

Modèles d'équilibre général dynamiques en concurrence imparfaite

Julio J. ROTEMBERG, Michael WOODFORD*

RÉSUMÉ. – Cet article étudie les conséquences de l'introduction de la concurrence imparfaite dans des modèles de croissance néoclassique. L'attention a particulièrement porté sur l'explication des fluctuations macroéconomiques. Les structures de marché étudiées incluent la concurrence monopolistique, le modèle de "marché de clientèle" de Phelps et Winter, ainsi que le modèle de collusion implicite de Rotemberg et Saloner. Nous passons en revue les travaux empiriques fournissant des estimations pour la calibration des modèles de concurrence imparfaite. Notre article étudie ensuite les effets de la concurrence imparfaite sur les réponses de l'économie à divers types de chocs réels, dont des chocs technologiques et des chocs de dépenses du gouvernement, ainsi qu'à des chocs affectant le degré de pouvoir de marché des firmes. Nous analysons également le rôle de la concurrence imparfaite dans l'apparition de fluctuations résultant uniquement d'anticipations autoréalisatrices.

Dynamic General Models with Imperfectly Competitive Product Markets

ABSTRACT. – This paper discusses the consequences of introducing imperfectly competitive product markets in an otherwise standard neoclassical growth model. We pay particular attention to the consequences of imperfect competition for the explanation of fluctuations in aggregate economic activity. Market structures considered include monopolistic competition, the "customer market" model of Phelps and Winter, and the implicit collusion model of Rotemberg and Saloner. Empirical evidence relevant to the numerical calibration of imperfectly competitive models is reviewed. The paper then analyzes the effects of imperfect competition upon the economy's response to several kinds of real shocks, including technology shocks, shocks to the level of government purchases, and shocks that change individual producers' degree of market power. It also discusses the role of imperfect competition in allowing for fluctuations due solely to self-fulfilling expectations.

* J. J. ROTEMBERG: M. I. T.; M. WOODFORD: University of Chicago. Nous tenons à remercier David Backus, Roland Benabou et les participants au congrès "Frontiers of Business Cycle Research", pour leur commentaires, Stéphanie Schmitt-Grohe et Martin Uribe pour leur travail d'assistant de recherche, ainsi que la NSF pour son soutien financier. Traduction faite par Jérôme Adda autorisé par Princeton University Press. Titre original: "Dynamic general models with imperfectly competitive product markets".

1 Introduction

Nous présentons dans cet article les conséquences de l'introduction de l'hypothèse de marchés imparfaitement compétitifs dans des modèles de croissance néoclassique. Nous nous intéressons particulièrement aux effets de différents chocs et aux fréquences des cycles conjoncturels, lorsque l'on fait l'hypothèse de concurrence imparfaite. La modélisation des fluctuations agrégées à l'aide de modèles d'équilibre a généralement fait l'hypothèse de firmes en concurrence parfaite. Cette spécification est un point de départ naturel, mais nous montrons qu'il y a de nombreuses raisons pour passer à un cadre de concurrence imparfaite.

En effet, la concurrence imparfaite rend l'équilibre possible en présence de rendements d'échelle croissants.¹ Cette plus grande flexibilité dans la spécification de la technologie peut être d'une grande importance dans la modélisation des fluctuations, en particulier dans la compréhension des variations cycliques de la productivité. Nous présentons une revue des analyses empiriques consacrées à la croissance des rendements d'échelle dans la section 4. Nous montrons que la concurrence imparfaite est non seulement nécessaire à l'hypothèse de rendements d'échelle croissants mais inversement, que si le pouvoir de marché est important, il est nécessaire de supposer des rendements croissants pour rendre compte de l'absence significative de profits purs dans des économies comme celle des Etats-Unis. Les rendements croissants permettent également de nouvelles sources de fluctuations agrégées, en particulier celles engendrées par des anticipations autoréalisatrices.

Si l'on fait l'hypothèse de pouvoir de marché (et donc de prix supérieurs aux coûts marginaux), et de rendements d'échelle croissants, l'interprétation des cycles conjoncturels est modifiée, bien que nous n'optons pas ici pour une théorie des cycles en particulier. La théorie des cycles réels a attribué aux chocs technologiques un rôle dominant comme source de fluctuations. Cependant, l'existence de pouvoir de marché et de rendements croissants impliquent que le résidu de Solow, interprété dans cette littérature comme une mesure des chocs technologiques exogènes, contient une composante endogène. Comme le souligne HALL [1988, 1990], cette composante endogène peut être sans lien avec les véritables changements de technologie. Ainsi, nous montrons plus loin, dans un modèle dynamique, qu'une hausse des dépenses gouvernementales en présence de concurrence imparfaite conduit à une hausse du résidu de Solow, ainsi qu'à une augmentation de la production et de l'emploi. Ainsi, si l'on suppose à tort que la concurrence est parfaite, on peut attribuer à un progrès technologique aléatoire une partie de la croissance de la production qui est en fait générée par un accroissement des dépenses gouvernementales, ou par d'autres chocs qui augmentent la

1. Les rendements croissants sont compatibles avec la concurrence parfaite si les rendements sont externes plutôt qu'internes comme dans le modèle de BAXTER et KING [1990]. Nous pensons toutefois que les rendements croissants internes sont plus importants.

production à l'équilibre par un effet autre que celui qui affecterait les possibilités de production.

Plusieurs résultats empiriques concernant le comportement du résidu de Solow suggèrent que cette endogénéité peut être importante, comme nous le verrons dans la section 5.

La concurrence imparfaite modifie également les réponses de l'économie à un choc technologique. Comme le montre HORNSTEIN [1993], la capacité d'un accroissement de la productivité à induire une hausse de l'emploi est grandement réduite, même dans des cas où le pouvoir de marché et les rendements croissants sont faibles. Nous y reviendrons plus en détail dans la section 6. Ainsi, si la concurrence imparfaite est importante, des chocs autres que technologiques joueront un rôle majeur dans l'explication des variations de l'emploi au cours des cycles conjoncturels.

L'hypothèse de concurrence imparfaite n'implique pas par elle-même la présence d'autres chocs. Toutefois, elle introduit de nouvelles sources potentielles de fluctuations de l'emploi, de même qu'un moyen d'augmenter le rôle des autres chocs. L'hypothèse de concurrence imparfaite implique que les prix diffèrent des coûts marginaux. Elle permet en outre la variation dans le temps des écarts entre prix et coûts marginaux. Nous montrons qu'une hausse de cet écart entraîne une baisse dans la demande de travail des firmes, à niveau de salaire réel donné. L'effet sur la demande de travail est alors le même que celui d'un choc technologique négatif, de sorte qu'il n'est pas nécessaire d'avoir de grands effets de richesse pour faire baisser l'offre de travail. Ainsi, les variations de l'écart entre prix et coûts marginaux peuvent potentiellement faire fluctuer fortement l'emploi. Nous montrons que des fluctuations de cet écart (le taux de marge), dans des limites plausibles relativement aux observations sur données américaines, peuvent générer des variations de l'emploi compatibles avec l'observation sur données américaines ².

Les fluctuations des taux de marge peuvent provenir, entre autres, de changements exogènes dans la structure des marchés. Par exemple, dans le contexte du modèle de concurrence monopolistique développé dans les sections 2 et 3, des variations du degré de substituabilité entre biens différenciés peuvent être considérées. De ce point de vue, la concurrence imparfaite introduit une nouvelle source de chocs. Les taux de marge peuvent aussi fluctuer de manière endogène en réponse aux chocs agrégés et sans lien direct avec la structure de marché. Dans ce cas, la fluctuation des taux de marge devient un moyen supplémentaire par lequel les chocs peuvent influencer l'activité agrégée. Comme nous le montrerons plus loin, ce moyen peut être particulièrement important pour comprendre les variations cycliques de l'emploi. Nous présentons différentes théories des variations endogènes des taux de marge dans la section 8, en nous attachant

2. En plus des mécanismes déjà abordés, il est intéressant de souligner que l'hypothèse de pouvoir de marché est un élément essentiel des modèles à rigidités nominales des prix. Ces rigidités des prix accroissent le rôle des chocs monétaires comme source de fluctuations agrégées. Pour des exemples de modèles dynamiques complètement spécifiés, voir HAIRAUT et PORTIER [1992] et YUN [1993].

particulièrement aux théories qui permettent une baisse des taux de marge lorsque la demande agrégée augmente.

Nous illustrons ensuite l'importance des fluctuations endogènes des taux de marge, en étudiant la réponse de l'emploi à un choc de dépenses publiques.

Enfin, l'hypothèse de concurrence imparfaite peut entraîner à l'équilibre des fluctuations agrégées en l'absence de tous chocs. Dans les modèles de cycles réels standards, il existe un équilibre unique correspondant à la solution d'un problème de planificateur. Cet équilibre est nécessairement indépendant des variables de type "taches solaires". Cependant, l'introduction de la concurrence imparfaite implique que l'équilibre ne correspond plus à la solution d'un problème de planificateur, et il peut alors exister plusieurs équilibres distincts. Parmi ces équilibres, il peut exister des équilibres à "taches solaires" où les fluctuations sont la conséquence de variations autoréalisatrices des anticipations. BENHABIB et FARMER [1992], GALI [1992] et FARMER et GUO [1993] ont étudié de tels modèles de manière quantitative.

L'autre objectif de cet article est de montrer comment les études empiriques à différents niveaux d'agrégation peuvent être utilisées pour estimer l'écart entre la réalité et les hypothèses de concurrence parfaite ou de rendements constants. Bien que notre revue de littérature soit fort incomplète, nous montrons qu'il existe des résultats empiriques permettant la calibration de certains des paramètres essentiels des modèles de concurrence imparfaites.

Nous montrons enfin qu'il est facile d'incorporer l'hypothèse de concurrence imparfaite dans les modèles de cycles conjoncturels. Comme les allocations qui en résultent ne sont pas Pareto-optimales, il n'est pas possible d'obtenir un équilibre comme solution d'un problème de planificateur. Toutefois, les méthodes classiques de détermination de l'équilibre général dynamique utilisant les équations d'Euler caractéristiques de l'équilibre (comme cela sera présenté dans la section suivante) peuvent toujours être utilisées quand les marchés ne sont plus parfaitement concurrentiels.

Notre article est organisé de la façon suivante. La section 2 présente un modèle de base de concurrence imparfaite, où les firmes sont en concurrence monopolistique et où le processus de fixation des prix est statique. Nous montrons, sous des hypothèses très générales, que les entreprises fixent leurs prix de manière à laisser un taux de marge constant sur le coût marginal. Nous étudions aussi les relations entre concurrence imparfaite et rendements croissants. Dans la section 3, nous présentons ce même modèle dans un cadre d'équilibre général dynamique et nous étudions comment ce modèle généralise les modèles standards des cycles réels. La section 4 fournit une brève revue des résultats empiriques microéconomiques sur l'importance de la concurrence imparfaite. Nous présentons ensuite la méthode de calcul numérique des réponses à des chocs. La section 5 présente des résultats numériques pour des chocs sur le niveau des dépenses de l'Etat, tandis que la section 6 se concentre sur l'effet des chocs technologiques. Ces sections illustrent l'importance de la prise en compte de la concurrence imparfaite. Elles montrent également comment estimer l'adéquation de l'hypothèse de concurrence empirique en comparant les réponses du modèle aux données

américaines. La section 7 montre que pour certaines valeurs des paramètres, les réponses aux chocs deviennent indéterminées à l'équilibre. Cela ouvre alors un large champ à une nouvelle forme de fluctuations, dues uniquement aux anticipations autoréalisatrices qui peuvent survenir même en l'absence de perturbations stochastiques des variables "fondamentales".

Les sections 8 et 9 présentent des modèles à taux de marge variables. La section 8 étudie la conséquence de variations exogènes du degré de pouvoir de marché (modélisées ici par des variations exogènes de la substituabilité entre produits différenciés) dans des modèles semblables à ceux des sections 5 et 6. Nous montrons que de tels chocs peuvent reproduire plusieurs caractéristiques observées des covariations des variables macroéconomiques, et qu'ils peuvent créer d'importantes fluctuations de l'emploi. Nous estimons l'amplitude des variations des taux de marge qui serait nécessaire pour expliquer les variations observées de l'emploi puis nous comparons ces résultats à des estimations de la variation effectivement observé aux Etats-Unis. La section 8 présente des modèles où d'autres chocs sont responsables des variations endogènes des taux de marge. Nous développons deux modèles en détail, le modèle de marché de clientèle de PHELPS et WINTER [1970] ainsi que le modèle de collusion oligopolistique utilisé dans nos travaux précédents. Nous illustrons également dans cette section les effets sur ces deux modèles des variations des dépenses gouvernementales. Nous soulignons la capacité des chocs non technologiques à produire des variations dans la demande de travail. Nous analysons brièvement le modèle de GALI [1992] dans lequel les taux de marge dépendent, à l'équilibre, de la composition de la demande agrégée. Dans ce cadre, une fois de plus, nous étudions la possibilité de fluctuations agrégées en l'absence de tous chocs.

2 Comportement des firmes en concurrence monopolistique

Supposons qu'il existe un continuum de biens différenciés potentiellement productibles, indexés par la demi-droite réelle positive. A chaque instant, seuls les biens indexés de 0 à I_t sont effectivement produits. Ces biens sont achetés par les consommateurs, l'Etat et les entreprises. Ces dernières utilisent ces différents biens à la fois comme biens intermédiaires pour leurs productions et comme biens d'investissement pour augmenter le stock de capital disponible pour la production future. Pour simplifier le modèle et le rendre comparable aux modèles standards de concurrence parfaite, nous supposons que les demandeurs de bien final ne soient intéressés que par un bien composite. En d'autres mots, l'utilité des consommateurs, la productivité des consommations intermédiaires physiques ainsi que l'augmentation du capital des firmes ne dépendent que du nombre d'unité de bien composite achetées. Si l'on note B_t le vecteur des dépenses en

différents biens et Q_t la quantité de bien composite achetée, Q_t est alors donné par

$$(2.1) \quad Q_t = f_t(B_t)$$

Nous supposons que la fonction d'agrégation f_t est croissante, symétrique et homogène de degré un par rapport à B_t . Par fonction symétrique, nous entendons que la fonction est invariante à une permutation des quantités des différents biens, ce qui implique que Q_t ne dépende que de la *distribution* des différents biens et non de l'identité des biens. La fonction d'agrégation est la même pour tous les agents, mais elle dépend du temps puisque l'ensemble des biens produits peut varier. Les producteurs de chacun des biens différenciés en fixent le prix. L'ensemble des prix forme le vecteur P_t , de même dimension que le vecteur des dépenses. Considérons un agent (qu'il soit un consommateur, l'Etat ou une entreprise) désireux d'acheter G_t unités de bien composite. L'agent partagera ses dépenses entre les différents biens de façon à minimiser le coût total $\langle P_t, B_t \rangle$ pour obtenir G_t . Du fait de l'homogénéité de degré un de f_t , la demande résultante sera égale à G_t multipliée par une fonction vectorielle homogène de degré zéro du vecteur des prix :

$$B_t = G_t \Delta_t(P_t)$$

Ainsi, pour un vecteur des prix P_t donné, tous les agents choisiront un multiple du même vecteur $\Delta(P_t)$. Ceci nous permet d'agrèger la demande des agents :

$$B_t = Q_t \Delta_t(P_t)$$

où Q_t est la demande totale du bien composite pour tous les agents. De plus, comme f_t est symétrique, l'élément $\Delta_t^i(P_t)$, la dépense en bien i , ne dépend que du prix p_t^i de ce bien ainsi que de la distribution des autres prix. Nous ne considérons, dans cet article, que des équilibres symétriques. Nous étudierons donc des situations où toutes les firmes (exceptée peut être la firme i) fixent un prix p_t à la date t et où la firme i choisit un prix p_t^i . Dans ce cas, $\Delta_t^i(P_t)$ peut être écrit sous la forme $D_t(p_t^i/p_t)/I_t$, où D_t est une fonction décroissante, la même pour tout i , et I_t correspond au nombre de biens produits à la date t . D_t ne dépend que du ratio des deux prix car Δ

est homogène de degré zéro. (La normalisation par I_t n'est faite que dans un souci de clarté). La demande pour le bien produit par la firme i est alors

$$(2.2) \quad d_t^i = \frac{Q_t}{I_t} D_t \left(\frac{p_t^i}{p_t} \right)$$

Par concurrence monopolistique, nous entendons que chaque firme i considère la demande agrégée Q_t et le prix p_t des autres firmes comme donnés, et fixe son prix p_t^i en ne tenant compte que de l'effet de p_t^i sur le niveau de ses ventes comme indiqué dans l'équation (2.2).³ Nous nous intéressons donc aux propriétés de la courbe de demande D_t .

Supposons que l'on normalise f_t à chaque période par $f_t(M) = I_t$, où M est le vecteur unité (ou dans le cas d'un continuum, la mesure uniforme). Puisque f_t est symétrique, on a $D_t(1) = 1$ quel que soit t . Nous supposons également que D_t est différentiable en 1, et que la valeur $D_t'(1) < -1$ est indépendante de t . Cette dernière hypothèse signifie que, dans le cas où tous les biens sont achetés dans la même proportion, le degré de substituabilité entre différents biens différenciés reste inchangé lorsque de nouveaux biens apparaissent et que l'élasticité commune de substitution est supérieure à 1. Nous supposons enfin que pour tout t , $D(\rho) + \rho D'(\rho)$ est une fonction monotone décroissante du prix relatif ρ dans tout le domaine pour lequel elle est positive. Cette hypothèse garantit l'existence d'une recette marginale décroissante pour chaque producteur. Ainsi, à un équilibre symétrique, les firmes font face à une élasticité de la demande invariante dans le temps. Il est intéressant de noter que nous avons obtenu ces résultats sans faire d'hypothèses globales sur les préférences, comme par exemple DIXIT et STIGLITZ [1977]⁴

Considérons à présent la fonction de production des entreprises. Lorsque les firmes sont en concurrence imparfaite, on ne peut plus faire les hypothèses technologiques des modèles standards de cycles réels. En effet, il est courant de spécifier des fonctions de production ne prenant en compte

3. Ce concept d'équilibre est bien défini sous l'hypothèse d'un continuum de biens à chaque période, identifié par un intervalle $[0, I_t]$ de la droite réelle. Dans ce cadre, le prix d'un bien n'a bien sûr aucun effet sur l'allocation intertemporelle de la dépense totale et donc sur les équilibres p_t, Q_t . Même dans le cas d'un nombre fini de biens, on peut définir un équilibre de la même manière, tout comme on peut définir un équilibre Walrasien pour une économie à nombre fini d'agents. Toutefois, le concept d'équilibre ne devient intéressant comme représentation formelle du résultat de la concurrence que pour un nombre d'agents tendant vers l'infini. Pour un développement rigoureux du concept d'équilibre dans le cas fini, on pourra se référer à BENASSY [1991, sec. 6.4] et aux références qui y sont citées. Il est devenu courant en macroéconomie et en commerce international de faire l'hypothèse d'un continuum de biens différenciés, surtout lorsque l'on veut considérer le nombre de biens comme une variable endogène.

