

Chocs de demande et fluctuations du taux de marge : une évaluation du modèle de collusion implicite*

Frédéric Dufourt**

EUREQUA, Université de Paris 1

1 Introduction

L'observation fréquente d'un comportement procyclique de l'emploi et du salaire réel en réponse à divers chocs de demande a mis en évidence les insuffisances du modèle de cycle économique de concurrence parfaite, dont l'unique mécanisme de transmission de ces chocs repose sur un effet de richesse affectant l'offre de travail (Christiano et Eichenbaum, 1992). La pratique courante face à cette incapacité du modèle canonique à rendre compte des faits observés a donc consisté à introduire des effets supplémentaires portant sur la demande de travail, et notamment via l'introduction de rigidités nominales de prix. Bien que cette modélisation s'avère efficace dans l'optique concernée (Hairault et Portier, 1993), elle reste pourtant marquée du traditionnel scepticisme qui a souvent été affiché face à l'hypothèse de rigidité des prix¹.

En 1992, Rotemberg et Woodford ont proposé, dans un article influent, une explication alternative du déplacement de la demande de travail à celle s'appuyant sur une rigidité exogène des prix. Rappelant que, dans un monde de concurrence imparfaite (et en l'absence de progrès technique),

* Je tiens à remercier Antoine d'Autume, Russel Cooper, David Encaoua, Jean-Olivier Hairault, Gilles Le Garrec et Hubert Kempf pour leurs remarques et suggestions qui m'ont permis d'améliorer cet article.

** EUREQUA, Université de Paris 1, Maison des Sciences Économiques, 106-112 Bd de l'hôpital, F-75647 Paris cédex 13, France.

¹ Ainsi Blanchard (1997), dans son discours sur le « noyau » de la macroéconomie, affirmait-il en évoquant cette hypothèse : « Ces explications ne sont-elles pas essentiellement ad-hoc ?... N'y a-t-il pas une autre manière de considérer les fluctuations qui soit intellectuellement plus attrayante ? ».

la demande de travail issue des firmes s'écrit

$$F_H(K_t, H_t) = \mu_t w_t$$

où H_t , K_t , et w_t désignent l'emploi, le capital et le salaire réel, et où μ_t est un taux de marge, ils montrent qu'un choc de demande ne peut se répercuter sur la demande de travail *que* s'il affecte le taux de marge d'équilibre des firmes. Plus précisément, ils rappellent que l'obtention d'une procyclicité du salaire réel après un choc de demande nécessite d'expliquer pourquoi il y a une réaction *contracyclique* du taux de marge.

Dans un modèle avec rigidités de prix, cette diminution du taux de marge survient de manière automatique, puisque la hausse des coûts résultant de la pression de la demande ne peut être répercutée entièrement sur le prix. Par opposition, Rotemberg et Woodford (1992) proposent une explication où cette contracyclicité survient de façon endogène, et dans un univers où tous les marchés s'équilibrent instantanément. Le mécanisme évoqué est en fait une extension dans un cadre d'équilibre général dynamique du modèle de collusion implicite proposé par Rotemberg et Saloner (1986) : lorsque la demande est en phase haute, l'incitation à rompre le contrat implicite sur les prix est plus forte; il en résulte que seul un taux de marge plus faible peut être soutenable dans un équilibre parfait en sous-jeu. Cette baisse du taux de marge augmente à son tour la demande de travail, et le choc de demande devient bien susceptible de générer une évolution positive de l'emploi et du salaire réel.

