$$

où

$$Y_t = K_t^\alpha (e^{z_t})^{1-\alpha}. \quad (9)$$

Le système final gouvernant la dynamique du modèle est composé des équations (6)-(9), auxquelles nous adjoignons la dynamique du choc de productivité.

4.1.3 Prix d'actifs

Dans ce paragraphe, nous mobilisons les outils théoriques de la section 3 afin de mettre en évidence des prix d'actifs financiers ainsi que les conditions d'équilibre qui les caractérisent. Pour ce faire, comme précédemment, nous pouvons définir le facteur d'escompte stochastique

$$M_{t,t+1} = \beta \frac{U'(C_{t+1})}{U'(C_t)}.$$

Un actif risqué peut être représenté comme un droit sur le stock de capital physique. Sa rentabilité est alors définie par

$$R_{t+1}^e = \alpha \frac{Y_{t+1}}{K_{t+1}} - \delta.$$

L'équation (8) s'écrit donc

$$1 = \mathbf{E}_t \left\{ M_{t,t+1} (1 + R_{t+1}^e) \right\}. \quad (10)$$

Il est pratique, à des fins d'interprétation, de définir les variables

$$P_{k,t} = 1, \text{ et } P_{k',t} = P_{k,t} (1 - \delta).$$

$P_{k,t}$ est le prix d'une nouvelle unité de capital (cette unité de capital sera disponible pour la production au début de la période suivante $t + 1$) et $P_{k',t}$ est le prix d'une unité de capital physique installée. Le rendement que nous avons défini est donc simplement

$$R_{t+1}^e = \frac{\alpha \frac{Y_{t+1}}{K_{t+1}} + P_{k',t+1}}{P_{k,t}} - 1. \quad (11)$$

Comme le montrent BCF (1995, 1999, 2001), la variable $P_{k,t}$, peut-être interprétée comme le prix d'une action et $P_{k',t+1}/P_{k,t}$, comme une mesure du gain en capital. Dans le modèle standard il n'existe pas de variations du gain en capital, puisque le ratio $P_{k',t+1}/P_{k,t}$ est *constant*¹¹.

Nous achevons cette partie en définissant l'équivalent théorique des variables financières suivantes : la rentabilité d'une obligation à 3 mois, d'une obligation à 10 ans, la prime de risque moyenne, et le ratio de Sharpe.

- Le *taux sans risque* :

$$R_t^f = \frac{U'(C_t)}{\beta E_t \{U'(C_{t+1})\}} - 1 \quad (12)$$

- La rentabilité d'une *obligation d'une maturité de j-périodes* :

$$R_{j,t}^b = \frac{U'(C_t)}{\beta^j E_t \{U'(C_{t+j})\}} - 1, \quad (13)$$

et pour $j = 40$, nous définissons l'équivalent de la rentabilité d'une obligation à 10 ans.

- La *prime de risque moyenne*, $E(R_{t+1}^e - R_t^f)$, se définit comme l'écart moyen entre la rentabilité de l'actif risqué, R_{t+1}^e et celle de l'actif sans risque, R_t^f .
- Le dernier indicateur pris en compte dans l'évaluation de notre modèle est le *ratio de Sharpe* du marché des actions :

$$S_{Re} = \frac{E(R_{t+1}^e - R_t^f)}{\sigma(R_t^e)} \quad (14)$$

où $\sigma(R_t^e)$ représente l'écart-type du taux de rendement des actions.

¹¹Une autre façon de procéder (théoriquement équivalente en l'absence de coûts d'ajustement sur le capital, et équivalente en termes numériques), consiste à imaginer des firmes qui accumulent du capital physique pour produire. En supposant un marché du travail concurrentiel, le dividende qu'elles verseraient à leurs propriétaires s'écrirait

$$D_t = Y_t - W_t N_t - X_t = \alpha Y_t - X_t.$$

Nous pouvons alors définir P_t le prix d'un actif financier donnant droit à la suite de dividendes $\{D_t\}_{t=0}^{\infty}$. Des manipulations similaires à celles que nous avons illustrées précédemment permettent d'écrire

$$1 = E_t \{M_{t,t+1} (1 + R_{t+1}^a)\},$$

avec

$$R_{t+1}^a = \frac{D_{t+1} + P_{t+1}}{P_t}.$$

Dans la suite, nous nous concentrons essentiellement sur le taux risqué R_t^e .

4.1.4 Résultats quantitatifs

Avant de simuler le modèle, nous devons le résoudre. Cette étape est conduite en deux temps. Dans un premier temps, nous purgeons le système dynamique de sa tendance stochastique afin de manipuler un système d'équations borné (en supposant que le support des innovations technologiques est lui aussi borné)¹². Dans un second temps, le système est loglinéarisé¹³. Nous utilisons cette solution pour simuler les quantités (C_t, Y_t, X_t, K_t) , et utilisons ces dernières pour simuler R_t^e à partir de sa définition non-linéaire en fonction des quantités¹⁴.

Les simulations sont réalisées pour l'étalonnage trimestriel résumé dans le tableau 2. La valeur de α est sélectionnée de façon à reproduire la part des salaires dans la valeur ajoutée. β est fixé de manière à maximiser l'aptitude du modèle à reproduire le taux sans risque. Le taux de dépréciation du capital physique δ , est fixé 0.021 comme chez BCF (2001). Le paramètre γ est fixé de manière à reproduire le taux de croissance moyen du produit. L'écart-type du choc technologique est sélectionné de façon à reproduire la volatilité de la composante cyclique du produit. Il est à noter que σ_ϵ est trois fois plus élevé que les étalonnages habituels sur données américaines. Ceci est une conséquence de la fixité de l'offre de travail qui prive le modèle d'un important canal d'amplification des chocs.

La figure 2 représente graphiquement l'évolution temporelle des rentabilités et des quantités à la suite d'un choc de $\sigma_\epsilon\%$ sur le progrès technique. Ce choc permanent à pour effet d'augmenter

¹²En pratique, nous définissons de nouvelles variables stationnaires au moyen des formules

$$c_t = C_t e^{-z_t}, \quad x_t = X_t e^{-z_t}, \quad y_t = Y_t e^{-z_t} .$$

Deux variables nécessitent un traitement spécial, K_t et Λ_t ; nous appliquons ici les définitions

$$k_{t+1} = K_{t+1} e^{-z_t}, \quad \lambda_t = \Lambda_t e^{\sigma z_t} .$$

Il convient de souligner que ce type de transformations intervient toujours dans la procédure de résolution d'un modèle caractérisé par de la croissance.

¹³Cette méthode n'est certainement pas la plus précise. Toutefois, dans un travail numérique, il est nécessaire d'arbitrer entre vitesse de résolution et précision de l'approximation numérique. Cet arbitrage devrait se faire en faveur de la précision dans les modèles contenant peu de variables d'état (2 par exemple). Cependant, dès que la dimension du problème grandit, les approximations numériques globales (telles que celles proposées par Judd [1998]) deviennent impraticables. C'est typiquement le cas des modèles que nous explorons dans les sections suivantes.

¹⁴Les résultats commentés dans la suite, sont issus de 500 simulations de 394 points. Les 200 premiers points sont éliminés afin de modérer l'influence des conditions initiales. Formellement, 200 points suffisent à être proche de la distribution ergodique.

TABLEAU 2. ETALONNAGE

α	β	δ	γ	σ	σ_ϵ
0.360	0.996	0.021	1.055	1.000	2.880

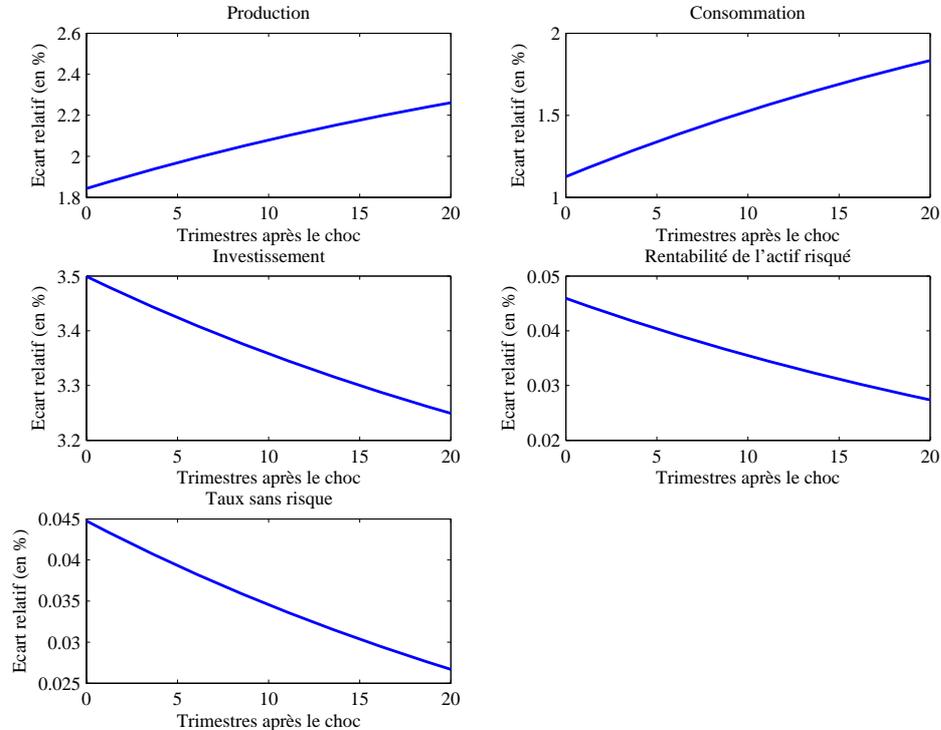


FIG. 2 – Fonctions de réponse à un choc de productivité (modèle A)

la consommation à toutes les dates futures à travers un effet de richesse. La volonté de lissage de la consommation des agents les amène à épargner plus dans les périodes qui suivent immédiatement le choc. Il profitent de la rentabilité accrue du capital, puis désépargnent à des dates plus lointaines, consommant ainsi une partie du stock de capital. Enfin, notons la grande similarité des dynamiques transitionnelles des rentabilités des actifs risqué et non risqué, qui signale la difficulté du modèle à reproduire la prime de risque empirique.