4. Dans leur modèle, f_t est égale à $I_t \frac{-\sigma}{1-\sigma} \left[\sum_{i=1}^{I_t} (b_i^i)^{1-\sigma} \right]^{\frac{1}{1-\sigma}}$ où $0 < \sigma < 1$. Dixit et Stiglitz supposent ainsi que l'élasticité globale de substitution est égale à $1/\sigma$. Ceci entraîne que $D_t(\rho) = \rho^{\frac{-1}{\sigma}}$ et ainsi que $D_t'(1) = -1/\sigma$ quel que soit t . Nous observons également que la condition de décroissance du revenu marginal est satisfaite pour tout ρ . Toutefois, une élasticité globale de substitution constante n'est pas essentielle dans nos résultats, qui dépendent uniquement de l'hypothèse d'indépendance de l'élasticité de la demande évaluée à des prix uniformes par rapport à la normalisation.

que le capital et l'emploi et non les consommations intermédiaires. En concurrence parfaite, cette hypothèse n'est pas restrictive puisqu'on utilise comme mesure de la production la valeur ajoutée totale (la production totale moins la valeur des biens utilisés), et celle-ci peut être exprimée en fonction du capital et du travail utilisés. Supposons que la fonction de production du bien i soit donnée par

$$(2.3) \quad q_t^i = G(K_t^i, z_t H_t^i, M_t^i)$$

où z_t est un indice de progrès technique à la date t , affectant le travail, H_t^i désigne les heures travaillées et M_t^i les produits nécessaires à la production pour la firme i à la date t . Pour un équilibre symétrique, le prix des consommations intermédiaires est le même que celui du bien final et la valeur ajoutée est alors donnée par $q_t^i - M_t^i$. Pour un équilibre en concurrence parfaite, on aura nécessairement

$$(2.4) \quad F(K_t^i, z_t H_t^i) = \max_{M_t^i} [G(K_t^i, z_t H_t^i, M_t^i) - M_t^i]$$

Cette relation provient de la maximisation du profit par les entreprises qui considèrent les prix comme donnés. Il existe ainsi une pseudo-fonction de production de valeur ajoutée où n'apparaissent que le capital et le travail. De plus, par le théorème de l'enveloppe, les dérivées de F par rapport à ses deux arguments (qui sont égales aux produits marginaux de ces deux facteurs), doivent être égales, à l'équilibre, au rapport des prix des facteurs et du prix du bien produit. On obtient alors les conditions d'équilibre correctes si l'on considère simplement F comme étant la vraie fonction de production. Ceci est généralement fait implicitement dans la théorie des cycles réels (ainsi que dans d'autres modèles de croissance).

En concurrence imparfaite, (2.4) n'est plus vérifiée; une firme i va choisir ses consommations intermédiaires de façon à maximiser

$$(2.5) \quad \frac{p_t^i}{p_t} G(K_t^i, z_t H_t^i, M_t^i) - M_t^i$$

étant donnée la fonction de demande (2.2). Les consommations intermédiaires ne sont pas choisies comme en (2.4) puisque p_t^i n'est plus indépendant de la quantité vendue, même dans le cas d'un équilibre symétrique où $p_t^i = p_t$. Si (2.3) est une fonction de production néoclassique, possédant toutes les bonnes propriétés, dans le cas d'un équilibre symétrique, les conditions du premier ordre du choix des consommations intermédiaires impliquent,

$$G_M(K_t^i, z_t H_t^i, M_t^i) = [1 + D'(1)^{-1}]^{-1}$$

Les consommations intermédiaires dépendent du degré de pouvoir de marché. On peut bien sûr toujours résoudre cette équation en M_t^i en fonction de $(K_t^i, z_t H_t^i)$ et obtenir une expression de la valeur ajoutée en fonction de ces deux seuls inputs. Mais outre que cette fonction ne représenterait pas les vraies possibilités de production de l'économie, elle serait aussi amenée à varier en fonction du degré de pouvoir de marché. En général, en présence de concurrence imparfaite, l'économie sera située strictement

à l'intérieur de la frontière de production (et non sur la frontière mais en un point inefficace, étant données les préférences), et cette distance dépend du degré de pouvoir de marché.⁵

Cette complication peut être évitée si l'on considère une fonction de production à coefficients technologiques constants pour ce qui concerne les consommations intermédiaires. Supposons que (2.3) s'écrive

$$q_t^i = \min \left[\frac{V(K_t^i, z_t H_t^i)}{1 - s_M}, \frac{M_t^i}{s_M} \right]$$

où $0 < s_M < 1$ correspond à la part du coût des consommations intermédiaires rapportée à la valeur brute de la production (pour un équilibre symétrique). Dans ce cas, l'entreprise i choisira toujours un niveau de consommations intermédiaires tel que $M_t^i = s_M q_t^i$, niveau indépendant du degré de pouvoir de marché. Il existe alors une fonction de production de valeur ajoutée ne dépendant pas du degré de pouvoir de marché, sous la forme $V(K_t^i, z_t H_t^i)$. Nous supposons pour la suite que la fonction de production est de ce type, dans la mesure où il semble réaliste de supposer que l'entreprise ne peut pas substituer du capital ou de l'emploi aux consommations intermédiaires. Notons cependant que ce faisant, nous négligeons peut être des effets importants.

En concurrence imparfaite, les consommations intermédiaires jouent un autre rôle, et ce même dans le cas d'une fonction de production à coefficients constants. Les consommations intermédiaires influent en effet sur l'écart entre la productivité marginale du travail et le salaire. Pour un degré de pouvoir de marché donné, (c'est-à-dire pour $D'(1)$ donné et donc pour un écart entre prix et coût marginal donné), ce dernier est d'autant plus grand que la part des consommations intermédiaires est grande. C'est pourquoi il sera important de prendre en compte les consommations intermédiaires lorsque nous voudrions calibrer notre modèle pour rendre compte des degrés de pouvoir de marché observés. Pour comprendre ceci, notons que dans le cas de la fonction de production à coefficients fixes précédente, étant donné (2.2), le capital et l'emploi sont choisis pour maximiser

$$\frac{p_t^i}{p_t} q_t^i - w_t H_t^i - r_t K_t^i - s_M q_t^i$$

où w_t représente le salaire déflaté par le prix du bien composite et r_t le prix du capital déflaté de la même manière. (Nous supposons, dans cet article, que les entreprises considèrent les prix comme donnés pour le marché des facteurs de production, puisque nous ne nous intéresserons qu'au problème de concurrence imparfaite sur le marché des biens finals). Pour un équilibre symétrique, les conditions du premier ordre des demandes de facteurs s'écrivent

$$(2.6a) \quad [1 + D'(1)^{-1} - s_M] V_1(K_t^i, z_t H_t^i) = [1 - s_M] r_t$$

5. Pour plus de précisions sur ce point, cf BASU [1992].

$$(2.6b) \quad [1 + D'(1)^{-1} - s_M]z_t V_2(K_t^i, z_t H_t^i) = [1 - s_M]w_t$$

Supposons que

$$s_M < 1 + D'(1)^{-1}$$

de façon à ce qu'un équilibre symétrique du type défini plus haut soit possible. (Nous reportons à plus tard l'étude des conditions du second ordre). L'écart entre la productivité marginale et les prix des facteurs de production est

$$\mu = \frac{1 - s_M}{1 - s_M + D'(1)^{-1}} > 1$$

Cet écart est une fonction monotone de $(1 - s_M)D'(1)$, d'autant plus grand que $(1 - s_M)D'(1)$ est petit et négatif. Ainsi, $s_M > 0$ a le même effet qu'un degré de pouvoir de marché plus grand pour toutes les entreprises. Considérons à présent la relation entre prix et coût marginal dans un équilibre de concurrence monopolistique. A la période t , le coût marginal de production de chaque entreprise est (en utilisant le bien composite comme numéraire)

$$(1 - s_M) \frac{w_t}{z_t V_2(K_t^i, z_t H_t^i)} + s_M$$

Si l'on compare cette expression avec (1.6), on remarque que le taux de marge de chaque firme (ratio du prix au coût marginal) s'écrit

$$(2.7) \quad \gamma = [1 + D'(1)^{-1}]^{-1} > 1$$

On peut remarquer que dans ce modèle simple, le taux de marge est constant et indépendant des variations à l'équilibre de la production, du fait de chocs technologiques par exemple. Ce résultat dépend entièrement de l'hypothèse d'homogénéité de la fonction d'agrégation f ainsi que du comportement de concurrence monopolistique des entreprises. Sans l'hypothèse d'homogénéité, le taux de marge peut dépendre du niveau de la production, mais rend le problème d'agrégation des demandes complexe. Nous nous écarterons dans la section 9 de l'hypothèse de concurrence monopolistique, ce qui entraînera des variations endogènes du taux de marge.

Dans le cas où $s_M > 0$, le taux de marge μ est plus grand que le taux de marge γ de la firme, bien que ces deux valeurs soient liées. Le premier peut être exprimé comme le ratio du prix de la valeur ajoutée (c'est-à-dire la différence entre le prix du produit et le coût des facteurs de production) au coût marginal. Ce ratio est plus grand que le ratio des prix et du coût marginal γ car les firmes fixent un taux de marge également sur les consommations intermédiaires. Pour une valeur donnée de s_M , μ est une

fonction monotone et croissante de γ

$$(2.8) \quad \mu = \frac{(1 - s_M)\gamma}{1 - s_M\gamma}$$

Cette relation est importante pour étudier les effets des variations du degré de pouvoir de marché, comme nous le ferons ensuite. (Rappelons que s_M est un paramètre de la fonction de production et non une variable endogène). La relation (2.8) est également importante pour comprendre les différentes mesures du degré de pouvoir de marché utilisées dans les travaux empiriques, comme nous l'étudierons dans la section 4.

Etudions maintenant le lien entre le taux de marge introduit par le pouvoir de marché et le niveau des rendements d'échelle. Nous avons déjà mentionné que la concurrence imparfaite permettait d'envisager l'existence d'un équilibre lorsque les rendements sont croissants, ce qui nous laisse plus de liberté dans la spécification de V . Une fois supposé que les firmes ont un pouvoir de marché, il est non seulement possible mais également raisonnable de supposer des rendements croissants. Pour une fonction de production à rendements constants (V est alors homogène de degré un), le théorème d'Euler ainsi que (2.6a) et (2.6b) impliquent

$$(2.9) \quad q_t^i - M_t^i = \mu(r_t K_t^i + w_t H_t^i)$$

Ainsi, lorsque $\mu > 1$, il existe des profits purs positifs puisque la valeur de la production excède la somme des coûts des consommations intermédiaires, des coûts en capital et des coûts salariaux. Cependant, les études empiriques sur données américaines montrent qu'il y a en moyenne très peu ou aucun profits nets, comme nous le discuterons dans la section 4. Ainsi, si le pouvoir de marché est important, comme le suggère les études que nous présenterons ensuite, il faut conclure qu'il n'existe pas de rendements constants. Utilisons comme mesure des rendements d'échelle de la fonction de production de valeur ajoutée l'expression

$$(2.10) \quad \eta_t^i = \frac{V_1(K_t^i, z_t H_t^i)K_t^i + V_2(K_t^i, z_t H_t^i)z_t H_t^i}{V(K_t^i, z_t H_t^i)}$$

Dans ce cas, les rendements sont respectivement croissants, décroissants ou constants si η_t^i est supérieur, inférieur ou égal à un. On peut remarquer que cette mesure est purement locale et peut varier au cours du temps avec la production. Si V est homogène de degré n , η^i sera alors constant et égal à n . On peut aussi remarquer qu'il s'agit d'une mesure des rendements d'échelle à *court terme* associé aux variations des facteurs de production à nombre de biens produits constant. Cette mesure ne convient pas pour les rendements d'échelle à *long terme* dans une économie en croissance où le nombre de biens et le nombre de facteurs de production augmentent. Enfin,

cette mesure est une mesure des rendements d'échelle dans la production de la valeur ajoutée plutôt que de la production brute. Une mesure habituelle (locale) des rendements d'échelle dans la production brute serait le ratio des coûts marginaux et moyens de l'entreprise i ,

$$\begin{aligned}\rho_t^i &= \frac{r_t K_t^i + w_t H_t^i + M_t^i}{\left[(1 - s_M) \frac{w_t}{z_t V_2(K_t^i, z_t H_t^i)} + s_M \right] q_t^i} \\ &= \frac{\eta_t^i \mu^{-1} (1 - s_M) + s_M}{\mu^{-1} (1 - s_M) + s_M}\end{aligned}$$

Notons que si $s_M > 0$, η_t^i est plus grand que ρ_t^i , et que ces deux valeurs sont égales en l'absence de consommations intermédiaires.⁶

En abandonnant l'hypothèse de rendements constants à court terme ($\eta = 1$), on obtient à la place de (2.9) l'expression plus générale

$$\eta_t^i (q_t^i - M_t^i) = \mu (r_t K_t^i + w_t H_t^i)$$

Ainsi, le fait que les profits nets soient nuls en moyenne est compatible avec $\mu > 1$ si le rendement d'échelle moyen est $\eta = \mu > 1$. Les rendements d'échelle croissants (dans le sens que nous venons de définir) sont donc nécessaires. Remarquons que $\eta > 1$ entraîne $\rho > 1$, et il y a donc aussi des rendements croissants pour la production brute :

$$\rho_t^i = [\mu^{-1} (1 - s_M) + s_M]^{-1} = \gamma$$

L'intuition est simple. En cas de rendements croissants, le coût moyen est supérieur au coût marginal et on peut donc avoir un prix égal au coût moyen en même temps que des profits nuls, même si le prix est supérieur au coût marginal. Il est important de faire l'hypothèse de rendements croissants internes à l'entreprise plutôt que dus à des externalités comme chez BAXTER et KING [1990]. Même s'il y a des rendements d'échelle externes, la firme fera des profits positifs sauf si ses coûts moyens excèdent ses coûts marginaux. L'existence de rendements internes croissants n'est d'ailleurs pas fortuit, mais le fruit de comportements économiques, comme l'avait souligné CHAMBERLIN [1933]. Si on a à chaque période $\eta_t^i \neq \mu$, alors les profits sont différents de zéro. Ceci est compatible avec une hypothèse de maximisation des profits en supposant que le nombre de biens différenciés produits et l'identité des producteurs ne puisse varier; des profits de court terme négatifs sont possibles si l'on suppose qu'il n'est pas possible de fermer l'entreprise sans coûts, du fait de coûts fixes payés à l'avance. Cependant, cette situation ne peut perdurer. Rappelons que nous avons supposé que la fonction d'agrégation f_t dépendait du nombre de biens vendus I_t de telle manière que l'élasticité de la demande pour chaque bien,

6. Nous insistons sur cette mesure η car la plupart des modèles de cycles réels font l'hypothèse d'une fonction de production de la valeur ajoutée. Les auteurs, en voulant calibrer le niveau des rendements d'échelle croissants, spécifient en fait η plutôt que ρ .

$-D'(1)$, reste constante quand I_t varie. Ainsi, une entreprise produisant un bien supplémentaire obtient sur ce nouveau bien le même profit que sur les autres biens produits. En effet, le taux de marge optimal est le même pour toutes les entreprises et ne varie pas. Ainsi, en cas de profits positifs répétés dans la production des biens existants, les entreprises sont enclines à introduire de nouveaux biens. A l'inverse, des profits négatifs devraient éventuellement pousser certaines entreprises à sortir du marché. Il est alors raisonnable de supposer qu'à long terme les profits soient nuls, du fait de l'ajustement du nombre de biens produits.

Une spécification simple de la fonction de production (2.3) permettant de rendre compte de ceci peut s'écrire

$$(2.11) \quad q_t^i = \min \left[\frac{F(K_t^i, z_t H_t^i) - \Phi}{1 - s_M}, \frac{M_t^i}{s_M} \right]$$

où F est une fonction homogène de degré un et $\Phi > 0$ indique la présence de coûts fixes.⁷ Il s'agit d'une fonction de production où le coût marginal est indépendant du niveau mais où le coût moyen est décroissant du fait de coûts fixes. Ceci constitue une généralisation des fonctions utilisées dans la littérature des cycles à l'équilibre, tout en n'introduisant qu'un seul nouveau paramètre. Dans le cas d'une fonction de production du type (2.11), l'indice de rendements d'échelle est donné par

$$\eta_t^i = \frac{Y_t^i + \Phi}{Y_t^i}$$

en utilisant à nouveau le théorème d'Euler, où Y_t^i désigne la valeur ajoutée de l'entreprise i à la date t . Les profits sont nuls à long terme si pour chaque firme, Y_t^i tend vers une valeur particulière $\Phi/(\mu - 1)$. Ceci sera vérifié pour une certaine valeur du nombre de biens différenciés I_t , et ce

7. D'autres spécifications sont possibles. On peut supposer en particulier que les coûts fixes s'écrivent comme une certaine quantité de travail ou de capital. La spécification retenue suppose qu'à la fois le travail et le capital peuvent être utilisés comme coûts fixes et que leur niveau relatif dépend des prix des facteurs.

relativement à la quantité de capital et de travail utilisée dans la production. Nous imposons à long terme

$$(2.12) \quad \frac{I_t}{F(K_t, z_t H_t)} = \frac{\mu - 1}{\mu \Phi}$$

où K_t et H_t désignent les valeurs agrégées du capital et de la production. Cette condition implique que le nombre de biens différencié croît, à l'état stationnaire, au même taux que le stock de capital, la quantité de travail effective et la production agrégée.⁸

Considérons à présent les variables agrégées pour un équilibre symétrique. La valeur ajoutée agrégée dépend des facteurs de production

$$(2.13) \quad Y_t = F(K_t, z_t H_t) - \Phi I_t$$

(Cette définition de la production est bien sûr celle pour laquelle nous disposons de données agrégées.) Les demandes de facteurs sont liées aux prix par les relations

$$(2.14a) \quad F_1(K_t, z_t H_t) = \mu r_t$$

$$(2.14b) \quad z_t F_2(K_t, z_t H_t) = \mu w_t$$

où le taux de marge μ est déterminé par (2.7) et (2.8). Nous considérerons z_t et I_t comme des processus exogènes, car nous ne nous intéresserons qu'aux effets de court terme des chocs, même s'il est vrai qu'à long terme l'environnement macroéconomique peut influencer sur le progrès technique (pour des raisons étudiées dans la littérature sur la croissance endogène) et également sur le nombre de biens différenciés produits (pour des raisons déjà évoquées). Toutefois, la spécification des processus exogènes sera telle que l'équilibre ne fera intervenir que des écarts transitoires par rapport à (2.12).

Ces équations décrivent le côté production du modèle. On peut remarquer que si $\mu = 1$ et $\Phi = 0$, on retrouve les conditions d'équilibre des modèles de type cycles réels, modèles qui deviennent un cas particulier de notre modèle général.

8. Dans ce cadre, la production de chaque firme reste constante à l'état stationnaire, la croissance globale provenant de l'accroissement du nombre de firmes. Pour garder un taux de marge constant à l'état stationnaire et des rendements croissants, on peut faire l'hypothèse, comme dans Rotemberg et Woodford (1992), que

$$q_t^i = \min \left[\frac{F(K_t^i, z_t H_t^i) - \Phi_t}{1 - s_M}, \frac{M_t^i}{s_M} \right]$$

et que Φ_t possède le même taux de croissance que z_t et donc que K_t et Q_t . Dans ce cas, il n'y a pas d'augmentation du nombre d'entreprises pour un équilibre à taux de marge constant à l'état stationnaire. La croissance globale de la production vient de la croissance de la production de chaque entreprise. Il est possible de construire des modèles intermédiaires à taux de marge constant à l'état stationnaire où, à la fois le nombre d'entreprises et leur production croissent au cours du temps.