Destiné à s'affranchir d'un mécanisme jugé incertain de transmission des chocs sur la demande de travail, le modèle de collusion implicite n'a pourtant pas suscité non plus une adhésion générale : dans la discussion qui a suivi la présentation d'une version antérieure de ce modèle (Rotemberg et Woodford, 1991), les rapporteurs ont ainsi fait part de leurs réserves quant à la pertinence de ce mécanisme pour expliquer des fluctuations importantes du taux de marge et de l'emploi. Rotemberg et Woodford proposent bien des évaluations empiriques à l'appui de leur théorie, mais leurs études font intervenir des variables largement soumises à des biais statistiques, et les résultats qu'ils obtiennent sont donc fragiles et peu robustes face à des spécifications alternatives². Quant au modèle théorique, celui-ci fait l'objet de simulations numériques pour quantifier l'importance des effets envisagés : cependant, le paramètre le plus important à cet égard, l'élasticité du taux de marge à une variation des dépenses publiques, n'est pas déterminé explicitement dans leur modèle et est donc fixé de manière largement arbitraire³.

Nous proposons donc dans cet article une réévaluation du modèle de collusion implicite en comparant ses prédictions aux principaux faits stylisés

² Dans son commentaire, Ramey (1991) concluait ainsi que « les preuves présentées [dans l'article] ne sont pas décisives ».

³ Rotemberg et Woodford montrent en effet qu'il existe une borne théorique supérieure pour cette élasticité, et choisissent de retenir cette borne dans leurs simulations. La conséquence évidente est que les effets estimés ont toutes les chances d'être considérablement surévalués par rapport à des spécifications standards.

associés aux chocs de demande, et mis en évidence dans plusieurs études empiriques⁴. Nous nous concentrons plus particulièrement sur le comportement du salaire réel, puisque c'est celui-ci qui permet de discriminer entre les mécanismes concurrents d'ajustement sur le marché du travail. Nous étudions spécifiquement la capacité du modèle de collusion implicite à reproduire la réaction procyclique de l'emploi, de la production et, surtout, du salaire réel en réponse à un choc de dépenses publiques, en proposant une version totalement spécifiée du modèle original qui permet donc une détermination endogène de l'élasticité du taux de marge. Bien que cette détermination analytique soit quelque peu spécifique aux formes fonctionnelles retenues, elle présente l'avantage de pouvoir évaluer précisément l'ampleur des effets réels générés par le mécanisme de collusion implicite. Elle autorise de plus une comparaison directe avec les mécanismes concurrents de fluctuations des marges proposés dans la littérature, et qui ont généralement été spécifiés dans un cadre analytique identique.

Dès lors, ce nouveau modèle peut être introduit dans un cadre d'équilibre général dynamique et être étalonné sur données américaines. Dans ce contexte, on montre que pour des valeurs réalistes des paramètres gouvernant l'offre de travail, le modèle de collusion implicite ne parvient pas à reproduire la procyclicité du salaire réel ni une variabilité importante de la production et de l'emploi. L'élément principal expliquant cet échec réside dans la très faible réaction du taux de marge face à des variations de la demande globale. On conclut donc que le modèle de collusion implicite ne parvient qu'imparfaitement à se substituer à l'hypothèse de rigidités nominales pour s'approcher suffisamment des réalités observées.

Le reste de l'article est organisé de la manière suivante : la section 2 propose une version totalement spécifiée du mécanisme de collusion implicite. La section 3 présente les résultats des simulations en équilibre général, et compare les prédictions du modèle aux réponses observées. La section 4 offre quelques remarques de conclusion.

2 Une version totalement spécifiée du mécanisme de collusion implicite

2.1 La structure de l'économie

L'économie est composée d'un nombre I de secteurs. À chaque date t , la production d'un secteur, q_t^i , résulte de l'agrégation des quantités produites par les m firmes de ce secteur. Nous supposons que ces biens produits par les firmes sont des substituts imparfaits du point de vue des consommateurs, de sorte que si ϵ est l'élasticité (constante) de substitution intra-industrie

⁴ Voir par exemple Rotemberg et Woodford (1992), Kandil (1995), Christiano et al. (1997), et Galí (1999).