Le tableau 3 reporte les principaux moments concernant les faits du cycle économique pour l'économie américaine. On note les points suivants. Le modèle est compatible avec le fait que la consommation est moins volatile que le produit tandis que l'investissement l'est plus. Toutefois, le modèle n'est pas capable de reproduire ces grandeurs relatives et souffre, par ailleurs, d'un manque d'amplification, puisque l'écart type du choc technologique passé au filtre HP est

TABLEAU 3. SIMULATIONS DES MODÈLES THÉORIQUES

I. variables économiques						
	données	modèle A	modèle B	modèle C	modèle D	modèle E
$\sigma(\hat{y}_t)$	2.351 (0.211)	2.351 (0.230)	1.995 (0.197)	1.036 (0.141)	1.519 (0.119)	2.353 (.0253)
$\sigma(\hat{c}_t) / \sigma(\hat{y}_t)$	0.357 (0.019)	0.614 (0.003)	0.987 (0.029)	1.135 (0.0141)	0.862 (0.053)	0.677 (0.016)
$\sigma(\hat{x}_t) / \sigma(\hat{y}_t)$	3.040 (0.159)	1.902 (0.005)	1.514 (0.081)	0.926 (0.055)	1.887 (0.096)	1.676 (0.013)
$\sigma(\hat{n}_t) / \sigma(\hat{y}_t)$	0.832 (0.042)	N/A	N/A	1.925 (0.160)	0.844 (0.031)	0.514 (0.008)
$\sigma(\Delta c_t) / \sigma(\Delta y_t)$	0.383 (0.027)	0.614 (0.006)	0.692 (0.029)	0.996 (0.031)	0.447 (0.028)	0.914 (0.028)
corr(\hat{y}_t, \hat{c}_t)	0.806 (0.176)	0.996 (0.001)	0.918 (0.009)	0.977 (0.004)	0.794 (0.023)	0.951 (0.006)
corr(\hat{y}_t, \hat{x}_t)	0.920 (0.219)	0.996 (0.001)	0.803 (0.013)	0.807 (0.009)	0.847 (0.020)	0.975 (0.005)
corr(\hat{y}_t, \hat{n}_t)	0.875 (0.196)	N/A	N/A	-0.465 (0.026)	-0.387 (0.079)	0.864 (0.025)
corr(\hat{y}_t, \hat{y}_{t-1})	0.844 (0.201)	0.709 (0.049)	0.714 (0.048)	0.894 (0.021)	0.389 (0.090)	0.816 (0.031)
corr(\hat{c}_t, \hat{c}_{t-1})	0.827 (0.183)	0.718 (0.048)	0.878 (0.021)	0.934 (0.012)	0.872 (0.026)	0.648 (0.053)
corr(\hat{x}_t, \hat{x}_{t-1})	0.841 (0.242)	0.705 (0.049)	0.420 (0.065)	0.689 (0.050)	0.030 (0.076)	0.848 (0.026)
corr(\hat{n}_t, \hat{n}_{t-1})	0.894 (0.227)	N/A	N/A	0.615 (0.055)	0.619 (0.055)	0.689 (0.050)
corr($\Delta y_t, \Delta y_{t-1}$)	0.338 (0.072)	0.012 (0.074)	0.012 (0.074)	0.502 (0.079)	-0.376 (0.062)	0.371 (0.058)
corr($\Delta c_t, \Delta c_{t-1}$)	0.207 (0.092)	0.047 (0.079)	0.513 (0.061)	0.780 (0.043)	0.393 (0.084)	-0.041 (0.073)
II. variables financières						
$E(R^f)$	1.446 (0.410)	3.804 (0.457)	1.368 (2.747)	3.710 (0.113)	1.425 (2.987)	1.394 (3.142)
$E(R^e)$	8.023	3.830 (0.469)	7.943 (1.109)	4.110 (0.912)	8.832 (1.278)	7.912 (0.844)
$E(R^e - R^f)$	6.572 (2.375)	0.03	6.57	0.400	7.407	6.51
$\sigma(R^f)$	0.728 (0.350)	0.327 (0.084)	11.172 (0.769)	0.321 (0.033)	21.248 (1.155)	24.17 (1.328)
$\sigma(R^e)$	15.587 (1.478)	0.336 (0.086)	29.134 (1.682)	6.776 (0.351)	36.052 (2.365)	34.61 (2.299)
$\frac{E(R^e - R^f)}{\sigma(R^e)}$	0.42	0.09	0.23	0.05	0.19	0.19

Notes : les codes des modèles sont les suivants. A : modèle néoclassique sans travail ; B : modèle de Jermann (1998) ; C : modèle de Jermann avec offre de travail variable ; D : modèle de Jermann avec offre de travail variable et heures prédéterminées ; E : modèle de Boldrin, Christiano et Fisher (2001). Les symboles $\sigma(x)$ et $\text{corr}(x, y)$ désignent l'écart-type de x et la corrélation entre x et y , respectivement.

presqu'aussi élevé que celui du produit. En ce qui concerne les comouvements avec le produit, les résultats sont également relativement peu satisfaisants. Le modèle surestime systématiquement les corrélations entre le produit agrégé et ses principales composantes. Le manque de propagation interne critiqué par Cogley et Nason (1995) est particulièrement flagrant compte tenu de l'autocorrélation d'ordre 1 calculée sur le taux de croissance du produit.

Les propriétés explicatives du modèle sur les prix d'actifs sont particulièrement médiocres comme le montre le tableau 3. En particulier, le modèle engendre une prime de risque très faible voire nulle (0.03%). Ceci est une conséquence de la faible covariance théorique entre $M_{t,t+1}$ et R_{t+1}^e . En effet, l'équation

$$\frac{E(R_{t+1}^e - R_t^f)}{1 + R_t^f} = -\text{Cov}(M_{t,t+1}, R_{t+1}^e) \approx -\sigma(M_{t,t+1})\sigma(R_t^e)\rho(M_{t,t+1}, R_t^e), \quad (15)$$

montre que la prime de risque des actions peut s'écrire comme le produit de l'écart-type de la rentabilité des actions, du taux marginal de substitution intertemporelle, et de la corrélation entre R_{t+1}^e et $M_{t,t+1}$. Cette équation permet de comprendre pourquoi le modèle néoclassique simple ne parvient pas à reproduire la prime de risque.

- En premier lieu, dans ce modèle, la fonction d'utilité est de type iso-élastique. Il s'ensuit que l'écart-type de $M_{t,t+1}$ est à peu près égal à σ fois l'écart-type du taux de croissance de la consommation. Dans notre environnement, les ménages adverses au risque altèrent leur plan de production afin de réduire les fluctuations de la consommation suite à un choc. Ce mécanisme est d'autant plus marqué que ces ajustements, consécutifs à un choc, se réalisent sans aucun coût. Comme le modèle sous-évalue la volatilité du taux de croissance de la consommation (et que cette dernière est faible dans les données), nous obtenons un $\sigma(M_{t,t+1})$ faible.
- En second lieu, le modèle n'intègre pas de mécanisme de gain en capital, ce qui implique un taux de rendement de l'actif risqué correspondant exactement à la productivité marginale du capital -connue pour être faiblement variable dans ces modèles. Par conséquent, les rentabilités d'actifs sont peu volatiles dans le modèle. Les insuffisances du modèle de base sont liées directement à la propriété d'ajustement instantané du stock de capital, qu'implique la loi d'accumulation linéaire du capital physique.

Les enseignements principaux que nous pouvons tirer de cette analyse quantitative sont les suivants

- Comme nous l'a appris la littérature en économie d'échange, il faut modifier les préférences

des agents afin de garantir un écart-type de $M_{t,t+1}$ élevé même en présence d’une consommation très lisse (Constantinides [1990]).

- Pour que les modèles DSGE parviennent à engendrer des rendements d’actifs volatils, ils doivent intégrer des coûts d’ajustement dans l’investissement afin que les changements dans la demande de capital entraînent des changements dans la valeur du capital installé, plutôt que des changements dans la quantité de capital (Baxter et Crucini [1993], Jermann [1998]).

La sous-section suivante considère un modèle construit dans l’esprit de ces deux enseignements.

4.2 Le modèle de Jermann

Le sens de la contribution de Jermann (1998) est d’introduire dans l’accumulation du capital des coûts d’ajustement sur le capital. Ces derniers sont un moyen d’intégrer des variations du “ q de Tobin” c’est à dire des changements dans la valeur du stock de capital installé, plutôt que des changements dans la quantité de capital. En les combinant aux formations d’habitudes sur la consommation, Jermann (1998) parvient à reproduire la prime de risque des actions observées sur données américaines. Il évalue également les performances de son modèle dans l’explication des principaux faits stylisés des fluctuations économiques américaines. Bien que l’objectif premier ne soit pas une explication conjointe de ces deux familles de faits stylisés, la contribution de Jermann constitue avec celle de Rouwenhorst, les premières tentatives d’analyse intégrée des prix d’actifs et des fluctuations économiques conjoncturelles. Nous proposons à présent de décrire son cadre d’analyse. Nous reprenons les notations précédentes, et illustrons simplement les modifications apportées au modèle néo-classique.