3 Modèle d'équilibre général dynamique de concurrence monopolistique

L'économie est peuplée d'un grand nombre de ménages identiques vivant une infinité de périodes. A la date t , l'agent représentatif cherche à maximiser

$$(3.1) \quad E_t \left\{ \sum_{\tau=0}^{\infty} \beta^{\tau} N_{t+\tau} u(c_{t+\tau}, h_{t+\tau}) \right\}$$

où E_t est l'espérance conditionnelle à la date t , β est un facteur d'escompte positif, N_t est le nombre de membres dans chaque ménage, c_t est la consommation par tête des membres du ménage à la date t et h_t est le nombre d'heures travaillées par les membres du ménage. En normalisant le nombre de ménage à 1, N_t est aussi la taille de la population, $C_t = N_t c_t$ est la consommation agrégée et ainsi de suite. Comme d'habitude, nous supposons que u est concave, croissante par rapport à son premier argument et décroissante par rapport au second. Nous détaillerons la fonction d'utilité plus loin. Plutôt que de faire des hypothèses directement sur les paramètres de la fonction d'utilité u , il est plus simple de spécifier les fonctions de demande Frichienne pour la consommation et les loisirs. Ces dernières dépendent de l'utilité marginale de la richesse λ_t qui est donnée par

$$(3.2) \quad \lambda_t \equiv u_1(c_t, h_t)$$

En supposant que les ménages sont libres du choix de leur offre de travail pour un salaire réel w_t donné, on doit avoir les conditions de premier ordre

$$(3.3) \quad \frac{u_2(c_t, h_t)}{u_1(c_t, h_t)} = w_t = \frac{u_2(c_t, h_t)}{\lambda_t}$$

où la seconde égalité provient de la définition (3.2). En combinant (3.2) et la seconde égalité de (3.3), on peut résoudre les équations en c_t et h_t en fonction de λ_t et w_t , et on obtient les fonctions de demande Frichienne

$$(3.4a) \quad c_t = c(w_t, \lambda_t)$$

$$(3.4b) \quad h_t = h(w_t, \lambda_t)$$

Un des avantages de cette présentation est que les valeurs futures des variables (et leurs anticipations) sont prises en compte par l'utilité marginale de la richesse λ_t . La condition d'équilibre sur le marché du travail s'écrit alors

$$(3.5) \quad H_t = N_t h(w_t, \lambda_t)$$

tandis que pour le marché des biens, on a

$$(3.6) \quad Y_t = N_t c(w_t, \lambda_t) + [K_{t+1} - (1 - \delta)K_t] + G_t$$

où G_t représente les dépenses de l'Etat en biens, et où δ est le taux de dépréciation du stock de capital, avec $0 < \delta \leq 1$. L'équation (3.6), où Y_t représente la valeur ajoutée, est l'équation comptable traditionnelle qui définit le PNB, à ceci près que nous n'incluons pas la valeur ajoutée produite par l'Etat, ni dans G_t ni dans Y_t . Cette équation indique qu'une unité de bien composite à la date t peut être utilisée pour obtenir une unité de capital à la date $t + 1$. Il s'en suit que le prix du capital comme ceux des consommations intermédiaires sont égaux à un. Nous supposons que les ménages et les entreprises ont accès à un marché parfait de produits financiers. Le rendement du capital doit ainsi satisfaire l'équation

$$1 = \beta E_t \left\{ \left(\frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} \right) [r_{t+1} + (1 - \delta)] \right\}$$

En substituant (2.14a), on obtient

$$(3.7) \quad 1 = \beta E_t \left\{ \left(\frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} \right) \left[\frac{F_1(K_{t+1}, z_{t+1}H_{t+1})}{\mu} + (1 - \delta) \right] \right\}$$

On définit un équilibre à anticipations rationnelles comme un ensemble de processus stochastiques pour les variables endogènes $\{Y_t, K_t, H_t, w_t, \lambda_t\}$ qui satisfont (2.13), (2.14b) et (3.5)-(3.7), étant donnés les processus $\{G_t, z_t, N_t, I_t\}$.⁹ Nous analysons les réponses du modèle en réaction à des variations de z_t et des dépenses de l'Etat en utilisant pour l'essentiel les méthodes de KING, PLOSSER, et REBELO [1988a]. Ceci implique que nous nous intéressons uniquement aux petites fluctuations stationnaires des variables endogènes autour d'un sentier de croissance équilibrée. Considérons d'abord les conditions d'existence de ces trajectoires stationnaires. Etant donné que les variables exogènes présentent des taux de croissance non nuls, les variables Y_t, w_t, \dots seront également croissantes à l'équilibre. Toutefois, une solution stationnaire pour une transformation des variables (en enlevant les tendances) peut exister si les conditions d'équilibre, exprimées en fonction des variables transformées, ne dépendent pas des variables exogènes présentant une tendance (z_t ou N_t , et non leur taux de croissance).

Comme dans KING, PLOSSER et REBELO [1988a], il suffit qu'il existe $\sigma > 0$ tel que $h(w, \lambda)$ soit *homogène de degré zéro* en $(w, \lambda^{\frac{-1}{\sigma}})$, et que $c(w, \lambda)$ soit *homogène de degré un* en $(w, \lambda^{\frac{-1}{\sigma}})$. Etant données ces conditions, il existe un équilibre pour lequel les variables d'état endogènes transformées

$$\tilde{Y}_t = \frac{Y_t}{z_t N_t}, \quad \tilde{K}_t = \frac{K_t}{z_{t-1} N_t}, \quad \tilde{H}_t = \frac{H_t}{N_t}$$

9. Les variables Y_t, H_t, w_t, λ_t doivent être mesurables par rapport à l'ensemble d'information disponible à la date t , tandis que K_t doit être mesurable par rapport à l'ensemble d'information disponible à la date $t - 1$. L'ensemble d'information disponible à la date t est formé par les réalisations jusqu'à la date t des variables G_t, z_t, N_t, I_t . Dans la section 6, nous y incluons également des variables de type "taches solaires".

$$\tilde{w}_t = \frac{w_t}{z_t}, \quad \tilde{\lambda}_t = \lambda_t (z_t)^\sigma$$

sont stationnaires, étant donné le processus stationnaire pour les variables stochastiques exogènes

$$\tilde{G}_t = \frac{G_t}{z_t N_t}, \quad \tilde{I}_t = \frac{I_t}{z_t N_t}, \quad \gamma_t^z = \frac{z_t}{z_{t-1}}$$

et un taux de croissance constant de la population tel que $\frac{N_{t+1}}{N_t} = \gamma^N$ à chaque période. Les conditions d'équilibres en terme de variables stationnaires s'écrivent

$$(3.9) \quad \tilde{Y}_t = F\left((\gamma_t^z)^{-1} \tilde{K}_t, \tilde{H}_t\right) - \Phi \tilde{I}_t$$

$$(3.10) \quad F_2\left(\frac{\tilde{K}_t}{\gamma_t^z}, \tilde{H}_t\right) = \mu \tilde{w}_t$$

$$(3.11) \quad \tilde{H}_t = H(\tilde{w}_t, \tilde{\lambda}_t)$$

$$(3.12) \quad c(\tilde{w}_t, \tilde{\lambda}_t) + [\gamma^N \tilde{K}_{t+1} - (1 - \delta)(\gamma_t^z)^{-1} \tilde{K}_t] + \tilde{G}_t = \tilde{Y}_t$$

$$(3.13) \quad 1 = \beta E_t \left\{ (\gamma_{t+1}^z)^{-\sigma} \left(\frac{\tilde{\lambda}_{t+1}}{\tilde{\lambda}_t} \right) \left[\frac{F_K((\gamma_{t+1}^z)^{-1} \tilde{K}_{t+1}, \tilde{H}_{t+1})}{\mu} + (1 - \delta) \right] \right\}$$

Ces conditions d'équilibre ne font appel qu'à des variables d'état dont on a enlevé la tendance et il existe alors une trajectoire solution stationnaire exprimée en fonction de ces variables.¹⁰

Comme King, Plosser et Rebelo, nous ne cherchons à caractériser que le processus d'équilibres stationnaires dans le cas de petites fluctuations des variables d'état transformées au voisinage de leur état "stationnaire", c'est-à-dire les valeurs constantes que prennent ces variables sur un sentier

10. Remarquons que les conditions d'équilibre en terme de variables stationnaires peuvent être obtenues par cette méthode, même si le modèle a des équilibres multiples à l'état stationnaire.

de croissance équilibrée déterministe, quand γ_t^z , \tilde{I}_t et \tilde{G}_t sont constants. Cet état stationnaire peut être obtenu en résolvant les cinq équations (3.9)-(3.13) pour les cinq inconnues \tilde{Y} , \tilde{H} , \tilde{w} , $\tilde{\lambda}$ et \tilde{K} . Comme ces solutions varient de façon continue avec \tilde{I} , on peut trouver une valeur pour \tilde{I} telle que (3.12) soit vérifiée et tels que les profits soient nuls. Pour cette solution, $\tilde{I}\Phi$ est égal à $(\mu - 1)\tilde{Y}$. Etant donné l'état "stationnaire", on peut trouver un processus d'équilibre stationnaire approché, si les fluctuations sont petites, en utilisant une log-linéarisation des conditions d'équilibre. Cette linéarisation utilise les dérivées des variables d'état à l'état "stationnaire".¹¹

Pour les équations log-linéarisées, on utilise les notations \hat{Y}_t pour $\log(\tilde{Y}_t/\tilde{Y})$, \hat{w}_t pour $\log(\tilde{w}_t/\tilde{w})$, etc. où \tilde{Y} , \tilde{w} sont les valeurs à l'état stationnaire. Les demandes Frischiennes pour la consommation et l'offre de travail (3.4) peuvent s'écrire, sous une forme log-linéaire approché

$$(3.14a) \quad \hat{C}_t = \epsilon_{Cw}\hat{w}_t + \epsilon_{C\lambda}\hat{\lambda}_t$$

$$(3.14b) \quad \hat{H}_t = \epsilon_{Hw}\hat{w}_t + \epsilon_{H\lambda}\hat{\lambda}_t$$

où les coefficients représentent les élasticités des fonctions de demande Frischiennes. Ainsi définies, les préférences n'affectent les conditions d'équilibre que par les valeurs des élasticités. Pour calibrer le modèle, nous spécifierons les valeurs de ces élasticités directement. Les conditions d'homogénéités impliquent, de plus

$$(3.8a) \quad \epsilon_{Hw} - \sigma\epsilon_{H\lambda} = 0$$

$$(3.8b) \quad \epsilon_{Cw} - \sigma\epsilon_{C\lambda} = 1$$

$$(3.8c) \quad \frac{\epsilon_{Cw}}{\epsilon_{Hw}} = \frac{\sigma - 1}{\sigma} \frac{\tilde{w}\tilde{H}}{\tilde{C}}$$

Les trois premières restrictions (2.8a), (2.8b) et (2.8c) impliquent qu'il n'y ait que deux paramètres indépendants parmi ϵ_{Cw} , $\epsilon_{C\lambda}$, ϵ_{Hw} , $\epsilon_{H\lambda}$, et σ . Pour pouvoir comparer avec des travaux antérieurs, nous calibrons σ et ϵ_{Hw} . Le premier paramètre est l'inverse de l'élasticité du taux de croissance de la consommation par rapport au taux d'intérêt, le nombre d'heures travaillées étant constant. Le second est l'élasticité de l'offre de travail par rapport au salaire. Les conditions d'équilibre, sous forme log-linéaire, peuvent être écrites de la façon suivante

$$(3.15) \quad \hat{Y}_t = \mu s_K \hat{K}_t + \mu s_H \hat{H}_t - \mu s_K \hat{\gamma}_t^z - (\mu - 1)\hat{I}_t$$

11. La méthode est la même que celle de King, Plosser et Rebelo. On peut justifier cette méthode et y apporter un supplément de rigueur, en remarquant qu'il s'agit d'une application d'un théorème des fonctions implicites généralisé, comme le montre WOODFORD [1986]. Par petites fluctuations autour de l'état stationnaire, on entend des variables aléatoires stationnaires dont les supports bornés sont suffisamment petits.

$$(3.16) \quad \frac{s_K}{\epsilon_{KH}}(\hat{K}_t - \hat{\gamma}_t^z - \hat{H}_t) = \hat{w}_t$$

$$(3.17) \quad \hat{H}_t = \epsilon_{Hw}\hat{w}_t + \epsilon_{H\lambda}\hat{\lambda}_t$$

$$(3.18) \quad s_C[\epsilon_{Cw}\hat{w}_t + \epsilon_{C\lambda}\hat{\lambda}_t] + s_I \left[\left(\frac{\gamma_z \gamma_N}{\delta + \gamma_z \gamma_N - 1} \right) \hat{K}_{t+1} - \left(\frac{1 - \delta}{\delta + \gamma_z \gamma_N - 1} \right) (\hat{K}_t - \hat{\gamma}_t^z) \right] + s_G \hat{G}_t = \hat{Y}_t$$

$$(3.19) \quad -\sigma \hat{\gamma}_{t+1}^z + E_t \left\{ \hat{\lambda}_{t+1} - \hat{\lambda}_t + \left(\frac{r + \delta}{1 + r} \right) \frac{s_H}{\epsilon_{KH}} (\hat{H}_{t+1} - \hat{K}_{t+1} + \hat{\gamma}_{t+1}^z) \right\} = 0$$

Ce système peut être simplifié. On peut résoudre (2.15), (2.16) et (2.17) pour \hat{H}_t , \hat{Y}_t et \hat{w}_t fonctions de \hat{K}_t et $\hat{\lambda}_t$. En substituant ces solutions dans les équations (2.18) et (2.19), on obtient un système de deux équations de la forme

$$(3.20) \quad A \begin{pmatrix} E_t \hat{\lambda}_{t+1} \\ \hat{K}_{t+1} \end{pmatrix} = B \begin{pmatrix} \hat{\lambda}_t \\ \hat{K}_t \end{pmatrix} + C \begin{pmatrix} \hat{\gamma}_t^z \\ \hat{G}_t \\ \hat{I}_t \end{pmatrix} + D \begin{pmatrix} E_t \hat{\gamma}_{t+1}^z \\ E_t \hat{G}_{t+1} \\ E_t \hat{I}_{t+1} \end{pmatrix}$$

On suppose que les variables exogènes $\{\gamma_t^z, \hat{G}_t, \hat{I}_t\}$ suivent des processus stationnaires. Le système (3.20) a alors une trajectoire stationnaire solution unique si et seulement si la matrice A est non singulière et si la matrice $A^{-1}B$ a une de ses valeurs propres de module supérieur à un et l'autre de module inférieur à un, comme le montrent BLANCHARD et KAHN [1980]. Dans le cas non-linéaire, WOODFORD [1986] montre que les mêmes conditions doivent tenir pour garantir une solution localement unique. De plus, lorsque le système est perturbé par des chocs exogènes à support suffisamment petit, cette solution ne présente que de petites fluctuations autour de l'état "stationnaire". Pour les valeurs des paramètres des calibrations de la prochaine section, et pour toutes valeurs proches, on trouve qu'il y a effectivement une seule valeur propre de module inférieur à un. Nous fonderons donc notre analyse essentiellement sur ce cas. Nous présenterons dans la section 7 des valeurs alternatives des paramètres qui conduisent à deux valeurs propres inférieures à un.

Dans le cas où seule une des valeurs propres est inférieure à un, il y a unicité à l'équilibre des réponses aux chocs que nous considérons. Nous pouvons alors déterminer une approximation de cette réponse unique en utilisant le système log-linéarisé (3.20) par la formule de BLANCHARD et KAHN [1980] ou de HANSEN et SARGENT [1980]. La solution est alors une fonction linéaire des variables exogènes, ce qui fait que l'on peut décomposer les fluctuations des variables d'état en l'effet de chacun des chocs. Ceci implique également que la méthode d'analyse de l'effet d'un choc reste inchangée lors de l'inclusion d'un nouveau choc exogène.

Les coefficients du système log linéaire (3.15)-(3.19) ont été écrits en fonction des paramètres présentés au tableau 1. La colonne 2 du tableau donne la formule permettant de calculer ces paramètres, à l'état stationnaire avec des variables d'état stationnarisées. Mis à part le taux de croissance de la population et les paramètres relatifs au degré de concurrence imparfaite, les valeurs utilisées sont celles de KING, PLOSSER et REBELO [1988a]. Remarquons que dans le cas où μ est égal à un, on retrouve le modèle de cycle réel standard. Dans la prochaine section, nous présentons des résultats concernant le niveau du taux de marge μ (considéré comme constant à partir de maintenant). Ces résultats serviront aussi à calibrer le taux de marge à l'état stationnaire dans le cas des modèles à taux de marge variable étudiés plus loin.

4 Niveau des taux de marge et rendements d'échelle croissants

Plusieurs types d'études tentent d'estimer le niveau des taux de marge et des rendements croissants. Les études d'économie industrielle essaient de mesurer le niveau des rendements croissants en s'appuyant sur les coûts moyens par usine. La plupart de ces études, résumées par PANZAR [1989], analysent le degré de rendements d'échelle pour les industries des secteurs réglementés. Dans le secteur de l'industrie des télécommunications, on trouve que les rendements d'échelle sont importants, la plupart du temps correspondant à des valeurs pour η de l'équation (2.10) autour de 1,4. Pour le secteur de la production d'énergie, les résultats sont plus sensibles à la spécification. CHRISTENSEN et GREENE [1976] montrent que seule la moitié des 1970 unités de production fonctionnent avec un coût marginal inférieur au coût moyen. En revanche, CHAPPELL et WILDER [1986] obtiennent des rendements d'échelle bien plus grands lorsqu'ils prennent en compte la multiplicité des productions dans le secteur électrique.

Ces résultats ne sont que d'un intérêt limité pour notre analyse. Ces études cherchent à mesurer les rendements d'échelle à long terme, c'est-à-dire le taux de décroissance des coûts moyens quand on passe d'une petite unité à une plus grande. Toutefois, des rendements d'échelle constants (dans ce sens ci) sont tout à fait compatibles avec de grands écarts entre coût moyen de court terme et coût marginal de court terme. Ceci peut se produire en particulier si la taille des unités de production dépasse celle qui minimise les coûts. Les firmes choisiraient de manière rationnelle ces capacités de production, si, quel que soit le prix, les ventes étaient accrues par l'introduction de nouveau modèle ou par la production sur un autre site, comme dans le modèle de concurrence monopolistique de Chamberlin. C'est en substance ce qui se passe pour notre modèle. Du fait d'un coût fixe par unité de production, le coût moyen le plus bas est atteint en ne possédant qu'une seule unité de production. A l'équilibre, il existe plusieurs unités de production, opérant au même coût moyen, ce dernier étant supérieur au coût marginal.

Un autre type d'études tente de mesurer l'élasticité de la demande adressée à chaque produit et à chaque firme. Ces études sont plus intéressantes pour notre analyse. En effet, d'après l'équation (2.7), fixer un taux de marge γ inférieur à un sur un plus l'élasticité de la demande pour le produit n'est jamais la solution optimale de la maximisation du profit. Il existe de nombreuses estimations de l'élasticité de la demande pour des produits particuliers dans les études de marketing. TELLIS [1988] présente une revue de cette littérature et indique que l'élasticité-prix médiane est tout juste inférieure à 2. Cela suggère qu'en concurrence monopolistique, le taux de marge γ des différentes firmes serait égal à 2. Si notre modèle symétrique est juste, l'élasticité de la demande estimée dans les études marketing correspondrait à l'élasticité de la demande adressée à la firme représentative. En pratique, les élasticités de la demande varient probablement d'un produit à un autre et les résultats rapportés sont sans doute anormalement bas. En effet, les études marketing se concentrent sur la demande de biens de marque qui sont plus différenciés que les autres biens et qui ont une demande moins sensible au prix. L'élasticité-prix de la demande pour un bien représentatif de l'économie est donc probablement supérieure à 2.

Il existe enfin des études qui tentent d'estimer économétriquement les coûts marginaux et parfois de les combiner avec des estimations d'élasticité de la demande. Le but de cette approche est d'obtenir simultanément des estimations indépendantes des taux de marge et des rendements d'échelle.

Les travaux de MORRISON [1990] sont un exemple de ce type d'approche. L'auteur estime une fonction de coûts sous forme flexible, en utilisant des données brutes de production industrielle et de consommations intermédiaires. Ses estimations pour γ et η varient entre 1,2 et 1,4 pour 16 de ses 18 industries. Une caractéristique de ses résultats est que le ratio des coûts moyens et marginaux est proche du taux de marge lui-même. La relation entre ces deux paramètres que nous avons imposés par la condition de profit nul apparaît alors être valide.

HALL [1988, 1990] propose une approche alternative en estimant l'équation (3.15) par une méthode de variables instrumentales. Plutôt que d'estimer les parts des facteurs, il les considère comme connus (par les coûts des facteurs de production) et μ n'a alors pas besoin d'être estimé. Il suppose les instruments utilisés *a priori* orthogonaux au progrès technique exogène γ_t^z , et il ignore de plus les variations endogènes de \hat{I}_t . Hall obtient alors de grandes valeurs pour μ pour de nombreux secteurs manufacturiers des U.S.A.; μ est supérieur à 2 pour six secteurs sur sept, au premier niveau de classification industrielle. Nous analyserons cette approche à la fin de la prochaine section. Nous voulons simplement souligner ici que Hall n'obtient des ratios de taux de marge supérieur à ceux d'autres études, comme celle de Morrison, que parce qu'il estime μ plutôt que γ .