($\epsilon > 1$), q_t^i peut être défini par

$$q_t^i = m \left[\frac{1}{m} \sum_{j=1}^m (y_t^{ij})^{\frac{\epsilon-1}{\epsilon}} \right]^{\frac{\epsilon}{\epsilon-1}}$$

De façon similaire, ces indices caractérisant la production de chaque industrie ne sont pas parfaitement substituables du point de vue des consommateurs. En notant par η l'élasticité de substitution inter-industrie ($\eta > 1$), le niveau de production global correctement défini s'écrit alors

$$Y_t = I \left[\frac{1}{I} \sum_{i=1}^I (q_t^i)^{\frac{\eta-1}{\eta}} \right]^{\frac{\eta}{\eta-1}}$$

La structure de l'économie repose donc sur un double niveau d'agrégation : le premier est opéré au niveau des branches et définit un bien composite en fonction de la production des m firmes de cette industrie. Le second est opéré au niveau global et définit la production totale en agrégeant la production des I industries. Cette structure est assez riche et généralise notamment l'approche couramment retenue d'une concurrence à la Cournot au sein de chaque industrie⁵. Pour des raisons qui apparaîtront ultérieurement, on suppose à ce niveau que $\epsilon > \eta$, c'est-à-dire que la substituabilité intra-industrie est plus forte que la substituabilité inter-industrie⁶.

Pour un niveau donné de demande agrégée, les choix optimaux des consommateurs, définis à partir de la structure de préférences établie ci-dessus, les conduisent à adresser une fonction de demande à l'industrie i qui s'écrit :

$$q_t^i = \frac{1}{I} \left(\frac{P_i}{P} \right)^{-\eta} Y_t \tag{1}$$

où $P = \left[\frac{1}{I} \sum P_i^{1-\eta} \right]^{\frac{1}{1-\eta}}$ est l'indice des prix agrégé.

On peut déduire de façon identique la demande adressée à la firme j de l'industrie i :

$$y_{ij} = \frac{1}{m} \left(\frac{P_{ij}}{P_i} \right)^{-\epsilon} q_i \tag{2}$$

où $P_i = \left[\frac{1}{m} \sum_{ij}^{1-\epsilon} P \right]^{\frac{1}{1-\epsilon}}$ s'assimile au prix de q_i .

En notant $y_t = \frac{Y_t}{mI}$, la substitution de (1) dans (2) permet de réécrire :

$$y_{ij} = \left(\frac{P_{ij}}{P} \right)^{-\epsilon} \left(\frac{P_i}{P} \right)^{\epsilon-\eta} y_t \tag{3}$$

⁵ En particulier, il suffit de faire tendre ϵ vers l'infini pour retrouver cette hypothèse.

⁶ Cette hypothèse semble réaliste si l'on considère que les industries sont définies par la production de biens relativement homogènes et peu différenciés. Elle impose en revanche de séparer les activités à caractère complémentaire en deux branches distinctes.

La demande de chaque entreprise dépend donc négativement de son prix relatif, et positivement du prix relatif moyen de son industrie. L'intuition de ce constat est particulièrement simple : la hausse du prix moyen de l'industrie i déclenche deux phénomènes qui s'opposent

- un phénomène de substitution inter-branche,
- un phénomène de substitution intra-branche.

Le premier phénomène vient réduire la demande totale adressée à l'industrie i , alors que le second vient accroître la part de cette demande qui se tourne vers la firme ij . Dans la mesure où $\epsilon > \eta$, le deuxième effet domine, de sorte que la hausse du prix moyen de l'industrie i provoque en définitive une augmentation de la demande adressée à la firme ij .

Connaissant sa courbe de demande objective (3), chaque entreprise décide alors de son prix et de son niveau de production. La fonction de production individuelle est donnée par :

$$y_{ij} = K_{ij}^\alpha H_{ij}^{1-\alpha} - \Phi \quad (4)$$

où K_{ij} et H_{ij} désignent le niveau de capital et de travail utilisés par la firme ij , et où Φ est un coût fixe. La présence d'un coût fixe dans la fonction de production implique que les rendements d'échelles sont croissants bien que, au niveau individuel, le coût marginal reste constant⁷.