4.2.1 Modifications de l’environnement économique

Dans un premier temps, nous modifions la fonction d’utilité instantanée. Nous la supposons à présent de la forme

$$U(C_t, C_{t-1}) = \lim_{\bar{\sigma} \rightarrow \sigma} \frac{(C_t - bC_{t-1})^{1-\bar{\sigma}} - 1}{1 - \bar{\sigma}}$$

où $b \in (-1, 1)$. Si $b = 0$, les préférences sont temporellement séparables – l’utilité marginale de la consommation ne dépend que de la consommation à la date courante. Si $b > 0$, les préférences sont caractérisées par un processus de formation des habitudes, en ce sens qu’il

y a complémentarité entre les consommations à deux dates adjacentes. Enfin, si $b < 0$, les consommations à deux dates adjacentes sont substituables. Nous reviendrons sur ces caractéristiques des préférences plus loin. Il est important de noter que nous supposons que les agents sont conscients de l'effet de leur consommation présente sur l'utilité marginale de leur consommation future.

Dans un second temps, nous modifions l'équation d'accumulation du capital, afin d'être en mesure d'obtenir un prix du capital variable. Le capital physique obéit à présent à la loi de mouvement

$$K_{t+1} = (1 - \delta) K_t + S \left(\frac{X_t}{K_t} \right) K_t, \quad (16)$$

où $S(\cdot)$ est une fonction de coûts d'ajustement. Cette dernière traduit le fait qu'en raison de coûts d'installation, la technologie de transformation de l'investissement en capital n'est pas linéaire.

Cette fonction pénalise les variations du rapport investissement-capital. Nous supposons que

$$S \left(\frac{X}{K} \Big|_{ss} \right) = \frac{X}{K} \Big|_{ss}, \quad S' \left(\frac{X}{K} \Big|_{ss} \right) = 1, \quad \frac{S'' \left(\frac{X}{K} \Big|_{ss} \right) \frac{X}{K} \Big|_{ss}}{S' \left(\frac{X}{K} \Big|_{ss} \right)} = -\xi^{-1}, \quad \xi > 0,$$

où $\frac{X}{K} \Big|_{ss}$ est la valeur de régime permanent du rapport X_t/K_t . Ces hypothèses signifient qu'au voisinage du régime permanent, les coûts d'ajustement s'annulent. Compte tenu de la méthode de résolution que nous adoptons dans ce travail, seule compte la courbure de $S(\cdot)$ au voisinage du régime permanent pour la dynamique du système. Le paramètre ξ s'interprète comme l'élasticité du \mathbf{q} de Tobin par rapport au rapport investissement-capital au voisinage du régime permanent. Dans le cas limite où ξ tend vers 0, les coûts d'ajustement deviennent infinis, au point que les ménages n'accumulent plus de capital. Dans le cas limite où ξ tend vers l'infini, il n'y a plus de coûts d'ajustement.

4.2.2 Résolution du modèle

Les conditions du premier ordre du programme du planificateur sont

$$\Lambda_t = U'(C_t - bC_{t-1}) - \beta b E_t \{ U'(C_{t+1} - bC_t) \}, \quad (17)$$

$$P_{k,t} = \left[S' \left(\frac{X_t}{K_t} \right) \right]^{-1}, \quad (18)$$

$$P_{k,t} = E_t \left\{ \left(\beta \frac{\Lambda_{t+1}}{\Lambda_t} \right) \left[\alpha \frac{Y_{t+1}}{K_{t+1}} + P_{k,t+1} \left(1 - \delta + S \left(\frac{X_{t+1}}{K_{t+1}} \right) - S' \left(\frac{X_{t+1}}{K_{t+1}} \right) \frac{X_{t+1}}{K_{t+1}} \right) \right] \right\}, \quad (19)$$

où

$$Y_t = K_t^\alpha (e^{z_t})^{1-\alpha}, \quad (20)$$

et où Λ_t est le multiplicateur de Lagrange associé à la contrainte de ressources et $P_{k,t}$ est le rapport du multiplicateur de Lagrange associé à l'accumulation du capital à Λ_t . Remarquons que lorsque $b = 0$, nous retombons sur l'égalité $\Lambda_t = U'(C_t)$. Le système final gouvernant la dynamique du modèle est composé des équations (6), (16)-(20), auxquelles nous adjoignons la dynamique du choc de productivité.

4.2.3 Prix d'actifs

Comme précédemment, on peut aisément faire ressortir des prix d'actif. Par exemple, l'équation (18) définit le \mathbf{q} de Tobin (marginal), i.e. le prix d'une nouvelle unité de capital. De la même façon, en posant

$$M_{t,t+1} = \beta \frac{\Lambda_{t+1}}{\Lambda_t},$$

$$P_{k',t} = P_{k,t} \left(1 - \delta + S \left(\frac{X_t}{K_t} \right) - S' \left(\frac{X_t}{K_t} \right) \frac{X_t}{K_t} \right),$$

et

$$R_{t+1}^e = \frac{1}{P_{k,t}} \left[\alpha \frac{Y_{t+1}}{K_{t+1}} + P_{k',t+1} \right] - 1,$$

l'équation (19) s'écrit comme (10). A nouveau, cette réécriture a une interprétation économique. On peut interpréter $P_{k',t}$ comme le prix d'une unité de capital physique installé. Le rendement que nous avons défini s'écrit donc exactement sous la forme de l'équation (11). A nouveau, le terme relatif à la productivité marginale du capital s'apparente à un flux de dividendes et le rapport $P_{k',t+1}/P_{k,t}$, à un gain en capital¹⁵.

4.2.4 Résultats quantitatifs

Nous simulons le modèle en appliquant la même technique que précédemment. Nous reprenons l'étalonnage précédent. Il nous faut en outre donner des valeurs aux paramètres b et ξ . Nous suivons Jermann (1998) et fixons $b = 0.82$ et $\xi = 0.23$. Jermann (1998) obtient ces valeurs par une procédure formelle d'estimation de son modèle sur un jeu de données comparables aux nôtres. Pour faciliter la comparaison avec ses résultats, nous adoptons les mêmes valeurs. Par ailleurs, nous sélectionnons à présent σ_ϵ de façon à reproduire la prime de risque moyenne. L'étalonnage est résumé dans le tableau 4.

¹⁵Nous pouvons aussi définir un titre risqué comme un droit sur une suite de dividendes. Ces derniers sont définis exactement de la même façon que précédemment.

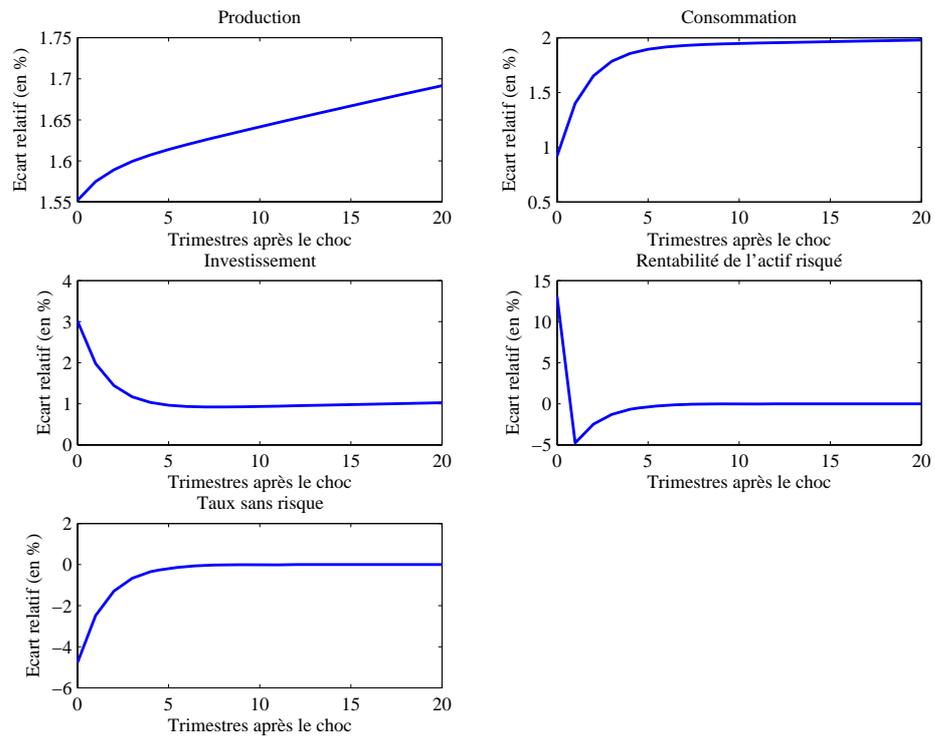


FIG. 3 – Fonctions de réponse à un choc de productivité (modèle B).

TABLEAU 4. ETALONNAGE

α	β	δ	γ	σ	b	ξ	σ_ϵ
0.360	0.996	0.021	1.055	1.000	0.820	0.230	2.245

Le comportement dynamique du modèle de Jermann, résumé par la figure 3, se distingue clairement du modèle néoclassique. En présence de formation d’habitudes et de coûts d’ajustement sur le capital, la consommation exhibe une plus forte volatilité (la convergence s’effectue au bout de 15 trimestres) associée à une autocorrélation beaucoup plus marquée. Même si les agents souhaitent lisser leur consommation après le choc, la présence de coûts d’ajustement sur le capital les en empêche partiellement. La réponse instantanée de l’investissement et son profil d’ajustement dénotent une volatilité globale plus faible. Il s’agit d’une conséquence immédiate des coûts d’ajustement. Le corollaire de ce résultat est la forte volatilité instantanée de la rentabilité de l’actif risqué. Ceci suggère la présence de variations du gain en capital. Les résultats relatifs aux simulations du modèle, reportés dans le tableau 3, confirment les intuitions émanant de l’analyse des fonctions de réponse à un choc.