Avant de clore cette section, il est intéressant de s'attarder sur l'hypothèse de profits nuls qui conduit à ce que μ est égal à η .¹²

12. Pour une étude similaire plus complète, avec estimation indépendante des rendements d'échelle, cf. HALL [1990].

En 1987, le total des actifs, nets des biens durables était 2.25 fois plus important que la valeur ajoutée privée. Ainsi, comme l'investissement privé (net des biens durables) atteignait environ 18% de la valeur ajoutée privée et comme le taux de croissance annuel était d'environ 3%, la dépréciation du stock de capital se montait à environ 5%. (Pour arriver à ce chiffre, il faut soustraire le taux de croissance du ratio entre investissement et capital qui atteint 8%). La part du revenu du capital dans le revenu total était en moyenne de 25%. Ces paiements peuvent être décomposés en deux parties : le produit du ratio entre capital et production et de la somme des taux de dépréciation, d'une part, et le taux de rendement implicite du capital, d'autre part. Ce taux de rendement du capital était de 6% par an. C'est en s'appuyant sur le fait que ce taux de rendement soit proche du taux de rendement du marché financier qu'on peut affirmer que les profits sont nuls. Si les détenteurs de capital perçoivent également des profits purs, le coût du capital serait supérieur au produit du taux de rendement du marché financier et du stock de capital. En d'autres termes, le q de Tobin est en moyenne égal à 1 (SUMMERS [1981]). Cela revient encore à dire que la valeur actualisée, au taux requis, des paiements versés aux détenteurs de capital est égale au coût de remplacement du capital.

Dans les deux prochaines sections, nous étudions l'effet d'un taux de marge constant et différent de un en présence de chocs sur les dépenses de l'Etat et sur la technologie.

5 Réponses à des chocs de dépenses publiques

Nous considérons d'abord une variation dans les dépenses G_t de l'Etat. Pour ce faire, nous devons spécifier un processus stochastique pour G_t , car les comportements des individus du modèle dépendent aussi des anticipations des dépenses futures en biens de l'Etat. Supposons que \hat{G}_t soit donné par

$$(5.1) \quad \hat{G}_t = \rho^G \hat{G}_{t-1} + \nu_t^G \quad |\rho^G| < 1$$

Dans cette partie, on suppose que z_t et N_t ont un taux de croissance constant; ainsi (5.1) spécifie un processus stochastique exogène pour G_t . Afin d'analyser les effets d'un choc ν_t^G , on suppose que le nombre de firmes I_t ne dépend pas du choc. Dans le cas de la concurrence parfaite, où μ vaut 1 et Φ est nul, cela n'est pas restrictif, car le nombre de firmes est indéterminé. Dans ce cas, il suffit de fixer I_t à un. Dans le cas de concurrence imparfaite, les variations de G_t influent sur le profit des firmes existantes. Quoi qu'il en soit, nous supposons toujours que I_t croît de manière exogène, au même taux que $z_t N_t$ (de manière à ce que \tilde{I}_t soit constant). C'est une approximation raisonnable car les décisions d'entrée sur un marché prennent du temps.

Dans un modèle à taux de marge constant, une variation de G n'augmente la production que par une hausse de l'offre de travail à salaire réel donné. On peut voir cet effet dans l'équation (2.14b), qui donne pour un taux de marge μ , une relation entre salaire et productivité marginale du travail, où la productivité dépend de l'emploi, de l'état de la technologie et du capital. Puisque la technologie et le capital sont fixés, les firmes ont une politique d'embauche qui ne change pas à salaire réel donné. Toutefois, comme l'a montré BARRO [1981], l'offre de travail peut varier pour deux raisons. En effet, une hausse des dépenses de l'Etat rend les ménages moins riches. De plus, cette hausse tend à accroître les taux d'intérêts. Ces deux effets augmentent l'utilité marginale de la richesse λ_t et donc également H_t pour tout w_t donné. Le salaire réel décroît alors que l'emploi augmente.

Nous effectuons des simulations du modèle en réponse à des changements de ν_t^G dans le cas où ρ^G est égal à 0,9. Nous prenons cette valeur pour ρ^G car les changements des dépenses de l'Etat sont persistants mais présentent également une propriété de retour vers la moyenne.¹³ Nous supposons que la part des consommations intermédiaires dans la production totale, s_M , vaut un demi. Ceci est un choix prudent car dans le secteur manufacturier, la valeur ajoutée ne représente que la moitié de la production brute. Ce paramètre ne joue aucun rôle dans le cas de la concurrence parfaite mais devient crucial dans le cas de concurrence imparfaite. Nous présentons des résultats pour des valeurs de 1 et de 1,4 pour μ (ce qui, en utilisant (2.8), correspond à une valeur du taux de marge γ de 1,17, avec $s_M = 0,5$). Ce taux de marge est plutôt bas, compte tenu des estimations d'autres études. Les valeurs des autres paramètres sont présentées dans le tableau 1. Elles correspondent à celles choisies par KING, PLOSSER et REBELO [1988a].

Les figures 1 et 2 présentent les variations des heures travaillées, de la production et des salaires, en pourcentage, suite à une variation de ν_t^G de 1%. On peut voir que pour les cas μ égal à 1 et μ égal à 1,4 avec concurrence imparfaite, les réponses des heures travaillées, de la production ou des salaires sont les mêmes. La production et l'emploi augmentent, alors que les salaires réels diminuent, comme nous l'avons montré précédemment. Il y a cependant un changement dans l'amplitude de ces effets, pour différentes valeurs des autres paramètres. La production augmente de 0,04% quand μ vaut 1 tandis que la hausse est de 0,05% quand μ vaut 1,4. Le multiplicateur des dépenses de l'Etat est inférieur à 0,5 et augmente en cas de concurrence imparfaite car les dépenses ne représentent que 11,7% du PNB. D'un autre côté, le pourcentage de variation des heures travaillées et des salaires réels est plus petit quand μ vaut 1 que quand μ vaut 1,4.

Cette différence de sensibilité dans les réponses des heures travaillées et de la production jette quelques doutes sur la validité des affirmations courantes comme quoi la présence de concurrence imparfaite augmente par elle-même les effets de court terme des dépenses publiques sur l'activité économique.¹⁴ D'aucun y voit la présence d'interaction entre la

13. Dans notre étude des dépenses militaires, nous trouvons que ces dépenses sont très persistantes mais suivent un processus stationnaire AR(2). Pour simplifier et pour pouvoir comparer aux résultats existants, nous considérons ici un processus AR(1) persistant.

14. Voir, entre autre, MANKIW [1988], STARTZ [1989] et SILVESTRE [1993].

TABLEAU 1

Valeurs des Paramètres pour la Calibration

Paramètre	Définition	Valeurs	Description
γ_z		1.004	taux de croissance trimestriel de la technologie à l'état stationnaire
γ_N		1.004	taux de croissance de la population à l'état stationnaire
s_C	$\frac{\tilde{C}}{\tilde{Y}}$	0.587	part de la consommation privée dans la valeur ajoutée
s_G	$\frac{\tilde{G}}{\tilde{Y}}$	0.117	part des dépenses en biens des administrations dans la valeur ajoutée
s_I	$\frac{(\gamma_z \gamma_N - 1 + \delta)\tilde{K}}{\gamma_z \tilde{Y}}$	0.296	part de l'investissement privé dans la valeur ajoutée
δ		0.025	taux de dépréciation du capital (par trimestre)
s_H	$\frac{F_H \tilde{H}}{F}$	0.58	part du coût du travail dans les coûts totaux
r	$\frac{F_K}{\mu} - \delta$ ou $\gamma_z^\sigma \beta^{-1} - 1$	0.016	rendement réel (par trimestre) à l'état stationnaire
$1/\sigma$		1	élasticité intertemporelle de substitution de la consommation à nombres d'heures travaillées constantes
ϵ_{Hw}		4	élasticité intertemporelle de l'offre de travail
ϵ_{KH}	$\frac{F_K F_H}{F_K H F}$	1	élasticité de substitution entre capital et heures travaillées
μ		1,1.4	taux de marge de la valeur ajoutée à l'état stationnaire
s_M		.5	part des consommations intermédiaires dans la production
κ		0.02	taux d'ajustement des entrées en réponses à des variations de technologie
ϵ_μ	$\frac{\tilde{X} \mu'}{\tilde{Y} \mu}$	-1,39	élasticité du taux de marge (modèle à taux de marge endogène)
α		0.9	probabilité que les ventes futures dépendent de l'historique des prix
ρ^G		0.9	autocorrélation des dépenses publiques
ρ^μ		0,0.9	autocorrélation de μ (modèle à taux de marge exogène)

A part le taux de croissance de la population, les paramètres au-dessus de μ ont les mêmes valeurs que ceux de KING, PLOSSER et REBELO [1988a].

consommation et la demande agrégée, car une hausse de la production induite par les dépenses publiques entraîne une hausse des profits des firmes en concurrence imparfaite ainsi qu'une hausse des revenus des consommateurs qui achètent d'avantage. Ces effets seraient amplifiés par un multiplicateur du type de Kahn-Keynes. Il est vrai que pour notre modèle, les variations de la production sont amplifiées lorsque μ augmente, les autres paramètres étant constants. Cet effet est cependant simplement lié au fait que les

FIGURE 1

Réponses de la production et de l'emploi à un choc de dépenses gouvernementales de 1 %.

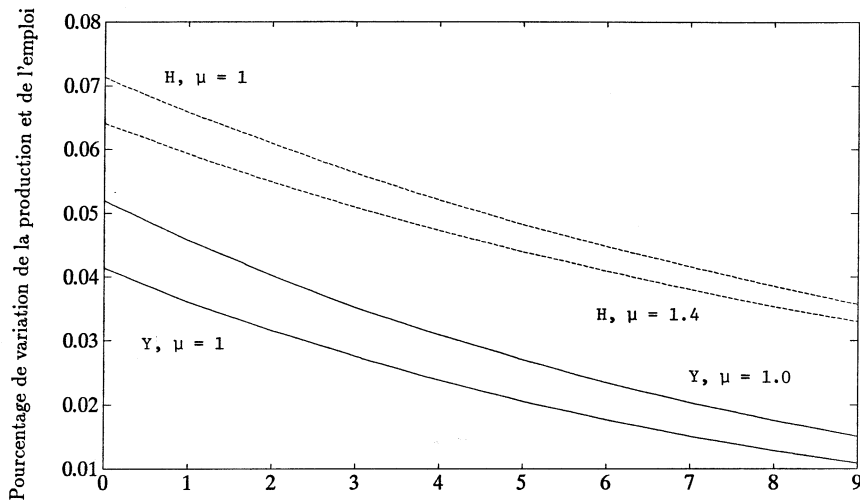
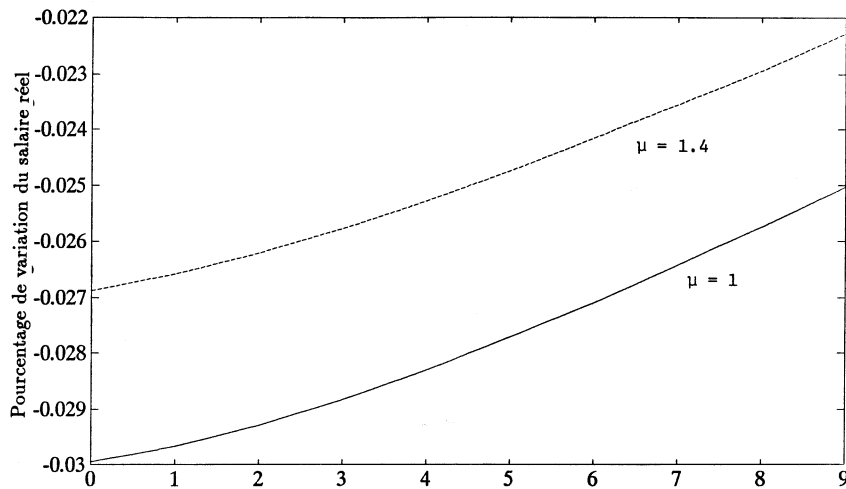


FIGURE 2

Réponses du salaire réel à un choc de dépenses gouvernementales de 1 %.



entreprises en concurrence imparfaite fixent le salaire en dessous de la productivité marginale du travail. Ainsi, une hausse de un pour-cent du nombre d'heures travaillées entraîne une hausse du produit de μs_H pour-

cent plutôt que de s_H pour-cent.¹⁵ De plus, quand μ augmente, le nombre d'heures travaillées diminue.

La raison en est simple. L'emploi devient moins variable quand μ augmente car l'effet de richesse (négatif) des dépenses de l'Etat s'amointrie. A prix (et à salaire et taux d'intérêt) donnés, l'offre de travail dépend de la valeur actualisée du revenu après impôt et net des salaires. Dans tous les cas, une hausse de G entraîne une hausse de la valeur actualisée des impôts (et donc une baisse du revenu net) du même montant que la variation de G . Cependant, une variation de G a potentiellement un effet additionnel sur la valeur actualisée du revenu. Si les dépenses publiques entraînent une hausse de la production et de l'emploi à l'équilibre, le revenu- net des salaires- ainsi que la production - nette de la charge salariale- augmentent d'un même montant. Au premier ordre, ce montant est nul quand la productivité marginale du travail est égale au salaire réel, mais devient positif si la productivité du travail excède le salaire réel (c'est-à-dire si les entreprises ont un pouvoir de marché). Ainsi, en concurrence parfaite, une augmentation de G de un franc réduit la valeur actualisée du revenu de un franc, tandis qu'en concurrence imparfaite, la réduction est inférieure à un franc.

Dans un certain sens, la littérature sur les "interactions de la demande"¹⁶ a raison d'affirmer qu'une hausse des profits en concurrence imparfaite entraîne une hausse des revenus des ménages. Cependant, l'effet des dépenses de l'Etat a une action *négative* plutôt que *positive* sur le revenu des ménages. Cette littérature se trompe également en supposant que le déterminant direct de l'emploi à l'équilibre est un effet des revenus des ménages sur la *consommation*, plutôt qu'un effet du revenu sur *l'offre de travail*. Une autre implication intéressante de la figure 1 est l'effet des dépenses publiques sur la productivité observée du travail. Puisque dans le cas où μ est supérieur à un, la production augmente plus, alors que l'emploi augmente moins, il est évident que la productivité du travail augmente plus (diminue moins) en concurrence imparfaite. Il est intéressant de se pencher sur le comportement du résidu de Solow, qui est utilisé comme une mesure de la croissance exogène de la productivité dans la théorie des cycles réels. Le résidu de Solow est donné par

$$(5.2) \quad \Delta Y_t - s_H \Delta H_t - s_K \Delta K_t$$

où ΔY_t représente la variation en logarithme de Y_t (et de même pour ΔH_t et ΔK_t). En différenciant (2.13) et en utilisant (2.14) avec I constant, on obtient

$$(5.3) \quad \gamma_t^z = \frac{\Delta Y_t - \mu s_H \Delta H_t - \mu s_K \Delta K_t}{\mu s_H}$$

15. On peut également comprendre par (3.15) que l'effet n'est que de court terme comme l'avance STARTZ [1989]. Une hausse permanente de G entraînerait une hausse permanente des profits, et donc une hausse éventuelle du nombre de firmes I . En comparant les différents équilibres (où I est supposé s'ajuster de façon à ce que les profits soient toujours nuls), le pourcentage de hausse de la production ne vaut que s_H fois celle de l'emploi.

16. Traduction de "demand spillover" (*Note du Traducteur*).

Le numérateur de (5.3) doit alors être invariant (au premier ordre) à des variations de G_t . Cependant, ceci implique que si μ est supérieur à un et que si \hat{H}_t augmente par d'autres moyens qu'un choc technologique (pour garder γ_t^z constant), l'expression (5.2) doit augmenter. En d'autres termes, une hausse du temps de travail induite par une augmentation des dépenses de l'Etat ou de tout autre choc non technologique conduit à un accroissement du résidu de Solow. En effet, en concurrence imparfaite, une hausse de l'emploi doit nécessairement se traduire par une hausse de la valeur de la production plus grande que celle du coût du travail (puisque les entreprises font des profits sur les unités marginales). Il en résulte une hausse de la productivité observée.

On voit bien qu'il est dangereux d'ignorer la concurrence imparfaite quand elle est présente puisque cela conduit à des mesures incorrectes de la productivité totale des facteurs. Si l'on veut mesurer les vraies variations de z , il faut utiliser l'équation (5.3) qui dépend de μ en plus d'autres variables observables.

On peut ainsi expliquer certaines anomalies observées dans le résidu de Solow par le fait que l'équation (5.2) n'est pas une mesure correcte du vrai progrès technique. Par exemple, de nombreux auteurs ont observé, sur des données américaines d'après guerre, que le résidu de Solow est corrélé avec différentes mesures des dépenses de l'Etat (HALL [1988], BAXTER et KING [1991], BURNSIDE, EICHENBAUM et REBELO [1993]). On peut avancer que cela ne fait qu'indiquer que les dépenses publiques ne sont pas exogènes par rapport aux chocs technologiques. Cela peut être le cas pour certaines dépenses, particulièrement pour des administrations locales qui sont obligées d'avoir des budgets équilibrés. Mais il serait difficile de défendre la thèse d'une "causalité renversée" dans le cas de dépenses militaires qui ont surtout été sensibles aux variations de la perception d'un danger communiste. Toutefois, ces dépenses sont corrélées avec le résidu de Solow, comme le montrent HALL [1988] et BAXTER et KING [1991]. Notre modèle peut expliquer ces observations dans la mesure où il prédit qu'un choc exogène sur les dépenses de l'Etat entraîne une hausse de l'emploi et donc du résidu de Solow, si $\mu > 1$.¹⁷

La présence de concurrence imparfaite peut aussi expliquer les observations de HALL [1988] sur le fait que les variations du prix du pétrole sur les marchés mondiaux (qui devraient être exogènes par rapport à la productivité américaine) sont corrélées avec le résidu de Solow,¹⁸ ainsi

17. BAXTER et KING [1991] ainsi que BURNSIDE, EICHENBAUM et REBELO [1993] avancent d'autres explications qui ne font pas appel à la concurrence imparfaite.

18. Pour un modèle dynamique en équilibre général semblable à notre modèle et qui étudie les effets des prix du pétrole, voir Rotemberg et Woodford (1993).

que les résultats de EVANS [1990] qui montrent que le résidu de Solow peut être expliqués par les chocs de politique monétaire.¹⁹

La concurrence imparfaite permet donc d'expliquer les anomalies du résidu de Solow, et donne une base pour une estimation quantitative, comme pour l'estimation de μ par HALL [1988]. Le paramètre μ peut être estimé en utilisant l'équation (5.3) si l'on observe une variable ν_t , qui indique, par exemple, les dépenses militaires ou les variations du prix du pétrole sur les marchés mondiaux, qui soit à la fois corrélées avec la production et les variations de l'emploi et orthogonale aux variations technologiques γ_t^z . Dans ce cas, ν_t^z devrait être orthogonal au membre de droite de l'équation (5.3). En particulier,

$$(5.4) \quad \text{Cov}(v_t, \Delta Y_t - \mu s_H \Delta H_t - \mu s_K \Delta K_t) = 0$$

Hall propose d'estimer μ en minimisant (à l'aide d'une métrique appropriée) la covariance ci-dessus. Dans le cas où ν_t est scalaire, l'expression (5.4) est nulle si μ est remplacé par l'estimateur à variable instrumentale

$$\mu^e = \frac{\sum_t v_t \Delta Y_t}{\sum_t v_t (s_H \Delta H_t + s_K \Delta K_t)}$$

Les estimations de Hall conduisent à des valeurs de μ supérieures à 1,8 pour les sept secteurs de la classification désagrégée au niveau 1. Une autre étude de DOMOWITZ, HUBBARD et PETERSEN [1988], utilise des données brutes de production industrielle pour estimer le taux de marge γ . Ils trouvent des valeurs pour γ entre 1,4 et 1,7 pour 17 de leurs 19 industries. Ces deux études ne sont pas en contradiction, car tant que la part des consommations intermédiaires s_M est non nulle, μ est inférieur à γ , comme on peut le voir dans l'équation (1.8). Par exemple, pour $\mu = 2,3$ et pour une part des consommations intermédiaires de 0,5 (valeurs représentatives pour l'étude de Hall), on obtient $\gamma = 1,4$, valeur proche de celle obtenue par DOMOWITZ, HUBBARD et PETERSEN [1988] et MORRISON [1990].