La maximisation sous contrainte du profit opérée par la firme la conduit à appliquer une règle de prix particulièrement simple :

$$P_{ij} = \mu_{ij} Cm$$

c'est-à-dire que les firmes choisissent d'appliquer un taux de marge μ_{ij} sur leur coût marginal (défini explicitement à l'équilibre général).

Cette règle de prix peut alors être substituée dans les indices de prix définis précédemment, de manière à obtenir

$$P_i = \mu_i Cm$$

et

$$P = \mu Cm$$

où $\mu_i = \left[\frac{1}{m} \sum_{ij}^{1-\epsilon} \mu \right]^{\frac{1}{1-\epsilon}}$ et $\mu = \left[\frac{1}{J} \sum_i^{1-\eta} \mu \right]^{\frac{1}{1-\eta}}$ sont les équivalents CES de P_i et P .

Ainsi, la constance du coût marginal Cm se traduit par le jeu d'égalités suivant

$$Cm = \frac{P_{ij}}{\mu_{ij}} = \frac{P_i}{\mu_i} = \frac{P}{\mu} \quad (5)$$

⁷ La constance, au niveau individuel, du coût marginal résulte de la propriété d'homogénéité de degré 1 de la fonction de production *hors coûts fixes*. Voir Hornstein (1993) pour une discussion précise de ce point.

ce qui montre que le coût marginal au niveau décentralisé peut s'exprimer indifféremment en fonction des variables individuelles ou agrégées de l'économie, sans qu'il soit nécessaire pour cela d'invoquer un quelconque argument de symétrie.

La conséquence importante des égalités (5) est que le profit réel (hors coûts fixes) réalisé par une entreprise

$$\begin{aligned}\pi_{ij} &= \frac{P_{ij}}{P} y_{ij} - \frac{Cm}{P} y_{ij} \\ &= \left(\frac{\mu_{ij} - 1}{\mu} \right) y_{ij}\end{aligned}$$

peut, en utilisant (3), s'écrire sous la forme suivante

$$\pi_{ij} = \frac{\mu_{ij} - 1}{\mu} \left(\frac{\mu_{ij}}{\mu} \right)^{-\epsilon} \left(\frac{\mu_i}{\mu} \right)^{\epsilon - \eta} y \quad (6)$$

De façon naturelle, le profit d'une firme dépend directement de son taux de marge. Mais l'expression (6) montre qu'il dépend également du taux de marge appliqué par les autres firmes de son industrie. Dans la mesure où $\epsilon > \eta$, le profit de la firme augmente lorsque ses concurrentes choisissent un taux de marge plus élevé. La présence de cette externalité positive dans la fonction de profit est importante puisqu'elle permet de comprendre, en suivant l'analyse de Cooper et John (1988), que le taux de marge non-coopératif ne sera pas celui qui maximise (6). Ainsi, les firmes vont être incitées à trouver une forme de collusion entre elles, au niveau de l'industrie, pour éviter la bataille des taux de marge et la chute des profits. Cette forme de collusion n'est toutefois pas triviale, car il est clair que chaque firme peut être incitée à ne pas respecter ex-post la collusion, de manière à s'accaparer un supplément de profit. L'intuition de ce phénomène apparaît de manière parfaitement simple si l'on envisage le cas d'une optimisation statique (équilibre sur une période). Dans un tel cadre, quel que soit le niveau du taux de marge collusif proposé, chaque firme décidera en définitive de son taux de marge réel en maximisant (6) par rapport à son unique argument μ_{ij} . Elle choisira donc le taux de marge

$$\mu_{ij}^* = \frac{\epsilon}{\epsilon - 1} \equiv \mu_B$$

μ_B s'interprète comme un équilibre de Bertrand⁸. Dans un équilibre statique, aucun taux de marge différent de μ_B n'est soutenable, bien que toutes les firmes d'une industrie gagneraient à tarifer simultanément un taux de

⁸ On définit comme équilibre de Bertrand le taux de marge qui surviendrait en l'absence de toute collusion au sein d'une industrie.

marge supérieur. Pour qu'une collusion sur μ_i soit réalisable, il est donc nécessaire d'envisager un cadre dynamique dans lequel les interactions répétées entre les firmes permettent d'éviter la chute vers l'équilibre de Bertrand. L'objet des développements suivants est donc de montrer quels taux de marge collusifs peuvent effectivement être soutenables dans un équilibre parfait en sous-jeux.