Comparativement au modèle précédent, le modèle de Jermann constitue un progrès significatif, en particulier en ce qui concerne les prix d’actifs. L’association des habitudes de consommation et des coûts d’ajustement sur le capital interagissent de manière à engendrer une prime de risque et un taux sans risque qui sont très proches de leurs contreparties empiriques respectives.

Les prédictions sur le ratio de Sharpe sont moins satisfaisantes en raison de la trop forte volatilité du taux risqué impliqué par le modèle. Par ailleurs, les variations du ” \mathbf{q} de Tobin” qu’autorise ce modèle ont un effet décisif sur la volatilité de la rentabilité des actions. Ces résultats proviennent de la combinaison des habitudes et des coûts d’ajustement sur l’investissement. La formation des habitudes entraîne, chez les ménages, une forte incitation à acquérir des actifs lorsque l’utilité marginale de la consommation est faible, et à en vendre lorsque l’utilité marginale de la consommation est élevée. Par ailleurs, les coûts d’ajustement constituent un facteur limitant la possibilité des agents de lisser la consommation. Enfin, ces derniers, engendrent un gain en capital plus réaliste.

Cependant, des insuffisances demeurent. La première est un résultat bien connu qui résulte de l’association de la formation d’habitudes et des coûts d’ajustements : la volatilité du taux sans risque est largement surévaluée. En présence de formation d’habitudes, les agents exhibent

une forte aversion à la substitution intertemporelle. Si on y ajoute l'effet des coûts d'ajustement qui constituent un obstacle supplémentaire à cette substitution, on obtient un taux d'intérêt excessivement variable.

En ce qui concerne les faits stylisés du cycle économique, le modèle reproduit de manière peu satisfaisante les volatilités relatives de l'investissement et de la consommation. L'analyse des résultats sur les comouvements avec le produit agrégé montre que le modèle prédit bien les signes des corrélations, mais en surestime énormément l'intensité, notamment pour la consommation. Sur ce point, le modèle n'améliore pas l'explication fournie par le modèle canonique. Enfin, les statistiques de persistance confirment les résultats précédents : cette classe de modèle souffre d'un manque de persistance endogène. Par ailleurs, le modèle engendre une autocorrélation excessive du taux de croissance de la consommation comparativement aux données. La persistance du taux de croissance de la consommation est à relier directement au mécanisme de formation d'habitudes de consommation.

Pour conclure, les principaux enseignements que nous pouvons tirer de cette simulation sont les suivants :

- Comme attendu, la combinaison des habitudes et des coûts d'ajustement a permis d'aboutir à un modèle capable de reproduire le niveau élevé de la prime de risque moyenne.
- Mais on est loin d'avoir produit un modèle qui soit satisfaisant du point de vue du double objectif que nous nous sommes assignés.

En fait, comme nous allons le voir, les problèmes rencontrés par ce modèle sont encore plus graves que notre simulation ne le laisse entendre.

4.3 La critique de BCF (1999)

Les résultats du modèle de Jermann constituent un progrès indéniable dans la recherche d'une solution aux énigmes de prix d'actifs. Cependant, force est de constater que ce résultat est obtenu au prix d'hypothèses particulièrement restrictives sur le comportement des agents (les ménages sont supposés offrir du travail de manière inélastique). Sur ce dernier point, il faut en effet admettre que Jermann laisse de côté la modélisation du marché du travail et, par conséquent, se prive de la description d'un pan important des fluctuations économiques.

C'est en se fondant pour partie sur cet argumentaire que BCF (1999, 2001) ont construit leur critique du modèle de Jermann en particulier et des modèles à un secteur en général. Ces auteurs affirment, qu'il n'est pas possible au sein d'un modèle mono-sectoriel de croissance néo-

classique de reproduire conjointement les faits stylisés des rentabilités d'actifs et les faits stylisés des fluctuations économiques (élargies cette fois au marché du travail).

L'objectif de cette section est d'illustrer ce résultat fondamental, qui sera à la fois une justification à l'exercice de BCF (1999, 2001) mais aussi le point de départ de nombreuses extensions.

4.3.1 La prise en compte de l'offre de travail des ménages

Nous relâchons l'hypothèse selon laquelle la dotation en temps des agents est entièrement allouée au travail productif. La dotation globale de temps est à présent répartie entre travail productif, N_t et loisir ℓ_t . En normalisant cette dotation à l'unité à chaque période, la contrainte de temps s'écrit

$$N_t + \ell_t = 1.$$

Le ménage représentatif valorise désormais le loisir. A la suite de BCF (1999, 2001), nous adoptons l'hypothèse d'indivisibilité du travail à la Hansen (1985). Cette hypothèse nous conduit à la fonction d'utilité¹⁶

$$U(C_t, C_{t-1}, N_t) = \log(C_t - bC_{t-1}) - \psi N_t. \quad (21)$$

C'est la seule modification que nous apportons au modèle précédent. Nous débouchons donc sur une condition du premier ordre en plus.

4.3.2 Résolution du modèle

Les conditions du premier ordre du programme du planificateur sont identiques à celles du système (17)-(20), à deux modifications près. En premier lieu, l'équation (20) devient

$$Y_t = K_t^\alpha (e^{z_t} N_t)^{1-\alpha}. \quad (22)$$

En second lieu, le système est complété par l'équation d'offre de travail

$$\Lambda_t (1 - \alpha) \frac{Y_t}{N_t} = \psi. \quad (23)$$

Cette équation stipule que le rapport de la désutilité du travail à l'utilité marginale de la consommation doit, à l'équilibre, égaliser la productivité marginale du travail. Cette dernière, égale au taux de salaire, est la variable d'arbitrage entre consommation et loisir.

¹⁶Voir Lettau et Uhlig (2000) pour une analyse extensive des propriétés des fonctions d'utilité avec formation d'habitudes sur la consommation et sur le loisir.

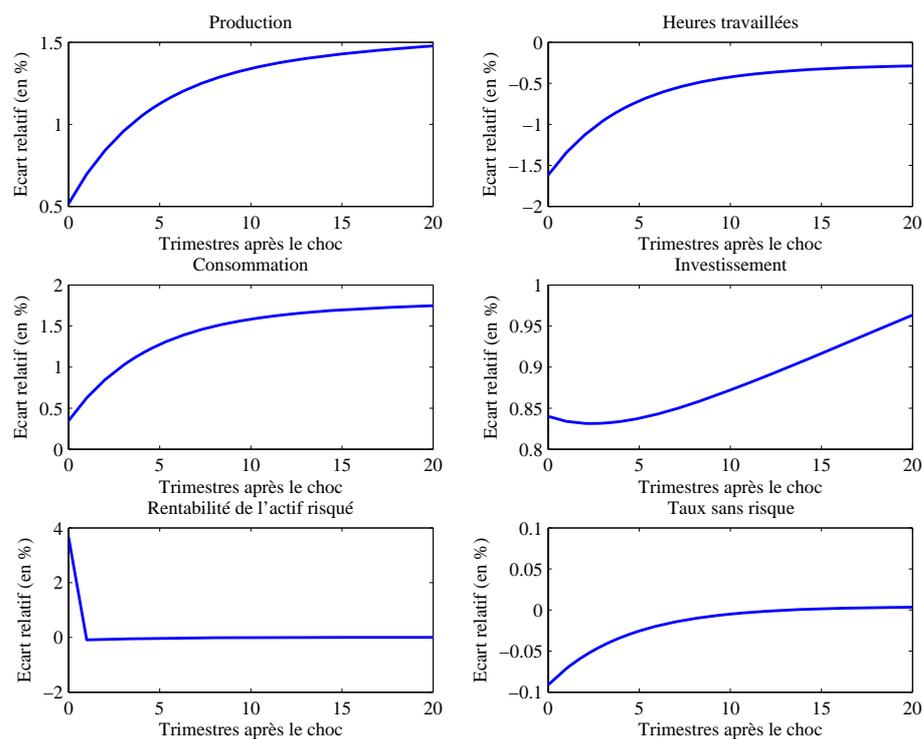


FIG. 4 – Fonctions de réponse à un choc de productivité (modèle C)

4.3.3 Résultats quantitatifs

La méthode de résolution utilisée pour ce modèle est identique à la précédente. Afin de bien illustrer les conséquences de l'introduction d'un comportement d'offre de travail non trivial, les paramètres du modèle prennent les mêmes valeurs qu'à la section précédente (cf. tableau 4). Il nous reste toutefois à fixer ψ , qui n'apparaissait pas dans le précédent cadre. Nous choisissons ce paramètre de manière à garantir $N = 0.30$, au régime permanent.

Le comportement dynamique du modèle, résumé par la figure 4, appelle deux remarques majeures. La première concerne la réponse à l'impact de la production. Cette dernière répond de manière moins que proportionnelle à l'impulsion initiale de $\sigma_\epsilon\%$ sur le progrès technique exogène. Cela traduit un manque flagrant de mécanisme interne d'amplification de l'effet du choc de productivité. La seconde remarque (liée à la première dans une certaine mesure) concerne la réponse contrefactuelle des heures totales travaillées. Celles-ci répondent négativement à un choc positif de productivité. Nous détaillerons, dans la suite de cette section, les raisons de tels résultats.