6 Réponses aux chocs technologiques

Nous montrons, dans cette section, qu'il est important de prendre en compte le niveau moyen du taux de marge, dans l'étude des effets de

19. Un développement explicite de cette dernière idée demanderait, bien sûr, un modèle où les chocs monétaires affectent l'activité économique, ce que nous ne faisons pas ici. La concurrence imparfaite n'implique rien en elle-même quant aux effets réels de la politique monétaire. D'un autre côté, comme nous l'avons mentionné dans la note de bas de page numéro 2, la concurrence imparfaite est souvent un élément crucial des modèles dans lesquels une rigidité des prix entraîne la non neutralité de la monnaie.

variations de la technologie. Avant de déterminer ces effets, il faut spécifier un processus stochastique pour la technologie, en niveau, ainsi que pour le nombre de firmes. Il ne suffit pas d'utiliser l'équation (5.3) pour déterminer l'amplitude des chocs technologiques, car une fois encore, les décisions d'emploi et de consommation des ménages dépendent de leurs anticipations de la productivité future. Nous ne pouvons non plus ignorer les variations du taux d'entrée des nouvelles entreprises, puisque nous voulons supposer que les chocs technologiques ont un effet persistant sur la productivité. En fait, nous faisons ici l'hypothèse de marche aléatoire pour la productivité comme KING, PLOSSER et REBELO [1988b] et PLOSSER [1989], de façon à ce que γ_t^z soit une variable aléatoire indépendamment et identiquement distribuée.²⁰

Comme on peut le voir dans l'équation (2.12), pour avoir des profits nuls à l'état stationnaire, il faut que le nombre de firmes croisse avec z . D'un autre côté, nous ne croyons pas que le nombre de firmes s'ajuste rapidement aux chocs technologiques. Nous allons donc nous concentrer sur les effets de court terme des chocs technologiques en supposant que les entrées ne jouent qu'un rôle limité dans la dynamique de court terme. Pour ce faire, nous supposons un processus à correction d'erreur pour I_t de la forme

$$(6.1) \quad \log I_t = \kappa \log(Iz_t N_t) + (1 - \kappa) \log I_{t-1}$$

où I et κ sont des constantes positives avec $\kappa < 1$. Cette spécification implique que pour un $\{\gamma_t^z\}$ stationnaire, $\{\hat{I}_t\}$ est également stationnaire, comme nous l'avons supposé dans la section 3. En prenant un κ petit, on s'assure que le nombre d'entrées sera réduit, même dans le cas de chocs technologiques permanents. Nous conjecturons que nos résultats sont surtout dûs à ce que les variations du nombre de firmes sont faibles pour κ petit plutôt qu'à une spécification particulière de l'équation (6.1). En particulier, avec un κ faible, nos résultats restent comparables à ceux de HORNSTEIN [1993] qui étudie un modèle sans chocs permanents et sans effets sur les entrées des entreprises.

En différenciant (6.1), on obtient

$$\Delta I_t = \kappa(\gamma_t^z + \gamma^N) + (1 - \kappa)\Delta I_{t-1}$$

ce qui implique

$$(6.2) \quad \Delta \hat{I}_t = \sum_{j=0}^{\infty} \kappa(1 - \kappa)^j \hat{\gamma}_{t-j}^z$$

20. Nous avons fait cette hypothèse car les résultats obtenus avec z_t stationnaire n'étaient pas satisfaisants. Nous montrons plus loin qu'il existe deux méthodes pour calculer la variance de la production prédite par le modèle suite à des chocs technologiques. Bien que différentes, les deux méthodes doivent donner les mêmes valeurs pour la volatilité de la production et de l'emploi. C'est bien le cas lorsque l'on suppose que z suit une marche aléatoire, mais ce n'est plus vrai quand z est stationnaire. Pour plus de détails concernant la sensibilité des variances théoriques de la production et de l'emploi à la spécification du processus des chocs technologiques, voir EICHENBAUM [1991].

où $\Delta\hat{I}_t$ représente ΔI_t moins sa moyenne inconditionnelle et comme avant, $\hat{\gamma}_t^z$ représente γ_t^z centrée.²¹

En différenciant (2.13), on obtient à présent

$$(6.3) \quad \gamma_t^z = \frac{\Delta Y_t - \mu s_H \Delta H_t - \mu s_K \Delta K_t + (\mu - 1) \Delta I_t}{\mu s_H}$$

Cela implique qu'en concurrence imparfaite, la variation du nombre de firmes entre dans l'expression du résidu de Solow corrigé (analogue à (5.3)). L'entrée des firmes augmente les coûts fixes et demande alors une hausse de la productivité pour maintenir un niveau de production et de consommation intermédiaire constants. Il est alors nécessaire d'avoir l'équation (6.1) pour mesurer les chocs technologiques. En soustrayant la moyenne dans l'équation (6.3) et en substituant (6.2), on obtient

$$(6.4) \quad \hat{\gamma}_t^z = \Omega(L) \left[\Delta \hat{Y}_t - \mu s_H \Delta \hat{H}_t - \mu s_K \Delta \hat{K}_t \right]$$

où $\Omega(L)$ est un polynôme retard dont les coefficients dépendent de μ et de κ . Ce polynôme n'a pas de racines à l'intérieur du cercle unité; en particulier, il est égal à un quand μ vaut un. En utilisant l'équation (6.4), nous construisons une série pour $\hat{\gamma}_t^z$ à l'aide de données trimestrielles américaines de 1947:1 à 1989:4 pour la production et l'emploi du secteur privé, en supposant que le taux de croissance du capital soit constant.²² La construction des séries de production et d'emploi est présentée dans ROTEMBERG et WOODFORD [1992].

La première partie du tableau 2 présente la variance mesurée de $\hat{\gamma}_t^z$ pour différentes valeurs de μ . On voit que la variance mesurée de la technologie diminue quand le taux de marge augmente. En effet, pour les cycles conjoncturels américains, la production, l'emploi et le résidu de Solow standard sont procycliques. Si μ est plus grand que un, le résidu de Solow devrait être procyclique, même en l'absence de chocs technologiques, comme nous l'avons montré dans la section précédente. Ainsi, un modèle avec μ supérieur à un peut expliquer une partie des variations du résidu de Solow, laissant de côté de petites variations inexpliquées de la productivité totale des facteurs.

Nous avons simulé les réponses à des chocs sur γ^z en utilisant les mêmes valeurs des paramètres que KING PLOSSER et REBELO [1988a], présentées dans le tableau 1. La part des consommations intermédiaires est fixée à un 0.5, et μ varie entre 1 et 1.4. On suppose que κ vaut 0,02 pour être sûr que les entrées immédiates n'ont que des effets négligeables. Les résultats pour la production et l'emploi suite à un choc de un pour-cent sur γ^z sont présentés dans la figure 3. On voit que pour une hausse donnée de z , la réponse de la production est plus grande en concurrence imparfaite. En effet, une hausse

21. On peut remarquer qu'avec cette notation, si X est stationnaire, $\Delta\hat{X}$ est la différence première de \hat{X} .

22. Ceci n'est pas à proprement parler correct, mais puisque l'investissement ne représente qu'une très faible proportion du capital, cela n'entraîne pas de grand biais dans nos calculs.

TABLEAU 2

Effets des chocs technologiques

μ	Variance de la productivité totale des facteurs
1.0000	2.1653
1.2000	1.5132
1.4000	1.1510
1.6000	0.9365
1.8000	0.8038
2.0000	0.7192

μ	Production				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
1.0000	1.3216	1.2234	1.2348	0.5307	-0.3359
1.2000	1.3216	0.9458	0.9591	0.6356	-0.2066
1.4000	1.3216	0.7777	0.7910	0.7659	-0.1780
1.6000	1.3216	0.6733	0.6857	0.9014	-0.2009
1.8000	1.3216	0.6079	0.6193	1.0337	-0.2507
2.0000	1.3216	0.5675	0.5777	1.1589	-0.3140

μ	Emploi				
	(1'')	(2'')	(3'')	(4'')	(5'')
1.0000	0.8282	0.1920	0.1897	0.9395	-0.3634
1.2000	0.8282	0.0315	0.0307	0.8681	-0.0852
1.4000	0.8282	0.0011	0.0013	0.8402	-0.0161
1.6000	0.8282	0.0054	0.0057	0.8078	0.0178
1.8000	0.8282	0.0188	0.0186	0.7674	0.0510
2.0000	0.8282	0.0343	0.0332	0.7224	0.0876

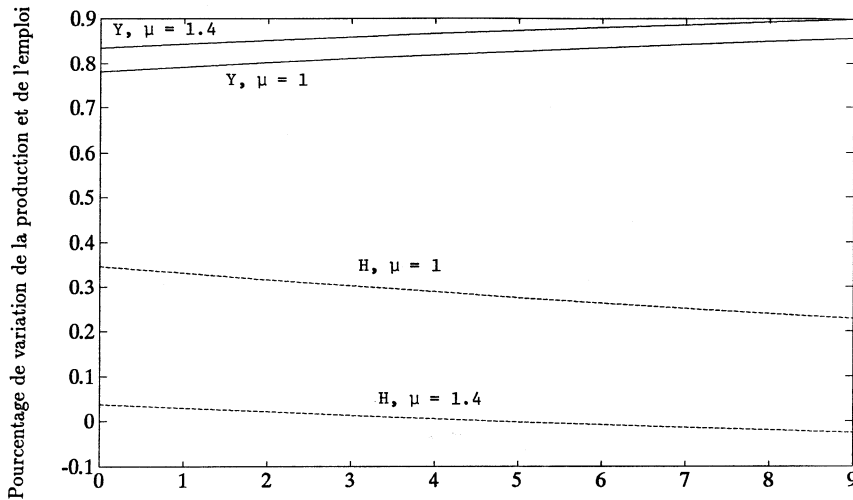
(1) $\text{var}(dY(t))$ (2) $\text{var}(dY_{th}(t))$ (3) $\text{var}(dY_{ths}(t))$ (utilisant la matrice de variance empirique de $e(t)$)(4) $\text{var}(dY(t)-dY_{th}(t))$ (5) $\rho=2*\text{cov}(dY_{ths},dY-dY_{ths})/(\text{var}(dY_{ths})+\text{var}((dY)-dY_{ths}))$ (1'') $\text{var}(dH(t))$ (2'') $\text{var}(dH_{th}(t))$ (3'') $\text{var}(dH_{ths}(t))$ (utilisant la matrice de variance empirique de $e(t)$)(4'') $\text{var}(dH(t)-dH_{th}(t))$ (5'') $\rho=2*\text{cov}(dH_{ths},dH-dH_{ths})/(\text{var}(dH_{ths})+\text{var}((dH)-dH_{ths}))$

de z représente une hausse de la demande de travail. Une augmentation de l'emploi effectif entraîne une plus grande hausse de la production en concurrence imparfaite car les firmes qui ont un pouvoir de marché fixent la productivité marginale du travail au-dessus du salaire. On peut le voir dans l'équation (3.15) qui montre que la variation de la production à un niveau d'emploi et de capital donné est égale à μs_H fois γ^z . Ainsi un μ plus grand accroît les réponses de la production.

En revanche, la réponse des heures travaillées est plus petite quand le taux de marge est plus grand. En effet, pour le taux de marge que nous

FIGURE 3

Réponses de la production et de l'emploi à un choc de dépenses gouvernementales de 1 %.



avons choisi (1,4), l'emploi est pratiquement insensible aux variations de la technologie. En général, l'effet d'un choc technologique sur le travail est ambigu. Le capital étant fixé à court terme, une hausse de z augmente momentanément la productivité marginale du travail et les salaires, ce qui pousse les travailleurs à substituer du temps de travail présent contre des loisirs futurs. D'un autre côté, une hausse de z rend les agents plus riches et cela réduit l'offre de travail. L'effet total dépend des importances relatives des effets de substitution et des effets de richesse. La concurrence imparfaite augmente l'effet de richesse, comme nous l'avons vu dans la section précédente, et atténue donc la hausse de l'offre de travail. Pour un μ légèrement supérieur à 1,4, un choc technologique positif conduit à une baisse du temps de travail, alors que la production augmente.

HORNSTEIN [1993] obtient également des variations de l'emploi plus faibles en concurrence imparfaite, en étudiant le problème en terme de part de variance de la production et de l'emploi attribuée aux chocs technologiques. Nous analysons à présent les conséquences de la concurrence imparfaite pour ce genre d'exercice.

Il existe deux façons de calculer la part de la variance de la production et de l'emploi attribuée aux variations de z , utilisant toutes les deux les fonctions de réponse aux chocs tracées dans la figure 3. Ecrivons ces fonctions comme suit

$$(6.5) \quad \Delta \hat{Y}_t = \sum_{i=0}^{\infty} \xi_i^Y \hat{\gamma}_{t-i}^z$$

$$(6.6) \quad \Delta \hat{H}_t = \sum_{i=0}^{\infty} \xi_i^H \hat{\gamma}_{t-i}^z$$

Un estimateur de la variance des variations de la production s'écrit

$$(6.7) \quad \sum_{i=0}^{\infty} (\xi_i^Y)^2 \text{Var}(\gamma_t^z)$$

où $\text{Var}(\gamma_t^z)$ est la variance du choc technologique reportée dans le tableau 2. On calcule de même la variance des variations de l'emploi

Une autre méthode consiste à utiliser l'historique des séries de chocs technologiques, qui peuvent être construits à partir de (6.4). On peut alors calculer, comme PLOSSER [1989], les valeurs de la production et l'emploi qui auraient été la conséquence de ces chocs. Si $\bar{\gamma}_t^z$ représente la série de chocs technologiques (centrée), les séries prédites (et centrées) pour les variations de la production et de l'emploi sont respectivement

$$(6.8) \quad \Delta \bar{Y}_t = \sum_{i=0}^{\infty} \xi_i^Y \bar{\gamma}_{t-i}^z \quad \Delta \bar{H}_t = \sum_{i=0}^{\infty} \xi_i^H \bar{\gamma}_{t-i}^z$$

On peut alors calculer la variance empirique des séries $\{\Delta \bar{Y}_t\}$ et $\{\Delta \bar{H}_t\}$.

La colonne 2 de la deuxième et troisième partie du tableau 2 donne les variances empiriques de la croissance de la production et de l'emploi, tandis que la colonne 3 donne les variances théoriques en utilisant les formules (6.8). Nous ne reportons pas les résultats obtenus en utilisant (6.7), car ils sont pratiquement identiques.²³ Pour le cas standard où μ vaut un, la variance théorique de la production est un peu plus faible que la variance empirique, alors que pour l'emploi, on arrive à la conclusion opposée. Une hausse de μ réduit les deux variances théoriques avec un effet plus marqué pour l'emploi, pour les raisons présentées auparavant.

Nous présentons également dans le tableau 2 une statistique de test pour vérifier la précision des prédictions du modèle, quant aux effets des chocs technologiques. Cette statistique repose sur les conditions d'orthogonalité entre les variations théoriques de la production et de l'emploi d'une part, et les erreurs, d'autre part. Nous avons déjà mentionné qu'une mesure correcte du progrès technique devrait être indépendante des autres chocs affectant l'économie. Dans la section précédente, nous avons montré que si d'autres chocs peuvent être mesurés, on peut s'en servir pour évaluer la validité de la méthode de mesure des chocs technologiques, par des conditions d'orthogonalité. Cependant, même si l'on ne peut mesurer les autres chocs, le principe d'indépendance peut être utilisé pour un test de

23. Comme nous l'avons dit dans la note de bas de page numéro 19, ceci n'est plus vrai quand les chocs technologiques n'ont qu'un effet transitoire. Si l'on suppose que z_t suit un processus autorégressif, on obtient une variance théorique bien inférieure pour la croissance de la production en utilisant la méthode de KYDLAND et PRESCOTT [1982] qu'en calculant la variance générée par le modèle grâce à la série des résidus de Solow. Ceci est toujours vrai pour une persistance de 0,99.

spécification d'un modèle incorporant des chocs technologiques. En effet, si les chocs technologiques sont correctement mesurés et si les coefficients de la fonction de réponse au choc ξ^Y et ξ^H sont corrects, les erreurs de prédiction $\Delta Y - \Delta \bar{Y}$ et $\Delta H - \Delta \bar{H}$ devraient pouvoir s'exprimer en fonction des retards des autres chocs exogènes.²⁴ Il s'en suit

$$(6.9) \quad \text{Cov}\{\Delta \bar{Y}_t, (\Delta Y_t - \Delta \bar{Y}_t)\} = 0$$

$$(6.10) \quad \text{Cov}\{\Delta \bar{H}_t, (\Delta H_t - \Delta \bar{H}_t)\} = 0$$

On peut tester la validité de ces conditions en utilisant un test de spécification qui ne nécessite pas la connaissance des autres chocs. Pour trouver une métrique appropriée au test des équations (6.9) et (6.10), nous décomposons la variance de la croissance de la production comme suit

$$\text{Var}(\Delta Y_t) = \text{Var}(\Delta \bar{Y}_t) + \text{Var}(\Delta Y_t - \Delta \bar{Y}_t) + 2\text{Cov}\{\Delta \bar{Y}_t, (\Delta Y_t - \Delta \bar{Y}_t)\}$$

avec

$$1 = \frac{\text{Var}(\Delta \bar{Y}_t)}{\text{Var}(\Delta Y_t)} + \frac{\text{Var}(\Delta Y_t - \Delta \bar{Y}_t)}{\text{Var}(\Delta Y_t)} + \omega^Y$$

où

$$\omega^Y = \frac{2\text{Cov}\{\Delta \bar{Y}_t, (\Delta Y_t - \Delta \bar{Y}_t)\}}{\text{Var}(\Delta Y_t)}$$

ω^Y mesure ainsi l'écart entre la variance totale de la production, d'une part, et la somme de la variance due aux chocs technologiques ainsi que celle due aux autres chocs. L'écart par rapport à zéro de ω^Y donne une idée de la validité de $\text{Var}(\Delta \bar{Y}_t)/\text{Var}(\Delta Y_t)$ en tant que mesure de l'importance des chocs technologiques pour la variance de la croissance de la production.

La colonne 5 du tableau 2 donne les valeurs de ω^Y et de ω^H , définies de la même manière, pour des valeurs différentes de μ . Pour que le modèle soit correct, il faut que les deux ω soient nuls. Ceci fournit deux nouvelles restrictions qui peuvent servir à estimer μ . Un tel estimateur est entièrement fondé sur la capacité d'un paramètre plutôt qu'un autre à améliorer les prédictions du modèle, quant à la part des fluctuations agrégées expliquée par des chocs technologiques agrégés. Comme on peut le voir, une hausse de μ de 1 à 1,4 réduit les deux ω , qui atteignent un minimum pour μ entre 1,4 et 1,6. Les résultats de cette méthode d'estimation montrent aussi les écarts par rapport à la concurrence parfaite. Il est encore plus intéressant de noter que la valeur estimée de μ implique que les chocs technologiques n'entraînent pratiquement pas de fluctuations pour des heures travaillées. Les mouvements de l'emploi doivent être essentiellement dus à d'autres types de chocs.

24. Sous les hypothèses de validité de l'approximation par log-linéarisation introduites dans la section 3.

7 Fluctuations dues à des anticipations autoréalisatrices

La présence de concurrence imparfaite et de rendements d'échelle croissants permet l'introduction d'une nouvelle source de fluctuations économiques à l'équilibre. En particulier, il peut exister des équilibres pour lesquels l'activité économique fluctue en réponse à des événements aléatoires qui n'ont aucune influence sur les éléments fondamentaux de l'économie ("taches solaires"). Ces fluctuations ne sont dues qu'aux changements des anticipations des agents concernant la trajectoire future de l'économie. Ceci ne veut pas forcément dire que les anticipations des agents soient fausses-en fait, dans ces équilibres à "taches solaires" il est correct d'anticiper une trajectoire future différente si les anticipations et les actions des autres changent en fonction de l'événement en question. Il est maintenant connu que ces types d'équilibre sont possibles dans beaucoup de modèles d'équilibre intertemporel (voir, par exemple, GUESNERIE et WOODFORD [1992]). Ils ne sont pas possibles, cependant, dans des modèles de croissance néoclassiques standards, car l'allocation des ressources à l'équilibre se fait en maximisant l'espérance d'utilité du ménage représentatif, et il n'y a alors qu'une seule allocation possible.

Avec l'introduction de concurrence imparfaite, comme nous l'avons fait ci-dessus, le premier théorème du bien-être ne tient plus et on ne peut donc pas démontrer aussi facilement l'unicité de l'équilibre. En effet, il peut très bien en exister plusieurs, comme le montrent BENHABIB et FARMER [1992] dans le cas d'un modèle de concurrence monopolistique présenté ici dans les sections 2 et 3.²⁵

Rappelons que dans la section 3, on observe que pour les valeurs de calibration, la matrice $A^{-1}B$ (où A et B sont les matrices de (3.20)) a une valeur propre à l'intérieur du cercle unité et l'autre à l'extérieur; cela nous permet de déterminer une trajectoire stationnaire solution localement unique pour (3.20). Ceci n'est pas forcément vrai pour toutes valeurs des paramètres. Benhabib et Farmer montrent que si μ et η sont suffisamment grands, $A^{-1}B$ a deux valeurs propres de module inférieur à un (qui peuvent être éventuellement complexes). Dans ce cas, il existe une multiplicité d'équilibres stationnaires à anticipations rationnelles, dont les équilibres pour lesquels la production fluctue selon des événements de type "taches solaires".