2.2 Etude de l'équilibre collusif

En suivant Tirole (1988), nous considérons qu'un taux de marge μ_i est un équilibre parfait en sous-jeux (EPSJ) si les gains individuels instantanés à dévier de μ_i sont inférieurs aux pertes futures actualisées liées à la mise en œuvre de représailles par les autres firmes de l'industrie. Cette caractérisation nous conduit en premier lieu à calculer, à la manière de Rotemberg et Woodford, le profit par unité de produit agrégé d'une firme qui déciderait de *respecter* la collusion sur μ_i . En utilisant (6), ce profit s'écrit

$$\pi(\mu_i, \mu) = \frac{\mu_i - 1}{\mu} \left(\frac{\mu_i}{\mu} \right)^{-\eta} \quad (7)$$

Il est utile à ce niveau de remarquer que $\pi(\mu_i, \mu)$ est unimodale et admet un maximum pour

$$\mu_i = \frac{\eta}{\eta - 1} \equiv \mu_M \quad (8)$$

μ_M peut être interprété comme le taux de marge de collusion parfaite au sein de l'industrie i . Il correspond en effet au taux de marge qu'appliquerait une industrie si celle-ci se comportait comme un monopole : en négligeant la baisse du taux de marge résultant de la concurrence entre ses firmes, chaque industrie ne prendrait en effet en compte que l'élasticité de substitution inter-industrie pour déterminer ses règles de prix optimales. Il en résulterait un taux de marge d'équilibre qui prend une forme parfaitement standard⁹.

Symétriquement à l'analyse précédente, l'étude des EPSJ implique également d'évaluer le profit instantané, par unité de produit agrégé, d'une firme qui choisirait de *ne pas respecter* la collusion sur le taux de marge μ_i . Nous avons montré au paragraphe précédent que ce profit s'écrivait

$$\pi^d(\mu_i, \mu) = \max_{\mu_{ij}} \frac{\mu_{ij} - 1}{\mu} \left(\frac{\mu_{ij}}{\mu} \right)^{-\epsilon} \left(\frac{\mu_i}{\mu} \right)^{\epsilon - \eta} \quad (9)$$

⁹ En particulier, la collusion parfaite au sein d'une industrie ramène conceptuellement le modèle à une forme classique de concurrence monopolistique avec niveau d'agrégation unique, telle que celle définie dans Blanchard et Kiyotaki (1987).

et que le taux de marge solution de ce problème était l'équilibre de Bertrand μ_B . Il est alors utile de réécrire (9) sous sa forme explicite :

$$\pi^d(\mu_i, \mu) = \frac{\mu_B - 1}{\mu} \left(\frac{\mu_B}{\mu} \right)^{-\epsilon} \left(\frac{\mu_i}{\mu} \right)^{\epsilon - \eta} \quad (10)$$

Étant donnée sa forte non-linéarité, l'obtention d'une forme explicite pour la fonction (9) n'était pas a priori évidente. Le point crucial permettant ce résultat est que, dans notre modèle, μ_B est indépendant de μ_i , c'est-à-dire que le choix optimal d'une entreprise déviante ne dépend pas du niveau proposé du taux de marge collusif. Ce résultat, qui est lié à la constance de l'élasticité de substitution ϵ , ne peut être retrouvé dans le modèle de Rotemberg et Woodford (1992), puisque certaines hypothèses empêchent l'utilisation d'une fonction d'agrégation au niveau de l'industrie qui ait une élasticité de substitution constante. En conséquence, la fonction (9) doit être gardée sous une forme implicite, ce qui complique la résolution de l'équilibre et laisse indéterminés certains paramètres¹⁰.