Les résultats de la simulation du modèle sont reportés dans le tableau 3, colonne C. Par rapport au modèle avec offre de travail fixe, le modèle intégrant une offre de travail endogène a des implications contrefactuelles pour les prix d'actifs. Bien que le taux sans risque moyen théorique soit relativement proche de sa contrepartie empirique, l'importante prime de risque empirique n'est plus reproduite. L'explication des autres variables financières n'est pas plus satisfaisante. Par exemple, la volatilité de la rentabilité des actions est trois fois trop faible. Ces résultats quantitatifs peuvent être expliqués comme suit.

Dans l'économie considérée, un choc de productivité positif induit un rendement supérieur du capital physique (et donc de l'actif risqué). La productivité marginale du travail se trouve également accrue suite à ce choc. Les agents, qui perçoivent ce surcroît de revenu (de l'actif risqué et du travail) ont deux possibilités. Ils peuvent, premièrement, maintenir l'offre de travail d'avant la réalisation du choc et voir augmenter leurs revenus anticipés de demain. Deuxièmement, ils peuvent décider de maintenir des revenus similaires tout en réduisant l'offre de travail. En présence de formation d'habitudes sur la consommation, l'aversion à l'égard de la substitution intertemporelle est plus forte : ils préféreraient un niveau de consommation courant proche de celui d'hier ce qui réduit l'incitation à offrir la même quantité de travail. En fin de compte, les ménages préféreront réduire leurs heures travaillées et ainsi tirer profit du bon état de la nature qu'implique le choc. Il en découle que le niveau d'emploi d'équilibre chute à l'impact engendrant ainsi une corrélation négative des heures avec la production. Le corollaire de la réponse négative des heures à un choc de productivité positif est le manque global d'amplification. Cela est particulièrement vrai en ce qui concerne la rentabilité de l'actif risqué R_t^e qui est deux fois moins variable que sa contrepartie empirique. C'est la raison principale pour laquelle le modèle n'est plus capable de reproduire la forte prime de risque empirique.

Il convient d'ajouter que ce problème apparaît même pour des niveaux très importants de variance. C'est la raison pour laquelle nous avons choisi d'imposer une variance identique à celle du modèle avec travail fixe. On peut ainsi se rendre compte de l'effet de l'introduction de l'arbitrage travail-loisir sur la perte globale d'amplification, comme l'illustre le tableau 3.

L'enseignement principal que l'on peut tirer de cet exercice est *négatif*. La simulation des précédents modèles montre que les mécanismes considérés par Jermann (1998) permettent de reproduire la prime de risque empirique pour de *mauvaises* raisons. C'est parce que ce dernier fixe l'offre de travail –privant ainsi les agents d'un moyen additionnel de lisser leur consommation et créant du même coup une tension sur la demande de capital– que son modèle parvient à se

comporter de façon satisfaisante. Mais ce mécanisme est fragile.

5 Quelques pistes de résolution

La section précédente a montré qu'un modèle DSGE enrichi du comportement d'offre de travail échoue tant dans l'explication des faits du cycle économique que dans celle des rentabilités des actifs financiers. Trois résultats fondamentaux se dégagent en particulier, (i) la prime de risque des actions n'est plus reproduite, (ii) le modèle souffre d'un déficit d'amplification conduisant à une sous-évaluation globale de la volatilité du produit, (iii) la dynamique de l'emploi est contra-cyclique.

Nous évaluons dans les sous-sections suivantes des solutions à ces trois défaillances. Chacune de ces solutions a été proposée par BCF (1999, 2001). Dans la section 5.1, nous modifions le modèle de Jermann avec offre de travail en supposant que les heures travaillées sont prédéterminées. Dans 5.2, nous présentons un modèle à deux secteurs avec mobilité limitée du travail et du capital entre les deux secteurs. Il s'agit du modèle de référence de BCF.

5.1 La prétermination des heures

En présence de choix travail-loisir, les agents disposent d'un moyen supplémentaire pour lisser les effets d'un choc. Pour limiter ce comportement des agents, nous allons introduire une friction sur le choix des heures travaillées. Nous modifions la structure informationnelle du modèle précédent, en supposant que les heures doivent être choisies avant que ne soit connu le choc¹⁷.

Nous supposons que le planificateur choisit N_t avant d'observer z_t . Les autres variables de saut sont sélectionnées après l'observation des chocs. A partir de ϵ_t nous définissons l'ensemble d'information $\Omega_t = \{\epsilon_t, \epsilon_{t-1}, \dots\}$. Par conséquent, N_t est choisi conditionnellement à Ω_{t-1} tandis que K_{t+1} et C_t sont choisis conditionnellement à Ω_t . Pour faciliter les écritures, nous introduisons la notation suivante $E_{\Omega_t}\{A_t\} \equiv E\{A_t|\Omega_t\}$.

¹⁷C'est l'hypothèse de rétention de main d'oeuvre explorée par Burnside, Eichenbaum et Rebelo (1993).

5.1.1 Résolution du modèle

Les conditions de premier ordre sont identiques à celles obtenus dans le modèle de la section précédente, exceptée l'équation (23) qui s'écrit à présent

$$E_{\Omega_{t-1}} \left\{ \Lambda_t (1 - \alpha) \frac{Y_t}{N_t} - \psi \right\} = 0. \quad (24)$$

L'arbitrage travail-loisir en fonction du taux de salaire réel reste inchangé. Simplement, il se réalise conditionnellement à un ensemble d'information différent de celui du choix des autres variables. Au moment du choix, le choc contemporain n'est pas encore observé. Il faut donc attendre la période suivante pour ajuster l'offre de travail. Ceci constitue une limite considérable à la modification intertemporelle des plans de consommation. En particulier, à l'impact du choc, les agents ne peuvent pas utiliser les variations de leur offre de travail pour lisser leur consommation. De ce point de vue, le modèle se rapproche du modèle de Jermann (1998) avec offre de travail fixe.

5.1.2 Résultats quantitatifs

Afin d'illustrer les principales conséquences de l'hypothèse de fixité des heures à court terme, nous adoptons le même étalonnage que précédemment. Toutefois, nous modifions la valeur de β de façon à obtenir un taux sans risque proche de son équivalent empirique. Nous imposons alors $\beta = 0.999$.

La particularité du modèle avec prédétermination des heures travaillées apparaît très nettement dans la figure 5. La fixité des heures à l'impact se traduit par une réponse nulle de cette variable. Le comportement du modèle dans les trimestres qui suivent la réalisation du choc ressemble à la dynamique du modèle C : les heures répondent négativement et provoquent une baisse brutale de la production et de la rentabilité de l'actif risqué.

Les résultats du tableau 3 (colonne D) suggèrent que l'association du mécanisme de coût d'ajustement et du choix antidaté du travail permet de réconcilier le modèle avec le taux sans risque et la prime de risque empiriques. Si les implications pour les prix d'actifs sont assez proches de celles du modèle de Jermann, les performances en termes de fluctuations économiques diffèrent quelque peu.

En effet, le déficit d'amplification du modèle bien que moins marqué, demeure. Il s'agit d'une conséquence de la contracyclicité des heures travaillées. Le comportement théorique des agents est ici identique à celui observé dans la section précédente. Les coûts d'ajustement agissent

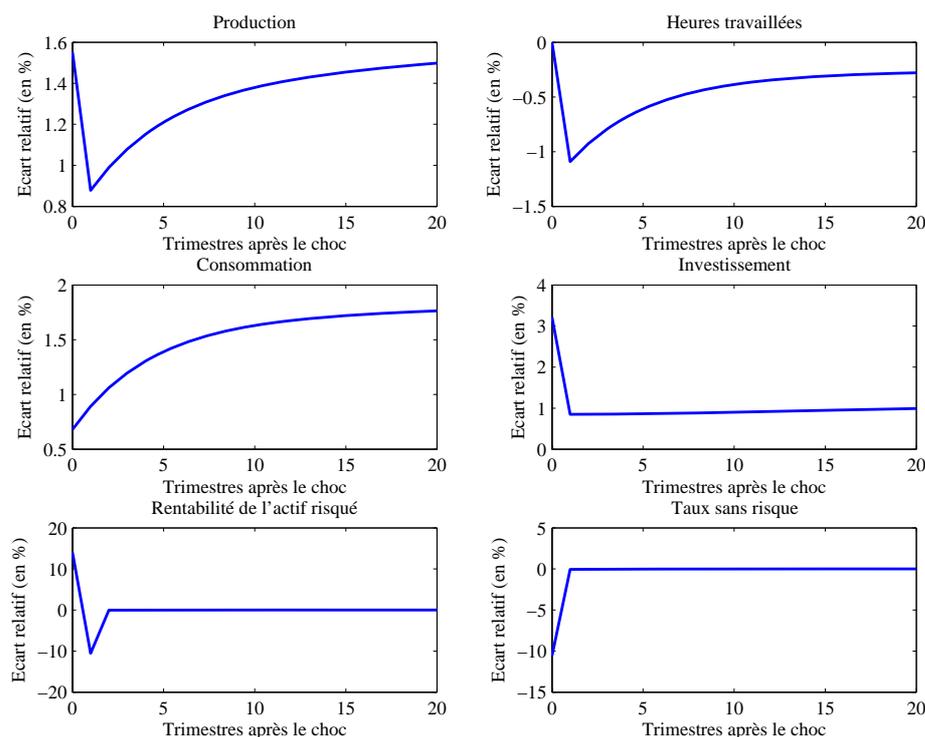


FIG. 5 – Fonctions de réponse à un choc de productivité (modèle D).

comme une taxe sur les revenus du travail. Suite à un choc positif, les agents préfèrent réduire leur offre et demande travail, du fait de la domination de l'effet de richesse sur l'effet de substitution. Dans ce contexte, les heures travaillées chutent suite au choc de productivité positif et ce phénomène est d'autant plus marqué que les coûts d'ajustement sont élevés.