Considérons, pour simplifier, le cas où aucun des éléments "fondamentaux" de l'économie $\{\gamma_t^z, \hat{G}_t, \hat{I}_t\}$ ne varie de manière stochastique.

25. Les problèmes d'indétermination d'équilibres à anticipations rationnelles, et la possibilité de fluctuations endogènes à l'équilibre ont été présentés pour la première fois pour un modèle identique par HAMMOUR [1988]. Pour d'autres exemples d'équilibres stationnaires à "taches solaires", de concurrence imparfaite et à rendements d'échelle croissants, voir WOODFORD [1991], HAMMOUR [1991], et GALI [1991].

L'équation (3.20) se simplifie alors

$$A \begin{pmatrix} E_t \hat{\lambda}_{t+1} \\ \hat{K}_{t+1} \end{pmatrix} = B \begin{pmatrix} \hat{\lambda}_t \\ \hat{K}_t \end{pmatrix}$$

Une solution stationnaire est donnée par le processus stochastique bivarié

$$\begin{pmatrix} \hat{\lambda}_{t+1} \\ \hat{K}_{t+1} \end{pmatrix} = A^{-1} B \begin{pmatrix} \hat{\lambda}_t \\ \hat{K}_t \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} u_{t+1} \\ 0 \end{pmatrix}$$

où $\{u_t\}$ est un bruit blanc centré servant de variable "taches solaires" et où u_{t+1} n'est connu qu'à la date $t + 1$.²⁶ En fait, pour une variable "taches solaires" $\{u_t\}$ donnée, toutes les solutions stationnaires doivent être de cette forme. La multiplicité des équilibres ne signifie donc pas que la théorie manque d'implications que l'on peut tester concernant les fluctuations agrégées. En l'absence de chocs exogènes, et si la log-linéarisation est correcte, toutes les trajectoires d'équilibre ne sont en fait que des multiples d'un même équilibre. Le modèle ne prévoit donc pas l'amplitude des fluctuations, mais on peut déterminer la variabilité *relative* de la production, de l'emploi, de l'investissement, des salaires réels, etc, de même que l'autocorrélation et la corrélation de toutes les séries.²⁷ Même si d'autres chocs sont rajoutés, l'ensemble des trajectoires d'équilibre est de dimension finie (une combinaison linéaire d'un petit nombre de types possibles de fluctuations), de sorte que l'on impose aux données des restrictions assez fortes.

FARMER et GUO [1993] étudient un modèle de ce type, calibré de manière standard, à l'exception de μ et de η qui prennent des grandes valeurs. Ils montrent qu'en l'absence de chocs exogènes, les fluctuations des quantités agrégées ont des variances et des covariations proches de celles observées dans les données américaines stationnarisées. Ils font remarquer que, sur ce point, leur modèle n'est pas moins bon que les modèles de cycles réels standards, de concurrence parfaite, rendements constants et chocs technologiques exogènes. Evidemment, les modèles standards cherchent à expliquer l'amplitude des fluctuations agrégées, dans la mesure où le résidu de Solow observé est bien un indicateur de la taille des chocs technologiques exogènes. Pour le modèle de Farmer et Guo, l'amplitude des fluctuations est inexpliquée, mais on peut rendre compte, en principe, des covariations du résidu de Solow avec les autres variables agrégées, car le modèle prédit des variations de ce résidu en fonction des variations de la production, elle-même influencée par des variables "taches solaires", comme il l'a été présenté dans la section 5.²⁸

Le degré de pouvoir de marché et le niveau des rendements d'échelle considérés par Farmer et Guo ($\mu = 1.72$, $\eta = 1.61$) ne sont pas très loin des

26. Cette solution des conditions d'équilibre log-linéarisées de (2.20) est une solution approchée de la solution exacte si l'amplitude des fluctuations "taches solaires" est suffisamment petite. Voir WOODFORD [1986] pour plus de détails.

27. Les premières illustrations de ce point peuvent être trouvées dans WOODFORD [1988, 1991].

28. WOODFORD [1991] a montré, le premier, que les covariations entre le résidu de Solow et la production peuvent être expliquées par un modèle à anticipations autoréalisatrices.

valeurs empiriques présentées dans les sections 4 et 5. Toutefois, il peut être noté que des valeurs un peu plus faibles n'entraînent pas simplement une plus faible *amplitude* des réponses aux "taches solaires", mais ces réponses disparaissent purement.²⁹ En effet, les équilibres stationnaires à taches solaires n'existent que si les deux valeurs propres sont à l'intérieur du cercle unité. En concurrence parfaite, une des deux valeurs propres doit être en dehors (par le premier théorème du bien-être). Les valeurs propres doivent également varier de façon continue quand on fait tendre les paramètres μ et η vers un. De ce fait, il doit exister un point pour lequel μ et η sont toujours supérieurs à un, mais où une des valeurs propres est de module plus grand que un. Pour ces phénomènes, la calibration de μ et de η s'avère cruciale, bien plus que pour déterminer d'autres conséquences qu'entraînent la concurrence imparfaite et les rendements d'échelle croissants, comme l'interprétation de Hall des variations de productivité. Comme Hall l'a montré, tout écart de l'hypothèse de concurrence parfaite génère une *certaine dose* de productivité procyclique, même si cet écart n'est pas suffisamment grand pour expliquer toutes les variations de productivité. D'un autre côté, Farmer et Guo ont besoin d'un écart important. En effet, dans leur cas, μ et η ne peuvent pas prendre des valeurs plus petites. Il semble important de conduire des études supplémentaires sur ces paramètres pour pouvoir établir la pertinence empirique de leur modèle.

8 Modèles à taux de marge variables et exogènes

Nous avons considéré, jusqu'à maintenant, des modèles à taux de marge constants, comme dans le modèle de concurrence parfaite. Mais un des intérêts des modèles de concurrence imparfaite est que l'on peut également étudier des modèles à taux de marge variables, ce qui permet des spécifications bien plus riches. En particulier, le taux de marge peut jouer un rôle important pour générer des fluctuations de l'emploi à l'équilibre. Pour mettre en évidence ce fait, nous considérons d'abord l'effet de changements exogènes, laissant les modèles à taux de marge variables et endogènes pour la section suivante.

29. L'approximation log-linéaire utilisée ici crée une particularité dans la mesure où les valeurs des paramètres ne semblent pas influencer l'amplitude des équilibres à "taches solaires". Dans le cas des conditions d'équilibres log-linéaires (3.20), s'il existe des solutions à "taches solaires", celles-ci existent avec des fluctuations d'une amplitude arbitraire. Dans le cas de conditions d'équilibres exactes, il est possible que l'ensemble des équilibres stationnaires à taches solaires contienne des fluctuations d'une certaine amplitude seulement. Cet ensemble devient de mesure nulle lorsque les valeurs des paramètres sont telles que les équilibres à "taches solaires" cessent d'exister. Toutefois, il reste que les équilibres stationnaires à taches solaires cessent d'exister pour certaines valeurs des coefficients de degré de pouvoir de marché et de rendements d'échelle (croissants), même si ce résultat provient d'une analyse du système log-linéaire.

Supposons qu'il y ait des variations exogènes de $D'(1)$, l'élasticité de la demande adressée à chaque entreprise, du fait de variations du degré de substituabilité de différents biens différenciés. En indiquant cette élasticité par t , l'équation (2.7) devient

$$(8.1) \quad \gamma_t^i = [1 + 1/D'_t(1)]^{-1}$$

L'équation (2.8) implique alors que le taux de marge de la valeur ajoutée varie également. Ceci entraîne une variation du ratio de la productivité marginale du travail et du salaire. En particulier, (2.14b) devient

$$(8.2) \quad z_t F_2(K_t, z_t H_t) = \mu_t w_t$$

Les taux de marge variables impliquent alors des mouvements de la demande de travail, c'est-à-dire des variations du niveau d'emploi que les entreprises vont choisir, à salaire réel donné. Dans cette mesure, les variations des taux de marge sont similaires à des variations du paramètre de productivité z_t . En terme de variables stationnarisées, on a

$$(3.10') \quad F_2\left(\frac{\tilde{K}_t}{\gamma_t^z}, \tilde{H}_t\right) = \mu_t \tilde{w}_t$$

La variabilité du taux de marge change également l'équation (3.13) qui devient

$$(3.13') \quad 1 = \beta(\gamma_t^z)^{-\sigma} E_t \left\{ \left(\frac{\tilde{\lambda}_{t+1}}{\tilde{\lambda}_t} \right) \left[\frac{F_K(\tilde{K}_{t+1}/\gamma_{t+1}^z, \tilde{H}_{t+1})}{\mu_t} + (1 - \delta) \right] \right\}$$

Ces deux conditions d'équilibre sont les seules à être modifiées. Leur linéarisation donne

$$(3.16') \quad \frac{s_K}{\epsilon_{KH}} (\hat{K}_t - \gamma_t^z - \hat{H}_t) = \hat{w}_t + \hat{\mu}_t$$

$$(3.19') \quad -\sigma \hat{\gamma}_t^z + E_t \left\{ \hat{\lambda}_{t+1} - \hat{\lambda}_t + \left(\frac{r + \delta}{1 + r} \right) \frac{s_H}{\epsilon_{KH}} (\hat{H}_{t+1} - \hat{K}_{t+1} + \hat{\gamma}_{t+1}^z) - \left(\frac{r + \delta}{1 + r} \right) \hat{\mu}_t \right\} = 0$$

où $\hat{\mu}_t$ est l'écart, en logarithme, du taux de marge de sa valeur à l'état stationnaire (que nous noterons μ). Pour résoudre ce modèle, nous substituons (3.15), (3.16') et (3.17) à (3.18) et (3.19') pour obtenir deux équations aux différences qui incluent maintenant la variable aléatoire stationnaire $\hat{\mu}_t$.

Pour étudier les réponses du système à des chocs sur le taux de marge, nous spécifions un processus stochastique pour $\hat{\mu}_t$. Nous faisons l'hypothèse

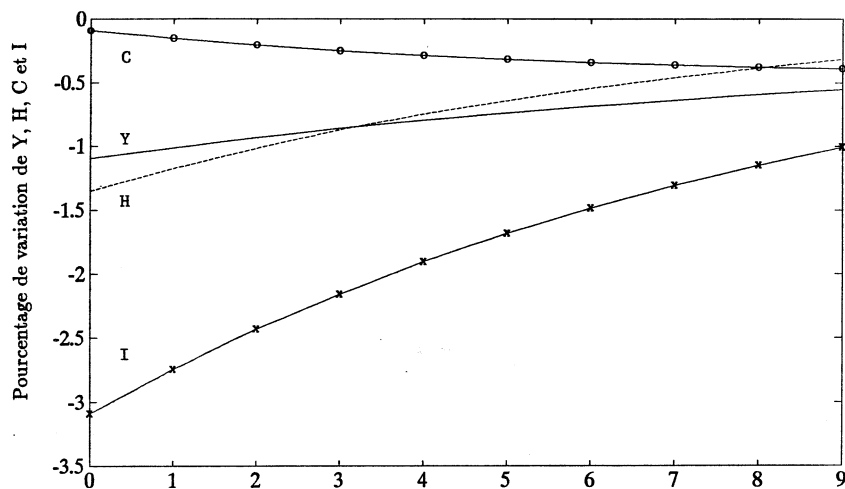
$$(8.3) \quad \hat{\mu}_t = \rho^\mu \hat{\mu}_{t-1} + \nu_t^\mu$$

Nous utilisons les mêmes valeurs des paramètres que dans les précédentes simulations.³⁰ Nous faisons toujours l'hypothèse d'un taux de marge μ de moyenne 1,4, et nous faisons varier ρ^μ . La figure 4 présente les réponses de la production, de l'emploi, de la consommation et de l'investissement, suite à un choc sur ν_t^μ pour ρ^μ égal à 0, tandis que la figure 5 présente les réponses pour ρ^μ égal à 0,9. La figure 6 rapporte les réponses du salaire réel pour les deux valeurs de ρ^μ . Les réponses instantanées des trois variables ne dépendent pas significativement de ρ^μ . Une forte valeur de ρ^μ entraîne, bien sûr, plus de persistance dans les variations de la production, de l'emploi et des salaires.

On voit sur la figure 6 que les salaires décroissent quand le taux de marge augmente. Ceci était à prévoir car une hausse du taux de marge fait baisser la demande de travail. Ainsi, et c'est le plus important, les salaires réels sont procycliques.

FIGURE 4

Réponses de la production, de l'emploi, de la consommation et de l'investissement à un choc sur le taux de marge de 1 %, $\rho^\mu = 0.9$.



On remarque sur les figures 4 et 5 que, juste après le choc, la consommation varie moins que la production, alors que l'investissement

30. La matrice $A^{-1}B$ possède, comme dans le modèle précédent, exactement une valeur propre de module inférieur à un, ce qui implique que les variations de l'équilibre sont parfaitement déterminées, comme dans le cas des chocs technologiques ou des dépenses publiques.

FIGURE 5

Réponses de la production, de l'emploi, de la consommation et de l'investissement à un choc sur le taux de marge, $\rho^\mu = 0$.

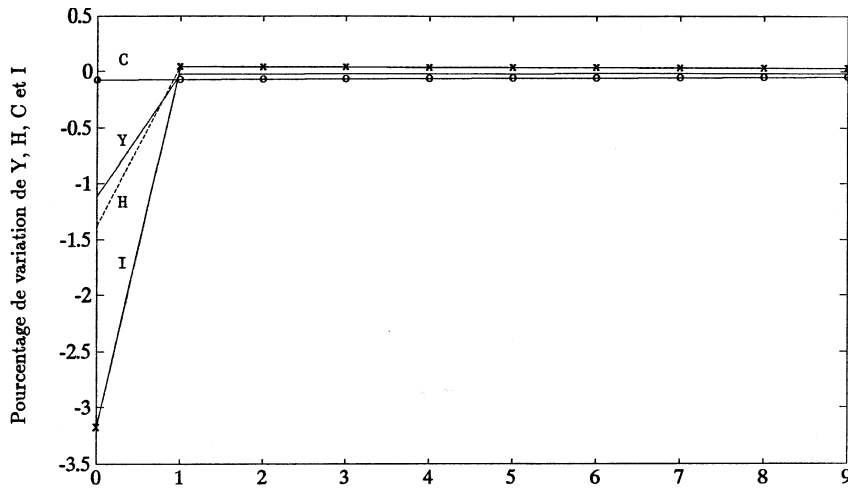
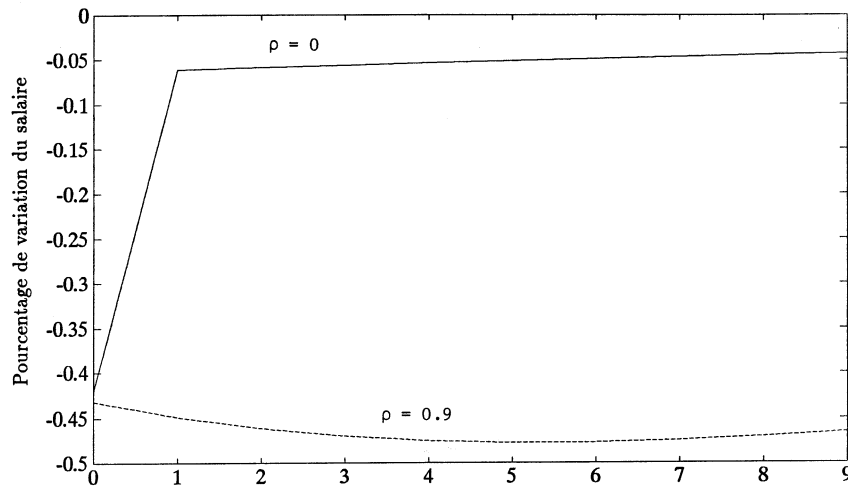


FIGURE 6

Réponses du salaire réel à un choc sur le taux de marge.



varie plus. La variabilité plus grande de l'investissement est un trait robuste des cycles conjoncturels que notre modèle reproduit bien car, d'une part, les consommateurs à fonction d'utilité concave sont réticents à substituer leur consommation dans le temps, et d'autre part, la productivité marginale du capital est peu sensible à des changements de court terme de l'investissement. Ces arguments rendent également compte de la variabilité relative de la

consommation et de l'investissement dans les modèles standards de cycles réels.

On observe aussi que l'impact de court terme des chocs de taux de marge sur l'emploi est plus grand que celui sur la production. Quand ρ^μ est nul, une hausse d'une unité de ν^μ entraîne une baisse de l'emploi de 1,38 alors que la production ne chute que de 1,13. Ce résultat pour l'emploi est à mettre en contraste avec l'effet négligeable d'un choc technologique, comme nous l'avons vu auparavant. Ce contraste est dû à ce que les effets de substitution et les effets de richesse jouent en sens inverse dans le cas d'un choc technologique, où une hausse de z accroît la richesse et décourage le travail. Par contre, une hausse de μ n'a qu'un faible effet richesse, car, au premier ordre, les hausses de profits des entreprises sont exactement contrebalancées par les pertes des consommateurs. Ainsi, le principal effet d'une hausse de μ est une substitution du loisir au travail. La faible importance de l'effet de richesse explique aussi la similitude des réponses face à des chocs temporaires et persistants.

Les différences entre les réponses de la production et de l'emploi sont dues à la valeur de μs_H . Dans notre cas, $\mu s_H < 1$. Ainsi, (3.15) implique qu'à z constant, la variation de la production sera plus faible que celle de l'emploi. Ce résultat serait en sens inverse si μs_H était plus grand que un.

Nous avons également calculé les variances des taux de croissance – en log – de l'emploi et de la production pour différentes valeurs de μ et de ρ^μ . Nous présentons ces variances sous forme de ratios par rapport à la variance de μ dans le tableau 3. Nous utilisons la variance de μ comme normalisation pour ne pas avoir de hausse fallacieuse quand ρ^μ augmente. Pour de grandes valeurs de μ , c'est-à-dire pour μs_H plus grand que un, la variance de la production est plus grande que celle de l'emploi. Toutefois, pour de petites valeurs de μ , la variance du taux de croissance de l'emploi est plus grande que celle du taux de croissance de la production. Si les valeurs des paramètres sont exactes, les chocs sur le taux de marge ne peuvent pas être les chocs moteurs de l'économie, car comme nous l'avons déjà vu, la variance de l'emploi est en fait plus faible que celle de la production. Toutefois, le modèle peut être en accord avec une variance théorique de H forte si des chocs sur le taux de marge coexistent avec des chocs technologiques. Comme ces derniers affectent surtout la variance de la production, une combinaison des deux types de chocs peut potentiellement rendre compte à la fois des fortes fluctuations de l'emploi et de la plus grande variance de la production.