Les fonctions $\pi(\mu_i, \mu)$ et $\pi^d(\mu_i, \mu)$ permettent désormais de calculer le gain net instantané d'une firme qui choisit de ne pas respecter la collusion sur μ_i . En notant par G_t^i ce gain, on a de façon évidente :

$$\begin{aligned} G_t^i &= [\pi^d(\mu_i, \mu) - \pi(\mu_i, \mu)] \\ &= \left[\frac{\mu_B - 1}{\mu} \left(\frac{\mu_B}{\mu_t} \right)^{-\epsilon} \left(\frac{\mu_t^i}{\mu_t} \right)^{\epsilon - \eta} - \frac{\mu_t^i - 1}{\mu_t} \left(\frac{\mu_t^i}{\mu_t} \right)^{-\eta} \right] y_t \end{aligned} \quad (11)$$

Pour que μ_i soit un EPSJ, ce gain instantané doit être inférieur aux pertes futures actualisées que subira la firme déviante lors de la mise en œuvre des représailles par les autres firmes de son industrie. Nous considérons, comme traditionnellement dans les modèles d'organisation industrielle, que la punition après déviation consiste à tarifier jusqu'à l'infini à l'équilibre de Bertrand. Cette règle a l'avantage d'être particulièrement simple et intuitive : dans la mesure où une firme constate une déviation, elle en déduit que la collusion a échoué et choisit donc, pour les périodes suivantes, le taux de marge qui maximise son profit individuel (soit μ_B). Cette règle est également celle qui s'impose de façon logique lorsque l'on considère qu'en raison des lois sur la concurrence, la collusion est nécessairement implicite et ne peut en aucun cas être négociée. Elle nous semble en particulier plus naturelle que la règle de représailles définie par Rotemberg et Woodford (1992), dans laquelle les firmes choisissent, pendant la phase de punition,

¹⁰ Voir en particulier l'hypothèse A2 de l'annexe, dans Rotemberg et Woodford (1992). Il faut cependant noter que l'utilisation d'une fonction d'agrégation à élasticité de substitution constante implique, par rapport au modèle canonique, de modifier les conditions qui soutiennent l'équilibre parfait en sous-jeux. Voir à ce propos les développements ultérieurs.

de tarifier un prix *inférieur* au coût marginal pour imposer un profit nul à la firme déviante¹¹.

Lorsque la collusion dans une industrie a échoué, toutes les firmes de cette industrie tarifent donc, lors des périodes suivantes, à l'équilibre de Bertrand. Il découle alors de (6) et (7) que la perte nette subie par une entreprise déviante s'écrit

$$x_t^{ij} = E \left\{ \sum_{k=1}^{\infty} \frac{\rho_{t+k}}{\rho_t} \left[\frac{\mu_{t+k}^i - 1}{\mu_{t+k}} \left(\frac{\mu_{t+k}^i}{\mu_{t+k}} \right)^{-\eta} - \frac{\mu_B - 1}{\mu_{t+k}} \left(\frac{\mu_B}{\mu_{t+k}} \right)^{-\eta} \right] y_{t+k} \right\} \quad (12)$$

où $\frac{\rho_{t+k}}{\rho_t}$ représente le prix des titres contingents de la période $t + j$ relativement à la période t , et s'interprète donc comme le facteur d'actualisation de la firme.

Pour qu'un taux de marge μ_i soit un EPSJ, le gain instantané à dévier doit être inférieur à la perte future (12). On doit donc avoir

$$G_t^i \leq x_t^{ij} \\ \Leftrightarrow \frac{\mu_B - 1}{\mu} \left(\frac{\mu_B}{\mu_t} \right)^{-\epsilon} \left(\frac{\mu_t^i}{\mu_t} \right)^{\epsilon - \eta} - \frac{\mu_t^i - 1}{\mu_t} \left(\frac{\mu_t^i}{\mu_t} \right)^{-\eta} \leq \frac{x_t^{ij}}{y_t} \quad (13)$$

Un résultat bien connu en économie de l'organisation industrielle est qu'il existe une infinité de valeurs satisfaisant (13), et donc autant d'équilibres parfaits en sous-jeu¹². Nous choisissons alors de retenir comme taux de marge d'équilibre le taux de marge le plus élevé parmi l'ensemble des valeurs soutenables : c'est en effet ce taux de marge qui maximise le profit collusif. Dans l'annexe A, nous montrons que ce taux de marge est compris dans l'intervalle $[\mu_B, \mu_M]$, et qu'il sature nécessairement l'inégalité (13).