En ce qui concerne le comportement de persistance du modèle, le produit théorique est fortement et négativement autocorrélé. Il s'agit d'une autre conséquence de la contracyclicité des heures travaillées. Ces-dernières ne pouvant pas répondre instantanément, induisent une réponse positive du produit. Cette augmentation ne peut se poursuivre car à la période suivante les heures travaillées s'ajustent à la baisse entraînant de fait une chute du produit. Cette dynamique "heurtée" du produit est l'origine l'autocorrélation négative de Δy_t . Par ailleurs, le taux de croissance de la consommation apparaît fortement et positivement corrélée par rapport aux données.

5.1.3 Une réflexion sur le comportement contra-cyclique des heures

Nous avons vu que dans le modèle de Jermann (1998) avec heures travaillées, que ces dernières soient ou non prédéterminées, le travail covarie négativement avec la production. Prise pour argent comptant, cette prédiction devrait suffire pour rejeter les modèles étudiés. Toutefois, de récents résultats empiriques nous amènent à modérer ce jugement.

En effet, une importante littérature, initiée par Galí (1999), suggère que les heures travaillées répondent négativement à un choc technologique permanent¹⁸. Ce résultat suggère que les modèles précédents sont plus conformes aux données que nos simulations ne le laissent envisager, comme le montrent Francis et Ramey (2005).

Corrolairement, comme les heures travaillées sont globalement procycliques, le résultat précédent suggère que les chocs technologiques permanents ne sont peut être pas la source dominante de fluctuations aux Etats-Unis. Si tel est le cas, la question est ouverte de savoir quels autres chocs expliquent les fluctuations économiques et si, une fois incorporés dans un modèle similaire à ceux que nous venons d'étudier, ils peuvent être la source de gains en capital élevés et volatils. Force est de constater que cette question n'a guère été abordée dans la littérature.

5.2 La modélisation bi-sectorielle

Les résultats mis en évidence dans la section précédente sont initialement dus à BCF (1999). C'est à partir de ceux-ci que les auteurs décident d'abandonner le cadre d'analyse mono-sectoriel. BCF (2001) en concluent que dans le cadre du paradigme de l'agent représentatif et des marchés complets, le modèle bi-sectoriel avec mobilité inter-sectorielle limitée des facteurs de production constitue la réponse la plus adaptée à l'explication conjointe des faits du cycle économique et des énigmes de prix d'actifs.

5.2.1 L'environnement économique

Les préférences du ménage représentatif sont les mêmes que dans le modèle précédent. C'est maintenant le "bloc production" qui est modifié. Ce dernier est caractérisé par une structure bi-sectorielle. Nous supposons qu'un *secteur de consommation* produit le bien de consommation de l'économie. Tandis qu'un autre secteur, appelé *secteur d'investissement*, produit le bien capital.

¹⁸Voir aussi Basu, Fernald et M. Kimball (2004), Fernald (2005), Francis et Ramey (2005). Il convient aussi de souligner ici que le résultat de Galí (1999) est contesté dans la littérature. Voir par exemple Chari, Kehoe, et McGrattan (2005) et Christiano, Eichenbaum, et Vigfusson (2004).

Le bloc production peut donc être décrit par les équations suivantes.

$$C_t = (K_{c,t})^\alpha (e^{z_t} N_{c,t})^{1-\alpha} \quad (25)$$

$$K_{i,t+1} + K_{c,t+1} = (1 - \delta) (K_{i,t} + K_{c,t}) + (K_{i,t})^\alpha (e^{z_t} N_{i,t})^{1-\alpha} \quad (26)$$

Dans les équations (25) et (26), α représente la part du revenu du capital dans le produit. $K_{c,t}$ et $K_{i,t}$ représentent respectivement les stocks de capital dans les secteurs du bien final et de l'investissement. De manière similaire, $N_{c,t}$ et $N_{i,t}$ désignent respectivement les niveaux d'intrant en travail dans les secteurs du bien de consommation et du bien d'investissement. Enfin z_t correspond au même choc de productivité que précédemment. Il est à noter que nous supposons ici que les deux secteurs partagent le même niveau de progrès technique.

Nous supposons que N_t , $N_{c,t}$, et $N_{i,t}$ sont choisis avant la réalisation du choc de productivité. Il s'agit selon Boldrin, Christiano et Fisher, d'un moyen d'introduire de manière simple la lenteur d'ajustement de l'allocation de l'emploi d'un secteur à l'autre. De même, on suppose qu'une fois le capital installé dans un secteur donné, il ne peut être ré-alloué à un autre secteur. Autrement dit, $K_{c,t+1}$ et $K_{i,t+1}$ sont choisis conditionnellement à l'ensemble d'information disponible en t et ne peuvent par conséquent pas être ajustés suite à la réalisation de ϵ_{t+1} .

5.2.2 Résolution du modèle

Le planificateur maximise l'utilité des ménages sous les contraintes (25)-(26) et sous les hypothèses précédentes relatives à la structure d'information. Les conditions de premier ordre associées à ce problème sont

$$\frac{1}{C_t - bC_{t-1}} - \beta b E_t \left\{ \frac{1}{C_{t+1} - bC_t} \right\} = \Lambda_{c,t} \quad (27)$$

$$(1 - \alpha) E_t \left\{ \Lambda_{c,t+1} e^{z_{t+1}} \left(\frac{K_{c,t+1}}{e^{z_{t+1}} N_{c,t+1}} \right)^\alpha \right\} = \psi \quad (28)$$

$$(1 - \alpha) E_t \left\{ \Lambda_{i,t+1} e^{z_{t+1}} \left(\frac{K_{i,t+1}}{e^{z_{t+1}} N_{i,t+1}} \right)^\alpha \right\} = \psi \quad (29)$$

$$\beta E_t \left\{ \Lambda_{c,t+1} \left[\alpha \left(\frac{K_{c,t+1}}{e^{z_{t+1}} N_{c,t+1}} \right)^{\alpha-1} + \frac{\Lambda_{i,t+1}}{\Lambda_{c,t+1}} (1 - \delta) \right] \right\} - \Lambda_{i,t} = 0 \quad (30)$$

$$\beta E_t \left\{ \Lambda_{i,t+1} \left[\alpha \left(\frac{K_{i,t+1}}{e^{z_{t+1}} N_{i,t+1}} \right)^{\alpha-1} + (1 - \delta) \right] \right\} - \Lambda_{i,t} = 0 \quad (31)$$

TABLEAU 5. ETALONNAGE

α	β	δ	γ	σ_ϵ	N	b
0.360	0.99999	0.021	1.055	2.135	0.300	0.71

auxquelle s'ajoutent les conditions d'équilibre suivantes

$$C_t = (K_{c,t})^\alpha (e^{z_t} N_{c,t})^{1-\alpha} \quad (32)$$

$$K_{i,t+1} + K_{c,t+1} = (1 - \delta) (K_{i,t} + K_{c,t}) + (K_{i,t})^\alpha (e^{z_t} N_{i,t})^{1-\alpha} \quad (33)$$

Les rentabilités d'actifs sont dérivées des conditions d'optimalité des agents. En posant $P_{k,t} \equiv \Lambda_{i,t}/\Lambda_{c,t}$, $P_{k',t} \equiv (1 - \delta) P_{k,t}$, nous obtenons

$$R_{c,t+1}^e = \frac{1}{P_{k,t}} \left[\alpha \left(\frac{K_{c,t+1}}{e^{z_{t+1}} N_{c,t+1}} \right)^{\alpha-1} + P_{k',t+1} \right] - 1$$

$$R_{i,t+1}^e = \frac{1}{P_{k,t}} \left[P_{k',t+1} \alpha \left(\frac{K_{i,t+1}}{e^{z_{t+1}} N_{i,t+1}} \right)^{\alpha-1} + P_{k',t+1} \right] - 1$$

La rentabilité de l'actif risqué agrégé peut donc s'écrire

$$R_{t+1}^e = \frac{K_{c,t+1}}{K_{t+1}} R_{c,t+1}^e + \frac{K_{i,t+1}}{K_{t+1}} R_{i,t+1}^e.$$

La définition du taux sans risque reste inchangée.

5.2.3 Résultats quantitatifs

Les valeurs attribuées aux paramètres sont résumées par le tableau 5. La valeur de β est choisie de façon à reproduire le mieux possible le taux sans risque. La variance du choc de productivité est choisie de manière à reproduire la variance de la composante stationnaire du produit. Enfin b est choisie de manière à reproduire au mieux la prime de risque empirique moyenne. Les autres paramètres sont identiques aux cas précédents.

Le comportement dynamique du modèle semble correspondre aux exigences formulées précédemment. La réponse de la production traduit une certaine aptitude à l'amplification du choc et la dynamique d'ajustement suggère la présence de mécanismes de propagation conséquents. Le profil dynamique de la production est essentiellement dû au profil des heures travaillées, qui sont fixes à l'impact, puis répondent positivement au choc de productivité.