On peut se demander à quel point le taux de marge moyen varie et quelle part de la variance de l'emploi peut lui être attribuée. BILS [1987] et ROTEMBERG et WOODFORD [1991] trouvent des variations importantes des taux de marge, avec des valeurs bien plus faibles lors des périodes de croissance que lors des récessions. Utilisant une spécification un peu différente pour la fonction de production, ROTEMBERG et WOODFORD [1991] trouvent que l'hypothèse d'un taux de marge moyen de 1,6 implique une variance du taux de croissance trimestriel du taux de marge de 1,33%. Cette valeur n'est pas directement comparable à la variance du taux de marge de notre modèle théorique, parce que il existe des différences de spécification et parce que le vrai processus stochastique n'est pas (8.3). Cependant, il est intéressant

TABLEAU 3

Variance de la log différence de la production, de l'emploi et des salaires normalisée par la variance (log différence) du taux de marge

Variance de la production normalisée par celle des variations du taux de marge				
μ	$\rho = 0$	$\rho = .3$	$\rho = .6$	$\rho = .9$
1.2000	0.9269	0.9363	0.9580	1.0577
1.4000	1.2285	1.2295	1.2317	1.2430
1.6000	1.5626	1.5494	1.5210	1.4145
1.8000	1.9262	1.8926	1.8216	1.5726
2.0000	2.3166	2.2559	2.1303	1.7180

Variance de l'emploi normalisée par celle du taux de marge				
μ	$\rho = 0$	$\rho = .3$	$\rho = .6$	$\rho = .9$
1.2000	2.0055	2.0244	2.0672	2.2589
1.4000	1.9681	1.9676	1.9664	1.9597
1.6000	1.9316	1.9128	1.8720	1.7159
1.8000	1.8960	1.8601	1.7840	1.5151
2.0000	1.8613	1.8094	1.7020	1.3480

Variance du salaire normalisée par celle du taux de marge				
μ	$\rho = 0$	$\rho = .3$	$\rho = .6$	$\rho = .9$
1.2000	0.1498	0.1484	0.1455	0.1367
1.4000	0.1521	0.1533	0.1562	0.1704
1.6000	0.1546	0.1584	0.1668	0.2030
1.8000	0.1571	0.1634	0.1775	0.2340
2.0000	0.1596	0.1685	0.1881	0.2634

Le processus du taux de marge est $\mu_{t+1} = \rho\mu_t + u_{t+1}$ où u_t est une innovation de variance 1,21 (en pourcentage).

de noter que d'après le tableau 3, une telle variance du taux de marge impliquerait une variance de la production bien supérieure à la réalité

9 Modèles à taux de marge endogènes

Dans la section précédente, nous avons montré que des variations d'ampleur raisonnable du taux de marge peuvent expliquer les fluctuations de l'emploi. Néanmoins, cette analyse s'appuyait sur des variations exogènes qui ne paraissent pas très plausibles. Les modèles de concurrence imparfaite seraient améliorés si les variations des taux de marge pouvaient, à leur tour, être expliquées par les mouvements d'autres variables. Il est particulièrement intéressant d'étudier les variations de la demande agrégée, c'est-à-dire une

substitution de consommations présentes à des consommations futures.³¹ Les variations de la demande agrégée sont sensibles à de nombreuses variables retenues traditionnellement pour expliquer les cycles conjoncturels, dont les variations des dépenses de l'Etat, de la rentabilité future anticipée des investissements courants (par opposition à la productivité du stock de capital existant) ainsi que les "changements d'humeurs" des consommateurs.

Nous étudions rapidement dans cette section trois modèles à taux de marge endogènes et nous analysons leur capacité à reproduire les cycles conjoncturels. On peut séparer ces modèles en deux catégories. Pour la première, les taux de marge ne dépendent que du niveau de la demande agrégée à chaque période, mais pas de la composition de la demande. Les modèles présentés dans ROTEMBERG et WOODFORD [1991] entrent dans cette catégorie. Les modèles du deuxième type ont des taux de marge dépendant de la composition de la demande mais pas du niveau de la demande agrégée elle-même. Les modèles de BILS [1989] et de GALI [1991] sont de ce type.

Nous considérons d'abord les modèles du premier type. Le premier modèle est un modèle dérivé de PHELPS et WINTER [1970], similaire à celui de PHELPS [1992]. Le second modèle est un modèle de collusion implicite, inspiré de ROTEMBERG et WOODFORD [1992].

9.1. Modèle de marché de clientèle ("Customer Market")

Ce modèle est inspiré de celui de PHELPS et WINTER [1970]. Comme auparavant, les entreprises maximisent leurs profits par rapport à leur taux de marge, tout en considérant comme donné le taux de marge des autres entreprises. Ce modèle diffère du précédent dans la mesure où la demande est dynamique. En baissant son prix, l'entreprise accroît ses ventes, mais aussi ses parts de marché. Une plus grande part de marché assure, dans le futur, plus de ventes, quel que soit le prix. Il serait intéressant d'obtenir une telle spécification de la demande par l'agrégation, comme en (2.1) des dépenses des agents dont le comportement dépendrait des dépenses passées. Malheureusement, nous n'en sommes pas capable et nous rendons compte de ce fait en écrivant les quantités demandées à la firme i à la date t , q_t^i comme suit

$$(9.1) \quad q_t^i = \frac{Q_t}{I_t} \psi \left(\frac{\mu_t^i}{\mu_t} \right) m_t^i, \quad \psi' < 0, \quad \psi(1) = 1.$$

La variable m_t^i est la part de la demande totale Q_t/I_t qui est adressée à la firme i si elle fixe le même prix que les autres entreprises. Le ratio de taux de marge en (9.1) représente le prix relatif fixé par la firme i , puisque les coûts marginaux sont les mêmes pour chaque firme et indépendants du niveau

31. D'un point de vue macroéconomique, l'inflation, en niveau, est également un déterminant important du taux de marge moyen, et donc de l'activité économique au niveau agrégé. BENABOU [1992] montre que de nombreux modèles de "search" impliquent un lien entre inflation et taux de marge. Il montre aussi que les taux de marge, reconstruits selon la méthode de ROTEMBERG et WOODFORD [1991], sont, en fait, corrélés négativement avec l'inflation.

d'activité (comme dans la section 2). Ainsi, (9.1) est une généralisation de (2.2). La part de marché m_t^i dépend des prix antérieurs

$$(9.2) \quad m_{t+1}^i = g\left(\frac{\mu_t^i}{\mu_t}\right)m_t^i \quad g' < 0, \quad g(1) = 1$$

de sorte qu'une baisse des prix relatifs augmente de façon permanente la part de marché de l'entreprise. Les équations (9.1) et (9.2) sont sensées rendre compte du fait que les consommateurs ont des coûts d'arbitrage, comme dans les modèles de GOTTFRIES [1986], KLEMPERER [1987], FARRELL et SHAPIRO [1988] et BEGGS et KLEMPERER [1992]. Une baisse des prix attire de nouveaux clients qui par la suite ont des réticences à changer du fait de ces coûts. Une implication évidente de (9.1) et de (9.2) est que l'élasticité de long terme de la demande, c'est-à-dire la réponse de la demande à une hausse permanente des prix, est plus grande que l'élasticité de court terme. Dans notre cas, une entreprise qui fixe un prix plus élevé que ces concurrents peut perdre toute sa clientèle, bien que ce fait ne soit pas essentiel dans notre analyse.

En ignorant les coûts fixes, les profits de la firme i sont donnés par

$$\frac{\gamma_t^i - 1}{\gamma_t} \frac{Q_t}{I_t} \psi\left(\frac{\mu_t^i}{\mu_t}\right) m_t^i$$

En utilisant (2.8) et une condition analogue pour le taux de marge individuel, ainsi que le fait que Y soit égal à $(1 - s_M)Q$, ces profits sont également égaux à

$$(9.3) \quad \frac{\mu_t^i - 1}{\mu_t} \frac{Y_t}{I_t} \psi\left(\frac{\mu_t^i}{\mu_t}\right) m_t^i$$

La valeur anticipée de tous les profits futurs actualisés à la date t est

$$(9.4) \quad E_t \sum_{j=0}^{\infty} \alpha^j \beta^j \frac{\lambda_{t+j}}{\lambda_t} \left(\frac{\mu_{t+j}^i - 1}{\mu_{t+j}}\right) \frac{Y_{t+j}}{I_{t+j}} \psi\left(\frac{\mu_{t+j}^i}{\mu_{t+j}}\right) m_t^i \prod_{z=0}^{j-1} g\left(\frac{\mu_{t+z}^i}{\mu_{t+z}}\right).$$

où, comme précédemment, $\beta^j \frac{\lambda_{t+j}}{\lambda_t}$ valorise les titres contingents qui proposent un rendement à la période $t + j$. La quantité $1 - \alpha$ représente la probabilité qu'a l'entreprise de se voir assignée une part de marché indépendante de ses prix antérieurs, pour n'importe quelle raison. Cette probabilité peut rendre compte, par exemple, du fait que l'entreprise peut cesser d'exister. L'entreprise i choisit μ_t^i de façon à maximiser (9.4), les processus stochastiques $\{\mu_t\}$, $\{\lambda_t\}$ et $\{Y_t/I_t\}$ étant donnés. On a donc

$$(9.5) \quad \begin{aligned} & \psi\left(\frac{\mu_t^i}{\mu_t}\right) \frac{Y_t}{I_t} + \psi'\left(\frac{\mu_t^i}{\mu_t}\right) \left[\frac{\mu_t^i - 1}{\mu_t}\right] \frac{Y_t}{I_t} + \\ & g'\left(\frac{\mu_t^i}{\mu_t}\right) E_t \sum_{j=1}^{\infty} \alpha^j \frac{q_{t+j}}{q_t} \left[\frac{\mu_{t+j}^i - 1}{\mu_{t+j}}\right] \\ & \psi\left(\frac{\mu_{t+j}^i}{\mu_{t+j}}\right) \frac{Y_{t+j}}{I_{t+j}} \prod_{z=1}^{j-1} g\left(\frac{\mu_{t+z}^i}{\mu_{t+z}}\right) = 0 \end{aligned}$$

A l'équilibre symétrique, où toutes les entreprises fixent le même prix, toutes les parts de marché m_t^i sont égales à un, et g vaut un à toutes périodes. Le terme anticipé de (9.5) est égal à X_t/I_t où

$$(9.6) \quad X_t = I_t E_t \sum_{j=1}^{\infty} \alpha^j \frac{q_{t+j}}{q_t} \left(\frac{\mu_{t+j} - 1}{\mu_{t+j}} \right) \frac{Y_{t+j}}{I_{t+j}}$$

On peut remarquer que X_t peut être interprété comme les profits agrégés futurs anticipés par les entreprises existantes. En utilisant (8.6), l'équation (8.5) peut être transformée de telle façon que μ_t devienne

$$(9.7) \quad \mu_t = \mu(X_t/Y_t) \equiv \frac{\psi'}{1 + \psi' + g'(1)X_t/Y_t}.$$

La dérivée de μ par rapport à X/Y est négative, car ψ' et $g'(1)$ sont négatifs. Une hausse de X_t signifie que les profits réalisés auprès des consommateurs futurs sont élevés, et les firmes baissent alors leurs prix pour accroître leurs parts de marché. Une hausse de Y_t signifie que les profits viennent surtout des ventes courantes, et la hausse des parts de marché n'est pas très importante. Il en résulte que les entreprises augmentent leurs prix.

L'équation (9.7) remplace le processus stochastique exogène (8.3) utilisé dans la section 8; les autres équations demeurent les mêmes.

9.2. Modèle de collusion implicite

Le modèle présenté ici est une version simplifiée de celui de ROTEMBERG et WOODFORD [1992], lui-même inspiré de celui de ROTEMBERG et SALONER [1986]. Dans ce modèle, il y a deux niveaux d'agrégation pour aller de la production individuelle à la production agrégée. Il y a d'abord une fonction d'agrégation comme celle en (2.1) qui donne la production totale en fonction de la production de différents secteurs industriels. La production de chaque industrie est elle-même donnée par une fonction d'agrégation, homogène de degré un, qui dépend de la production des n firmes du secteur. Les biens produits par chacune des n firmes qui constituent le secteur en question sont de proches substituts. Pour éviter la chute des prix vers le coût marginal, les firmes de chaque secteur développent une collusion implicite. Cette collusion est implicite dans la mesure où il n'existe pas de contrat de cartel, mais un accord tacite pour punir les firmes qui ne respectent pas l'accord.

Les entreprises de chaque secteur, même en coopérant, considèrent les prix des autres entreprises, le niveau de la demande agrégée, et le niveau du coût marginal, comme donnés. Nous allons déterminer les équilibres symétriques ainsi que la rentabilité de dévier de l'équilibre pour une seule firme ou pour un secteur entier. Pour cela, déterminons la demande adressée à l'entreprise i du secteur j à la date t , quand ses prix correspondent à un taux de marge μ_t^{ij} , les autres entreprises du secteur fixant un prix correspondant à μ_t^j , et celles des autres secteurs à μ_t . Etant donnée l'homogénéité de la demande, on peut écrire la demande adressée à l'entreprise i du secteur j comme

$$(9.8) \quad q_t^{ij} = D^i \left(\frac{\mu_t^{ij}}{\mu_t}, \frac{\mu_t^j}{\mu_t} \right) \frac{Q_t}{I_t} \quad D^i(1,1) = 1/n.$$

En utilisant les mêmes substitutions que pour (9.3), les profits de l'entreprise sont

$$(9.9) \quad \pi_t^{ij} = \frac{\mu_t^{ij} - 1}{\mu_t} D^i \left(\frac{\mu_t^{ij}}{\mu_t}, \frac{\mu_t^j}{\mu_t} \right) \frac{Y_t}{I_t}.$$

Si chaque entreprise ne survivait qu'une seule période, elle maximiserait (9.9) par rapport à son propre taux de marge, les taux de marge des autres entreprises étant donnés. Les prix et les profits de l'équilibre de Bertrand qui en résulte seraient bas. Si une entreprise d'un secteur fixait un prix au dessus du prix d'équilibre de Bertrand, les autres firmes auraient intérêt à fixer un prix en dessous de ce prix. Des prix plus hauts, et donc des profits plus élevés peuvent uniquement apparaître dans un équilibre parfait en sous-jeu³² si les déviants sont punis. Si les entreprises interagissent à chaque période et si le jeu est à horizon infini, il y a un grand nombre d'équilibres de ce type, différant par le prix à l'équilibre. Nous supposons que les entreprises réussissent à se coordonner sur le meilleur équilibre symétrique possible pour elles. Leur accord tacite maximise alors les profits d'équilibres futurs anticipés actualisés pour chaque firme du secteur j , les processus stochastique pour $\{\mu_t\}$, $\{\lambda_t\}$ et $\{Y_t/I_t\}$ étant donnés. Cela nécessite que la punition soit aussi sévère que possible, comme le montre ABREU [1986]. Du fait de la possibilité de sortie, la participation volontaire de l'entreprise punie empêche que les profits futurs anticipés actualisés soit inférieurs à zéro, après la punition. Ceci nous conduit à supposer que l'entreprise déviante obtienne un profit actualisé nul. Des conditions nécessaires pour rendre la punition efficace et parfaite en sous-jeu sont données par ROTEMBERG et WOODFORD [1992].

L'entreprise déviante fixe son prix à la date t de façon à maximiser (9.9), car la punition est indépendante de l'importance de la déviation. Par analogie avec (9.5), appelons X_t^j l'anticipation actualisée des profits que chaque entreprise du secteur j peut espérer, s'il n'y a pas de déviations. Si cette valeur est nulle en cas de déviation, l'entreprise du secteur j ne déviara pas tant que

$$(9.10) \quad \max_{\mu_t^{ij}} \pi_t^{ij} \leq \pi_t^j + X_t^j$$

où π_t^j est la valeur de π_t^{ij} quand la firme i fixe le même prix que les autres entreprises du secteur. Nous considérons le cas où la contrainte de participation (9.10) est toujours saturée. Les entreprises sont alors indifférentes entre des profits de la déviation à la date t et la perte X dans le

32. *Note du Traducteur* : traduction de "sub-game perfect"

futur. On peut donner une nouvelle interprétation de α . $1 - \alpha$ est toujours la probabilité que les ventes soient indépendantes des prix antérieurs, mais est aussi la probabilité que l'accord de collusion soit renégocié et qu'une entreprise, sortie du marché après avoir dévié, rentre de nouveau.³³ A l'équilibre symétrique, tous les secteurs ayant le même taux de marge, chaque entreprise vend une quantité Q_t/nI_t et X_t^j est égal à X_t/nI_t . Si l'on suppose que (9.10) est saturée, (9.9) implique

$$(9.11) \quad \max_{\rho} \left[\rho - \frac{1}{\mu_t} \right] D(\rho, 1) \frac{Y_t}{I_t} = \left[1 - \frac{1}{\mu_t} \right] \frac{Y_t}{nI_t} + \frac{X_t}{nI_t}$$

où ρ est le prix relatif choisi par l'entreprise déviante. L'équation (8.11) peut être résolu en μ , ce qui donne

$$(9.12) \quad \mu_t = \mu(X_t/Y_t)$$

Dans ce cas, la dérivée de μ par rapport à X/Y est positive, car une hausse de X/Y rend la punition plus sévère (X_t sont les profits perdus) par rapport au niveau des ventes courantes (Y_t). Cela permet alors à chaque entreprise oligopolistique de fixer un taux de marge plus haut sans crainte de déviations. Le modèle théorique implique aussi un plafond pour l'élasticité du taux de marge par rapport à X/Y . Nous montrons dans ROTEMBERG et WOODFORD [1992] que ce plafond est égal à $\mu - 1$. Les taux de marge des deux modèles présentés dépendent de X_t/Y_t . Ils sont cependant empiriquement identifiables car X/Y joue en sens inverse. ROTEMBERG et WOODFORD [1991] en font l'étude, mais nous nous contentons ici d'évaluer les implications respectives de ces modèles quant aux effets de la demande agrégée.

9.3. Réponse du modèle à des variations exogènes des dépenses publiques

Pour déterminer les réponses du modèle à des variations exogènes de la demande agrégée, il faut linéariser (9.6) et (9.12) autour de l'état stationnaire. Nous supposons, pour ce faire, que \tilde{X}_t est donné par $\frac{X_t}{z_t N_t}$ où \tilde{X} et $\tilde{\mu}$ représentent respectivement la rentabilité anticipé à l'état stationnaire et le taux de marge. \hat{X}_t et $\hat{\mu}_t$ représentent les écarts, en logarithme, par rapport à l'état stationnaire de \tilde{X}_t et μ_t . En supposant un nombre constant d'entreprises I_t , les équations (9.6) et (9.12) s'écrivent de manière approché

$$(9.13) \quad \hat{X}_t = E_t \left\{ \hat{\lambda}_{t+1} - \hat{\lambda}_t + \left(1 - \frac{\alpha \gamma_z \gamma_N}{1+r} \right) \left(\frac{1}{\mu-1} \hat{\mu}_{t+1} + \hat{Y}_{t+1} \right) + \left(\frac{\alpha \gamma_z \gamma_N}{1+r} \right) \hat{X}_{t+1} \right\}$$

33. ROTEMBERG et WOODFORD [1992] donnent les conditions pour lesquelles existe un état stationnaire déterministe, où (9.10) est toujours saturée. Il est également montré que cet équilibre existe toujours en présence de chocs stochastiques suffisamment petits. Ceci est plus probable pour X_t^j valant un multiple pas trop grand des profits d'une période, c'est-à-dire pour α très inférieur à un.

$$(9.14) \quad \hat{\mu}_t = \epsilon_\mu(\hat{X}_t - \hat{Y}_t)$$

Le modèle linéarisé est à présent constitué des équations (3.15), (3.16'), (3.17), (3.18), (3.19'), (9.13) et (9.14). Nous ferons l'hypothèse que le nombre d'entreprises est constant pour avoir \hat{I}_t nul, puisque nous ne considérons que des changements temporaires dans les dépenses publiques. On peut résoudre (3.16') et (3.17) en \hat{H}_t et \hat{w}_t comme fonctions de $\hat{\lambda}_t, \hat{K}_t$, et $\hat{\mu}_t$. On obtient \hat{Y}_t en substituant dans (3.15), et, en utilisant (9.14) on peut résoudre en \hat{X}_t , toujours comme une fonction de ces trois variables d'état. On peut alors éliminer les quatre variables d'état des trois dernières conditions d'équilibre, pour obtenir un système de la forme (3.20), avec maintenant trois variables endogènes, $\{\lambda, K, \mu\}$ au lieu de deux, $\{\lambda, K\}$.

En supposant de nouveau que les dépenses gouvernementales suivent un processus stochastique de la forme (5.1) avec ρ^G égal à 0,9, on peut déterminer les réponses au choc ν_t^G . Ces réponses sont calculées en utilisant les valeurs du tableau 1, avec un taux de marge moyen de 1,4. Nous avons posé $\alpha = 0,9$ pour que la contrainte (8.10) soit saturée pour une dizaine d'entreprises. Nous avons enfin choisi deux valeurs pour ϵ_μ . Dans le premier cas, le paramètre a le signe suggéré par le modèle de marché de clientèle et vaut -1, alors que dans le second cas, pour le modèle de collusion implicite, il vaut 0,39. Nous avons choisi 0,39 car cette valeur est juste en dessous de 0,4 le plafond donné par le taux de marge moyen.