Le modèle bi-sectoriel possède des implications intéressantes pour les rentabilités d'actifs. Comme le montre le tableau 3 ce modèle constitue une véritable avancée dans l'explication

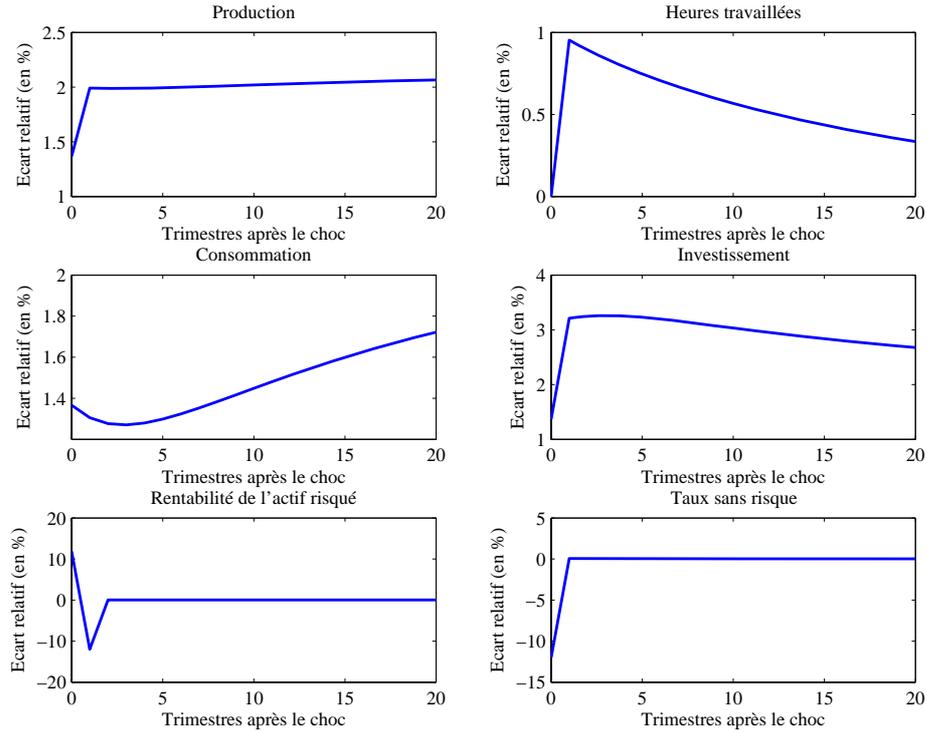


FIG. 6 – Fonction de réponse à un choc de productivité (modèle E).

des énigmes de prix d'actifs en économie de production. Avec une valeur de $b = 0.71$, le modèle parvient à reproduire simultanément le niveau moyen du taux sans risque et de la prime de risque des actions¹⁹. Les limites sont également celles que l'on connaît puisque la volatilité du taux sans risque est également très élevée. Pour bien comprendre les raisons qui fondent ces résultats il faut relier la volatilité de l'actif risqué, $\sigma(R^e)$, aux rigidités introduites dans le modèle. Ces rigidités (décisions d'offre de travail et d'accumulation de capital sur la base de l'information disponible en $t - 1$; impossibilité de ré-allocation des facteurs) ont pour conséquence de réduire l'élasticité de l'offre de capital. En imposant le choix du capital avant que ne soit connu le choc et en empêchant sa ré-allocation contemporaine entre secteurs, le modélisateur rend l'offre de capital complètement inélastique pour une période. Ceci engendre de la volatilité des gains en capital et augmente $\sigma(R^e)$. Dans ce contexte d'inélasticité de l'offre de capital, la variabilité de la demande de capital (accrue par b) aura un impact suffisant sur l'offre de capital pour engendrer une prime de risque élevée.

¹⁹Notons que notre valeur de b est très proche de celle reportée par les auteurs, soit $b = 0.73$.

Les propriétés du modèle bi-sectoriel, en ce qui concerne les faits stylisés des fluctuations économiques, sont supérieures à celles du modèle de base. Si l'on se réfère uniquement aux mesures de volatilité relative et de comouvement, le modèle fait au moins aussi bien qu'un modèle RBC standard. Si l'on prend uniquement en compte le comportement de persistance de la consommation, on constate que le taux de croissance de la consommation y est proche d'une marche aléatoire alors qu'elle apparaît positivement autocorrélée dans les données. En revanche, le modèle constitue un progrès indéniable en ce qui concerne la reproduction de la persistance du taux de croissance du produit. Ce dernier, quasiment nul dans le modèle standard, vaut 0.34 dans les données et 0.36 dans le modèle. Le comportement de persistance du produit est à relier directement à la réponse retardée de l'emploi. Le dernier résultat important à souligner est la réponse des heures à un choc de productivité. Ces dernières suggèrent une procyclicité des heures conformément aux données.

6 Conclusion

L'objectif de cette revue de la littérature était de mieux comprendre l'évaluation des prix d'actifs dans un modèle d'équilibre général dynamique et stochastique. Nous avons proposé une analyse intégrée des rentabilités d'actifs et des fluctuations économiques en tentant d'identifier les mécanismes à prendre en considération dans un modèle DSGE afin que celui soit en mesure d'expliquer les dynamiques des prix d'actifs tout en préservant ses performances sur les faits stylisés des fluctuations économiques.

L'analyse fait ressortir le rôle central de l'interaction entre les formations d'habitudes et un mécanisme particulier de gains en capital. Pour ce dernier, plusieurs options de modélisation sont possibles. En adoptant, l'optique de Jermann (1998) – où les gains sont engendrés par des coûts d'ajustement sur la capital physique – nous montrons qu'il est possible de reproduire une prime de risque des actions significative. Cependant, en étendant l'ensemble des faits étudiés au marché du travail, le pouvoir explicatif du modèle se détériore significativement. De tels résultats posent fondamentalement la question de l'adéquation de la structure mono-sectorielle du modèle de Jermann. Il semble, en effet, impossible d'obtenir conjointement des prédictions correctes sur les volatilités relatives des principales variables macroéconomiques, les comouvements de l'emploi avec le produit et un taux sans risque et une prime de risque compatibles avec les données observées.

Partant de là nous explorons deux pistes permettant d'éviter les précédentes limites. Il s'agit

d'introduire un mécanisme réduisant la facilité des ménages à lisser intertemporellement le profil de leur consommation. La première piste suppose que les heures travaillées sont choisies avant que ne soit connu le choc de productivité. La seconde, adopte une structure bi-sectorielle, avec une mobilité limitée des facteurs de production capital et travail entre secteurs. Ces modifications entraînent une nette amélioration par rapport au modèle de référence. La qualité explicative du modèle concerne aussi bien les rentabilités d'actifs que les fluctuations économiques.

Un certain nombre de limites persistantes doivent, cependant, être signalées. Le taux sans risque moyen théorique est beaucoup trop variable au regard des données. Ce résultat contre-factuel demeure une véritable difficulté pour les modèles utilisés ici. Campbell et Cochrane (1999) proposent une solution à ce problème en incorporant certains raffinements sur le processus de formation des habitudes.

De manière plus générale, un certain nombre d'hypothèses intéressantes n'ont pas été analysées dans cet article. Les analyses précédentes supposent l'existence de marchés complets. Sous cette hypothèse, les marchés d'actifs financiers permettent aux agents de ces économies artificielles de se prémunir contre tous les risques idiosyncratiques futurs pesant sur les flux de consommation, ce qui justifie un raisonnement en termes d'agent représentatif. Toutefois, l'hypothèse de marché complet a été levée dans la littérature, permettant d'explorer les implications quantitatives des modèles à agents hétérogènes (Constandinides et Duffie [1996], Heaton et Lucas [1996]).

Dans ce type de cadre d'analyse, la consommation par tête se distingue de la consommation individuelle : cette dernière est en effet plus volatile que la première. Ainsi, on comprend l'espoir que constitue l'hypothèse d'incomplétude : elle permet une faible covariance entre la croissance par tête de la consommation et la rentabilité de l'actif risqué, tout en autorisant une covariance suffisamment élevée entre la consommation individuelle et la rentabilité des actions, pour engendrer une prime de risque significative. Malheureusement, les prédictions des modèles analysés dans les contributions précitées montrent que leurs performances explicatives sont peu affectées par la propriété d'incomplétude des marchés (Kocherlakota [1996]). Dès lors qu'ils sont étalonnés de façon à reproduire les caractéristiques de la distribution en coupe des revenus du travail, ces modèles d'économie de dotations, ne parviennent à reproduire la prime de risque, qu'à condition d'incorporer des coûts de transaction importants et/ou des niveaux élevés d'aversion pour le risque. De ce point de vue, on ne peut donc pas s'attendre à des résultats encourageants en étendant ce type de modèle à l'économie de production.

Annexe : Description des données

Nous utilisons les séries statistiques américaines suivantes pour définir les variables macroéconomiques. L'échantillon s'étend de 1948(I) à 1996(III).

[1]	: produit national domestique réel (hors agriculture)	(site du BEA)
[2]	: consommation réelle en biens durables	(site du FREDII)
[3]	: consommation réelle en biens non-durables	(site du FREDII)
[4]	: consommation réelle de services	(site du FREDII)
[5]	: investissement réel brut privé	(site du FREDII)
[6]	: heures totales travaillées (hors agriculture)	(site du BLS)
[7]	: population civile totale de plus de 16 ans	(site du FREDII)
[8]	: rentabilité d'un portefeuille pondéré du NYSE/AMEX	(Campbell, 1999)
[9]	: taux d'intérêt sur un bon du trésor américain à 3 mois	(Campbell, 1999)

Notons que [6] et [7] sont des séries initialement mensuelles. Elles sont converties en fréquence trimestrielle par simple moyenne. [8] et [9] sont des taux trimestriels, directement tirés de la base de données de Campbell (1999). Nous définissons ainsi les séries agrégées :

C	: $([3] + [4])/[7]$;
X	: $([2] + [5])/[7]$;
Y	: $[1]/[7]$;
N	: $[6]/[7]$;
R^e	: [8];
R^f	: [9].

Références

- Abel, A.B. (1990) “Asset Prices under Habit Formation and Catching Up with the Joneses”, *American Economic Review* 80(2), pp. 38–42.
- Abel, A.B. (1999) “Risk Premia and Term Premia in General equilibrium”, *Journal of Monetary Economics* 43, pp. 3–33.
- Atkeson, A. et Phelan, C. (1994) “Reconsidering the Costs of Business Cycles with Incomplete Markets”, in S. Fischer et J.J. Rotemberg, *NBER Macroeconomics Annual*, MIT Press,
- Basu, S., Fernald, J. et M. Kimball (2004) “Are Technology Improvements Contractionary?”, Document de travail NBER 10592.
- Benveniste, L.M. et J.A. Scheinkman (1979) “On the Differentiability of the Value Function”, *Econometrica* 47, pp. 727-732.
- Boldrin, M., Christiano L.J. et J.D.M Fisher (1995) “Asset Pricing Lessons for Modelling Business Cycles”, *Document de travail NBER* 5262.
- Boldrin, M., Christiano L.J. et J.D.M Fisher (1997) “Habit Persistence and Asset Returns in an Exchange Economy”, *Macroeconomic Dynamics*, 1(2), pp. 312-32.
- Boldrin, M., Christiano L.J. et J.D.M Fisher (1999) “Habit Persistence, Asset Returns, and the Business Cycle”, Document de travail Northwestern University.
- Boldrin, M., Christiano L.J. et J.D.M Fisher (2001) “Habit Persistence, Asset Returns, and the Business Cycle”, *American Economic Review*, 91(1), pp. 149-166.
- Burnside C., Eichenbaum M. et S. Rebelo (1993) “Labor Hoarding and the Business Cycle”, *Journal of Political Economy* 101 (2), pp. 245-273.
- Fernald, J. (2005), “Trend Breaks, Long-Run Restrictions, and the Contractionary Effects of Technology Improvements”, Document de travail de la Federal Reserve Bank of San Francisco 2005-21.
- Campbell, J.Y. (1999) “Asset Prices, Consumption, and the Business Cycle”, chapitre 19 in J. Taylor et M. Woodford eds., *Handbook of Macroeconomics*.
- Campbell, J.Y. et J.H. Cochrane (1999) “By Force of Habit : A Consumption-Based Explanation of Aggregate Stock Market Behavior”, *Journal of Political Economy* 107 (2), pp. 205-251.

- Chari, V., Kehoe, P. et E. McGrattan (2005) “A Critique of Structural VARs Using Real Business Cycle Theory”, Document de travail de la Federal Reserve Bank of Minneapolis 631.
- Christiano, L., (1988) “Why Does Inventory Fluctuate so Much?”, *Journal of Monetary Economics* 21, pp. 247–280.
- Christiano, L., Eichenbaum, M. et R. Vigfusson (2004) “What Happens after a Technology Shock”, Document de travail NBER 9819.
- Cochrane, J.H. et L.P. Hansen (1992) “Asset Pricing Lessons for Modelling Macroeconomics”, in J-O Blanchard S. Fischer, *NBER Macroeconomics Annual*, MIT Press, pp. 115–165.
- Constantinides, G.M. (1990) “Habit Formation : A Resolution of the Equity Premium”, *Journal of Political Economy* 98(3), pp. 519–543.
- Constantinides, G.M. et Duffie D. (1996) “Asset Prices with Heterogeneous Consumers”, *Journal of Political Economy* 104(2), pp. 219–240.
- Cogley, T. et Nason, J. (1995) “Output Dynamics in Real Business Cycle Models”, *American Economic Review* 85, pp. 492–511.
- Danthine, J-P., Donaldson, J.B. et R. Mehra (1992) “The Equity Premium and the Allocation of Risk”, *Journal of Economic Dynamics and Control* 16, pp. 509–532.
- Francis, N. et V. Ramey (2005) “Is the technology-driven real business cycle hypothesis dead? Shocks and aggregate fluctuations revisited.” *Journal of Monetary Economics* 52, pp. 1379-1399.
- Epaulard, A. et A. Pommeret (2001) “Préférences des agents et prime de risque : une application aux données françaises”, *Revue d’Economie Politique* 4, pp. 611-638.
- Epstein, L.G. et Zin, S.E. (1989) “Substitution, Risk Aversion and the Temporal Behavior of Consumption and Asset Returns; A Theoretical Framework” *Econometrica*, 57, pp. 937-968.
- Epstein, L.G. et Zin, S.E. (1991) “Substitution, Risk Aversion and the Temporal Behavior of Consumption and Asset Returns; An emùpirical Analysis” *Journal of Political Economy*, 99, pp. 263–286.
- Galí, J. (1999) “Technology, Employment and the Business Cycle : Do Technology Shocks Explain Aggregate Fluctuations?”, *American Economic Review*, 89(1), pp. 249-271.

- Gomes, J.F., Yaron A. et L. Zhang (2003) “Asset Prices and Business Cycles with Costly External Finance”, *Review of Economic Dynamics*, 6(4), pp. 767-788.
- Grossmann, S.J. et Shiller, R.J. (1981a) “The Determinants of the Variability of Stock Market Prices”, *American Economic Review*, pp.222–227.
- Hansen, G. (1985) “Indivisible Labor and the Business cycle”, *Journal of Monetary Economics*, , 16, pp. 309-327.
- Hansen, L.P. et Jagannathan, R. (1991) “Restrictions on Intertemporal Marginal Rates of Substitution Implied by Asset Returns”, *Journal of Political Economy*, 99(2), pp. 225-262.
- Hansen, L.P. et Jagannathan, R. (1997) “Assessing Specification errors in Stochastic Discount Factor Models”, *Journal of Finance* 52, pp. 557–590.
- Hansen, L.P. et Singleton, K.J. (1983) “Stochastic Consumption, Risk Aversion, and the Temporal Behavior of Asset Returns”, *Journal of Political Economy*, 91, pp. 249-268.
- Heaton, J. (1995) “An Empirical investigation of Asset Pricing with Temporally dependant Preferences Specifications”, *Econometrica*, 63(3), pp. 681–717.
- Heaton, J. et Lucas, D.J. (1996), “Evaluating the Effects of Incomplete Markets on Risk Sharing and Asset Pricing”, *Journal of Political Economy*, 104(3), pp. 443-487.
- Jagannathan, R., McGrattan, E.R. et Scherbina, A. (2001) “The Declining U.S. Equity Premium”, *Document de travail NBER* 8172.
- Jermann, U.J. (1998) “Asset Pricing in Production Economies”, *Journal of Monetary Economics*, 41, pp. 257-275.
- Judd, K.L. (1998) *Numerical Methods in Economics*. MIT Press.
- Kandel, S. et Stambaugh, R.F. (1991) “Asset Returns and Intertemporal Preferences”, *Journal of Monetary Economics*, 27, pp.39-71.
- King, R., Plosser C. et R. Rebelo (1988a) “Production, Growth and the Business Cycles : I. The Basic Neoclassical Model”, *Journal of Monetary Economics*, 21, pp.195-232.
- King, R., Plosser C. et R. Rebelo (1988b) “Production, Growth and the Business Cycles : II. New Directions”, *Journal of Monetary Economics*, 21, pp.309-341.
- King, R., Rebelo, R. (1999) “Resuscitating Real Business Cycles”, in J.B. Taylor and M. Woodford, *Handbook of Macroeconomics*, 1B, Chapitre 14, pp.927-1007.

- Kocherlakota, N.R. (1996) “The equity premium : It’s still a Puzzle”, *Journal of Economic Literature*, XXXIV, pp.42-71.
- Kydland, F.E. et Prescott, E.C. (1982) “Time to Build and Abgrégate Fluctuations”, *Econometrica*, 50, pp. 1345-1370.
- Lettau, M. (2003) “Inspecting the Mechanims : The Determination of Asset Prices in RBC Models”, *The Economic Journal*, 113, pp. 550-575.
- Lettau, M. et Uhlig, H. (2000) “Can habit Formation Be Reconciled with Business Cycles Facts”, *Review of Economic Dynamics*, 3, pp. 79–99.
- Lettau, M. et Uhlig, H. (2002) “The Sharpe Ratio and Preferences : A Parametric Approach”, *Macroeconomic Dynamics*, 6, pp. 242-265.
- Long, J. et Plosser C. (1983) “Real Business Cycles”, *Journal of Political Economy*, 91, pp. 39-69.
- Lucas, R. E. (1978) “Asset Prices in an Exchange Economy”, *Econometrica*, 46, pp. 1429-1446.
- Lucas, R. E. (1987) *Models of Business Cycles*, Oxford, Basil Blackwell.
- Merha, R. et Prescott, E.C. (1985) “The Equity Premium : A Puzzle”, *Journal of Monetary Economics*, 15(2), pp. 145-161.
- Prescott, E.C. (1986) “Theory Ahead of Business Cycle Measurement”, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 25, pp. 11-66.
- Rouwenhorst, G.K. (1995) “Asset Pricing Implications of Equilibrium Business Cycles Models”, in T.F. Cooley. *Frontiers of Business Cycle Research*. Princeton University Press, pp. 294-330.
- Ryder, H.E. et Heal, G.M. (1973) “Optimum Growth with Intertemporality Dependant Preferences”, *Review of Economic Studies* 40, pp. 1–23.
- Shiller, R.J. (1982) *Consumption, Asset Markets ans Macroeconomic Fluctuations*, 17, 24(2), pp. 203–208..
- Stokey, N.L. et R.E. Lucas (1989), *Recursive Methods in Economic Dynamics*, Harvard University Press.
- Sudaresan, S.M. (1989) “Intertemporality Dependant préférences and the Volatility of Consumption and Wealth”, *Review of financial Studies*, 2, pp. 73–88.
- Weil, P. (1989) “The Equity Premium Puzzle and the Riskfree Rate Puzzle”, *Journal of Monetary Economics*, 24(2), pp. 401–421.