Les réponses pour la production et l'emploi sont présentées sur la figure 7, et celles des salaires réels sur la figure 8. On voit sur la figure 7 que les réponses de la production et de l'emploi sont plus grandes pour ϵ_μ valant 0,39 et plus faible pour -1. Le cas de taux de marge constants de la figure 1 donne un résultat intermédiaire. La raison en est simple. Une hausse des dépenses gouvernementales oblige les individus à retarder leur consommation ce qui augmente les taux d'intérêt et réduit X . Comme les dépenses gouvernementales accroissent également Y , le ratio X/Y diminue. Ainsi, dans le modèle de marché de clientèle, les taux de marge augmentent, ce qui, d'après (8.2), fait baisser la demande pour tout niveau du salaire réel. La production et l'offre d'emploi n'augmentent pas autant que dans le cas de taux de marge constants. En revanche, dans le modèle de collusion implicite la baisse de X/Y réduit les taux de marge, ce qui augmente la demande de travail, et partant, la production.

La différence en terme d'implication pour la demande de travail est plus clairement illustrée sur la figure 8, où sont tracées les réponses du salaire réel à des variations de ν_t^G . Le modèle de marché de clientèle accentue les réductions du salaire réel par rapport à la figure 2, où le taux de marge est constant. En effet, une réduction de X/Y diminue la demande de travail pour tout niveau de salaire réel. En revanche, pour le modèle de collusion implicite, avec $\epsilon_\mu = 0,39$, le salaire réel augmente, même si cette augmentation demeure faible. La baisse de X/Y est alors si grande que la hausse de la demande de travail, en raison de la baisse des taux de marge, dépasse même l'accroissement de l'offre de travail. Dans ROTEMBERG et WOODFORD [1992], nous obtenions des hausses bien plus prononcées des salaires réels en prenant une élasticité de l'offre de travail ϵ_{Hw} plus faible.

La conclusion de cet exercice est que le modèle de collusion implicite peut générer des mouvements procycliques du salaire réel en réponse à des

FIGURE 7

Réponses de la production, de l'emploi à une variation des dépenses gouvernementales : Cas de taux de marge endogènes.

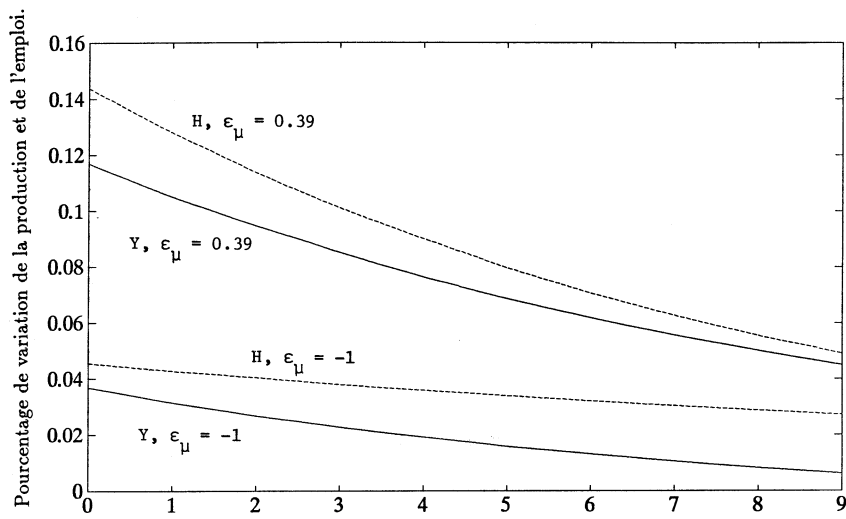
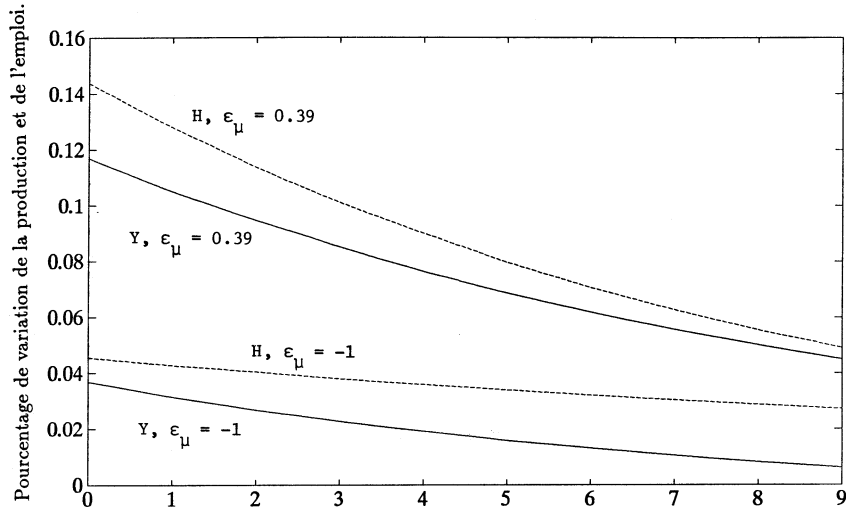


FIGURE 8

Réponses du salaire réel à des variations des dépenses gouvernementales : Cas de taux de marge endogènes.



variations des dépenses de l'Etat. On obtiendrait des réponses similaires à d'autres chocs qui affecteraient la demande agrégée, comme un plus grand

désir d'investir lors de changements de perception des rentabilité futures, car le moteur de cet effet est une hausse des taux d'intérêt qui fait baisser X/Y .

Nous considérons, dans ROTEMBERG et WOODFORD [1992], la réponse des salaires réels à des changements dans les dépenses militaires. Nous avons montré que les salaires réels ont eu tendance à augmenter à la suite d'une hausse des dépenses militaires aux Etats-Unis. Nous avons aussi avancé d'autres explications pour ce phénomène, comme le fait que le gouvernement augmente la taille des effectifs militaires en même temps que ses dépenses en biens militaires. Même en tenant compte de ce fait, il faut des réductions du taux de marge, comme l'implique le modèle à collusion implicite, pour expliquer les réactions des salaires réels. Nous démontrons, dans ROTEMBERG et WOODFORD [1993], que des hausses du prix du pétrole tendent à augmenter les taux de marge dans ce type de modèle. Nous montrons que ceci est en accord avec les baisses importantes de la production qui suivent les hausses des prix du pétrole et avec la stagnation ou la baisse des salaires déflatés par le prix de la valeur ajoutée.

9.4. Modèle avec influence de la composition de la demande

Nous étudions dans cette sous-section le modèle de GALI [1991] où le taux de marge dépend de la composition de la demande agrégée. Dans ce modèle, les ménages ainsi que les entreprises achètent de tous les biens différenciés, mais leurs fonctions d'agrégation f_t sont différentes, contrairement à la section 1. En particulier, l'élasticité de substitution entre différents biens, évaluée dans le cas de prix identiques pour tous les biens, est différente pour les deux types d'acheteurs. Pour tous les autres aspects, le modèle est un modèle de concurrence monopolistique statique comme celui décrit dans les sections 1 et 2.

La maximisation des profits par les entreprises qui fixent les prix implique maintenant que le taux de marge dépendent des parts θ_t de la demande agrégée qui provient des entreprises, d'où

$$\gamma_t = \gamma(\theta_t) \equiv \left[1 + \left(\theta_t D'_f(1) + (1 - \theta_t) D'_h(1) \right)^{-1} \right]^{-1}$$

où D'_f et D'_h sont les élasticités de la demande respectivement, des firmes et des ménages. Cette expression se ramène à (2.7) si $D_f = D_h = D$. Dans le cas considéré comme pertinent, par Gali, il apparaît que γ décroît de façon monotone avec θ_t . μ_t décroît également de façon monotone avec θ_t , car le taux de marge μ_t reste toujours une fonction de γ_t , (2.8) étant donné. Enfin, par

$$\theta_t = \frac{I_t + M_t}{Q_t} = s_M + (1 - s_M) s_{It}$$

où s_{It} est la part des dépenses d'investissement dans la valeur ajoutée, on obtient

$$(9.15) \quad \mu_t = \mu(s_{It})$$

où $\mu(s_I)$ est une fonction décroissante. Le modèle de Gali est alors essentiellement le même que celui de la section 8, où (9.15) remplace le processus exogène du taux de marge.

Dans ce modèle, les chocs qui affectent la composition de la demande agrégée affectent les taux de marge à l'équilibre. Ceci constitue un moyen par lequel certaines hausses de la demande agrégée peuvent avoir, en plus, des effets expansionnistes (par exemple une hausse de l'investissement due à une incitation fiscale). Mais pour ce modèle une hausse de la demande agrégée n'entraîne pas *en soit* un effet expansionniste par une variation du taux de marge. L'effet dépend entièrement de la catégorie de la demande qui augmente. Par exemple, si l'Etat a la même fonction d'agrégation que les ménages (un cas non présenté par Gali), une hausse des dépenses publiques *augmentera* le taux de marge. Ceci implique que les dépenses de l'Etat ont encore moins d'effets expansionnistes que dans le modèle à taux de marge constant.

Les prédictions de ce modèle dépendent de manière cruciale des élasticités des différents acheteurs. Gali n'en donne pas de mesures directes, même s'il montre que le taux de marge moyen (mesuré avec une méthode similaire à celle de ROTEMBERG et WOODFORD [1991]) est corrélé négativement avec la part de l'investissement, même lorsqu'on fixe la production et l'emploi. (La corrélation n'est donc pas simplement due au fait que le taux de marge est contracyclique).

Une autre conséquence du modèle de Gali est que, pour certaines valeurs des paramètres, des fluctuations agrégées peuvent survenir à l'équilibre en l'absence de chocs exogènes. Il montre que des anticipations de faibles taux de marge futurs entraînent une hausse de la demande d'investissement courante, car ces anticipations augmentent la demande de travail anticipée, et, par là, la productivité marginale anticipée du capital, quel que soit le stock de capital. De plus, la baisse des taux de marge anticipés augmente l'investissement courant, qui, à son tour, réduit le taux de marge courant. Pour certaines valeurs des paramètres, cet effet est si fort que l'anticipation d'un taux de marge faible devient autoréalisatrice. Gali démontre cette possibilité et analyse la nature des fluctuations dues aux anticipations autoréalisatrices, par des techniques similaires à celles de la section 7.

10 Conclusion

Nous avons montré dans cet article l'importance de la concurrence imparfaite, dans la mesure où elle modifie la manière selon laquelle l'économie répond à différents chocs. Il n'est donc pas possible de l'ignorer si l'on veut étudier de manière quantitative et précise l'importance des chocs. La concurrence imparfaite est importante car elle affecte les relations entre le salaire réel et la productivité marginale du travail, et partant, celles entre la production, la demande de travail et le salaire. De nombreux paradoxes en macroéconomie, dont la loi d'Okun et les observations de Dunlop et

Tarshis, font appel à ces variables, et la concurrence imparfaite est donc un point crucial dans l'analyse des cycles conjoncturels.

Nous avons également montré que l'introduction de marché imparfaitement concurrentiels dans des modèles standards de cycles conjoncturels était une tâche relativement simple. Les modèles que nous avons présentés peuvent encore être analysés numériquement par des techniques classiques de simulation; tout au plus faut-il augmenter la dimension de l'espace des variables d'état. Nous avons aussi montré que la concurrence imparfaite ne nécessite la calibration que d'un petit nombre de paramètres additionnels, et que des considérations empiriques et théoriques peuvent être utilisées pour restreindre le domaine des valeurs plausibles des nouveaux paramètres. La capacité de ces modèles plus généraux à mieux rendre compte des fluctuations agrégées est un sujet de recherche actuellement en cours.

● References bibliographiques

- ABREU, D. (1986). – “Extremal Equilibria of Oligopolistic Supergames”, *Journal of Economic Theory*, 39, pp. 191-225..
- BARRO, R. (1981). – “Output Effects of Government Purchases”, *Journal of Political Economy*, 89.
- BASU, S. (1992). – “Intermediate Goods, Menu Costs, and Business Cycles”, *mimeo*.
- BAXTER, M., KING, R. (1990). – “Productive Externalities and Cyclical Volatility”, *mimeo*.
- BEGGS, A., KLEMPERER, P. (1992). – “Multi-Period Competition with Switching Costs”, *Econometrica*, 60, pp. 651-66.
- BENABOU, R. (1992). – “Inflation and Markups : Theories and Evidence from the Retail Trade Sector”, *European Economic Review*.
- BENASSY, J. P. (1991). – “Monopolistic Competition”, in W. Hildenbrand and H. Sonnenschein eds. *Handbook of Mathematical Economics*, vol. 4, Amsterdam : North Holland.
- BENHABIB, J., FARMER, R. E. A. (1992). – “Indeterminacy and Increasing Returns”, *mimeo*.
- BILS, M. (1989). – “Pricing in a Customer Market”, *Quarterly Journal of Economics*.
- BLANCHARD, O. J., KAHN, C. M. (1980). – “The Solution of Linear Difference Models under Rational Expectations”, *Econometrica*, 48, pp. 1305-13.
- BILS, M. (1987). – “The Cyclical Behavior of Marginal Cost and Price”, *American Economic Review*, 77, pp. 838-57.
- BURNSIDE, C., EICHENBAUM, M., REBELO, S. (1993). – “Labor Hoarding and the Business Cycle”, *Journal of Political Economy*, 101, pp. 245-273.
- CHAMBERLIN, E. (1933). – *The Theory of Monopolistic Competition*, Cambridge, Mass., Harvard University Press.
- CHAPPELL, Jr. H. W., WILDER, R. P. (1986). – “Multiproduct Monopoly, Regulation and Firm Costs : Comment”, *Southern Economic Journal*, 52, pp. 1168-74.
- CHRISTENSEN, L., GREENE, W. (1976). – “Economies of Scale in U.S. Power Generation”, *Journal of Political Economy*, pp. 655-76.
- DIXIT, A., STIGLITZ, J. (1977). – “Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity”, *American Economic Review*, 67, pp. 297-308.

- DOMOWITZ, I., GLENN HUBBARD, R., PETERSEN, B. C. (1988). – “Market Structure and Cyclical Fluctuations in U.S. Manufacturing”, *Review of Economic Statistics*.
- EICHENBAUM, M. (1991). – “Real Business Cycle Theory : Wisdom or Whimsy”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 15, pp. 607-26.
- EVANS, C. (1990). – “Productivity Shocks and Real Business Cycles”, *mimeo*.
- FARMER, R. E. A., GUO, J. T. (1993). – “Real Business Cycles and the Animal Spirits Hypothesis”, *mimeo*.
- FARRELL, J., SHAPIRO, C. (1988). – “Dynamic Competition with Switching Costs”, *Rand Journal of Economics*, 19, pp. 123-37.
- GALI, J. (1992). – “Monopolistic Competition, Business Cycles, and the Composition of Aggregate Demand”, *mimeo*.
- GOTTFRIES, N. (1986). – “Price Dynamics of Exporting and Import-Competing Firms”, *Scandinavian Journal of Economics*, 88, pp. 417-436.
- GUESNERIE, R., WOODFORD, M. (1992). – “Endogenous Fluctuations”, in Jean Jacques Laffont, de. *Advances in Economic Theory : Proceedings of the 6th World Congress of the Econometric Society*, Vol 2, Cambridge University Press, Cambridge.
- HAIRAULT, J.-O., PORTIER, F. (1992). – “Money, New-Keynesian Macroeconomics and the Business Cycle”, *mimeo*, *European Economic Review*, forthcoming.
- HALL, R. (1988). – “The Relation Between Price and Marginal Cost in U.S. Industry”, *Journal of Political Economy*, 96, pp. 921-48.
- HALL, R. (1990). – “Invariance Properties of Solow’s Productivity Residual”, in Peter A. Diamond de. *Growth, Productivity and Unemployment, Essays to Celebrate Bob Solow’s Birthday*, Cambridge : MIT Press.
- HAMMOUR, M. L. (1988). – “Increasing Returns and Endogenous Business Cycles”, ch 1 of Ph. D. Dissertation at Massachusetts Institute of Technology.
- HAMMOUR, M. L. (1991). – “Overhead Costs and Economic Fluctuations”, *Discussion Paper 547*, Columbia University Working paper.
- HANSEN, L. P., SARGENT, T. (1980). – “Formulating and Estimating Dynamic Linear Rational Expectations Models”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 2, pp. 7-46.
- HORNSTEIN, A. (1993). – “Monopolistic Competition, Increasing Returns to Scale and the Importance of Productivity Changes”, *Journal of Monetary Economics*, 31, pp. 299-316.
- KING, R. G., PLOSSER, C. I., REBELO, S. (1988). – “Production, Growth and Business Cycles : I. The Basic Neoclassical Model”, *Journal of Monetary Economics*, 21, pp. 195-232.
- KING, R. G., PLOSSER, C. I., REBELO, S. (1988). – “Production, Growth and Business Cycles : II. New Directions”, *Journal of Monetary Economics*, 21, pp. 309-342.
- KLEMPERER, P. D. (1987). – “Markets with Consumer Switching Costs”, *Quarterly Journal of Economics*, 102, pp. 375-94.
- KYDLAND, F. E., PRESCOTT, E. C. (1982). – “Time to Build and Aggregate Fluctuations”, *Econometrica*, 50, pp. 1345-70.
- MANKIW, N. G. (1988). – “Imperfect Competition and the Keynesian Cross”, *Economic Letters*, 26, pp. 7-13.
- MORRISON, C. J. (1990). – “Market Power, Economic Profitability and Productivity Growth Measurement : An Integrated Structural Approach”, *NBER Working Paper 3355*.
- PANZAR, J. C. (1989). – “Technological Determinants of Firm and Industry Structure”, in R. Schmalensee and R. D. Willig, eds., *Handbook of Industrial Organization*, North-Holland, Amsterdam.

- PHELPS, Ed. S. (1992). – “Consumer Demand and Equilibrium Unemployment in a Working Model of the Customer-Market Incentive-Wage Economy”, *Quarterly Journal of Economics*, 107, pp. 1003-32.
- PHELPS, Ed. S., WINTER, S. G. (1970). – “Optimal Price Policy under Atomistic Competition”, in E. Phelps de., *Microeconomic Foundations of Employment and Inflation Theory*, W. W. Norton and Co., New York.
- PLOSSER, C. I. (1989). – “Understanding Real Business Cycles”, *Journal of Economic Perspectives*, 3, pp. 51-78.
- ROTEMBERG, J. J., SALONER, G. (1986). – “A Supergame-Theoretic Model of Price Wars during Booms”, *American Economic Review*, 76, pp. 390-407.
- ROTEMBERG, J. J., WOODFORD, M. (1991). – “Markups and the Business Cycle”, *Macroeconomics Annual*, pp. 63-128.
- ROTEMBERG, J. J., WOODFORD, M. (1992). – “Oligopolistic Pricing and the Effects of Aggregate Demand on Economic Activity”, *Journal of Political Economy*, 100, pp. 1153-1207.
- ROTEMBERG, J. J., WOODFORD, M. (1993). – “Imperfect Competition and the Effects of Energy Price Increases on Economic Activity”, *mimeo*.
- SILVESTRE, J. (1993). – “The Market-Power Foundations of Macroeconomic Policy”, *Journal of Economic Literature*, 31, pp. 105-141.
- STARTZ, R. (1989). – “Monopolistic Competition as a Foundation for Keynesian Macroeconomic Models”, *Quarterly Journal of Economics*, 104, pp. 737-52.
- SUMMERS, L. (1981). – “Taxation and Corporate Investment: A q Theory Approach”, *Brookings Papers on Economic Activity*, pp. 67-127.
- TELLIS, G. J. (1988). – “The Price Elasticity of Selective Demand: A Meta-Analysis of Econometric Models of Sales”, *Journal of Marketing Research*, 25, pp. 331-41.
- WOODFORD, M. (1986). – “Stationary Sunspot Equilibria : The Case of Small Fluctuations around a Deterministic Steady State”, unpublished, University of Chicago.
- WOODFORD, M. (1988). – “Expectations, Finance and Aggregate Instability”, in M. Kohn and S.-C. Tsiang eds., *Finance Constraints, Expectations and Macroeconomics*, Oxford : Oxford University Press.
- WOODFORD, M. (1991). – “Self-Fulfilling Expectations and Fluctuations in Aggregate Demand”, in N. G. Mankiw and D. Romer eds., *New Keynesian Economics*, Cambridge : MIT Press.
- YUN, T. (1993). – “Nominal Price Rigidity, Endogenous Money and Business Cycles”, University of Chicago, *mimeo*.