Nous ne nous intéressons dans ce qui suit qu'aux équilibres symétriques, c'est-à-dire aux équilibres dans lesquels tous les agents choisissent en définitive le même taux de marge (sauf, éventuellement, la firme ij). Dans ce contexte, en notant $X_t = mI x_t$, l'égalité (13) peut se réécrire

$$\frac{\mu_B - 1}{\mu_t} \left(\frac{\mu_B}{\mu_t} \right)^{-\epsilon} - \frac{\mu_t - 1}{\mu_t} = \frac{X_t}{Y_t} \quad (14)$$

$$\Leftrightarrow f(\mu_t) = \frac{X_t}{Y_t} \quad (15)$$

¹¹ La règle de Rotemberg-Woodford présente en outre l'inconvénient de ne pas être applicable pour des fonctions d'agrégation CES, dans lesquelles tous les biens sont « essentiels », c'est-à-dire de demande positive pour tout niveau de prix relatif. La tarification à l'équilibre de Bertrand permet donc de s'affranchir de cet obstacle, tout en s'imposant comme plus naturelle. Il faut pourtant signaler que, dès lors, le taux de marge d'équilibre sélectionné n'est pas le taux de marge maximal dans la classe des équilibres potentiellement soutenables, définie sur l'ensemble des règles de repréailles crédibles. Voir Abreu (1986) pour une discussion précise de ce point.

¹² Il s'agit en effet d'un des nombreux cadres d'application du *Folk theorem* dans les jeux dynamiques.

De simples calculs permettent alors de montrer que :

$$f'(\mu_t) = \frac{1}{\mu_t^2} \left[\left(\frac{\mu_t}{\mu_B} \right)^\epsilon - 1 \right]$$

et, puisque $\mu_t > \mu_B$, que $f'(\mu_t) > 0$.

Le rapport X_t/Y_t peut être interprété comme un indicateur inverse du niveau de la demande actuelle : plus X_t/Y_t est faible, et plus la demande actuelle est relativement forte par rapport à son niveau futur. Le taux de marge d'équilibre apparaît donc comme une fonction croissante de ce rapport. Dans les sections suivantes, nous montrons qu'un choc positif de demande a pour effet de diminuer X_t/Y_t , et donc de provoquer une baisse du taux de marge d'équilibre. La raison de ce phénomène est particulièrement simple : la hausse de la demande a pour effet de renforcer le profit instantané par rapport aux profits futurs. En conséquence, le poids des représailles devient relativement moins important, et les firmes sont donc plus incitées à rompre la collusion sur les prix pour s'accaparer un supplément immédiat de profit. La collusion étant rendue plus difficile, seul un taux de marge plus faible reste soutenable dans un EPSJ.

3 Équilibre général et simulations

La section précédente a mis en évidence un mécanisme sophistiqué générant une contracyclité du taux de marge en réponse à des chocs de demande. Derrière les aspects stylisés, l'idée générale est que les firmes sont plus incitées à se battre sur les prix pendant les phases d'expansion que pendant les phases de récession. Un tel mécanisme était supposé, dans l'optique de Rotemberg et Woodford (1991, 1992, 1995, 1996) mieux rendre compte des faits stylisés associés aux chocs de demande, et en particulier en ce qui concerne la réponse du salaire réel. Nous vérifions dans cette section l'aptitude du modèle de collusion implicite à générer une procyclicité du salaire réel, en construisant un modèle d'équilibre général en concurrence imparfaite qui intègre le mécanisme décrit dans la section 2.

Pour alléger la présentation, les détails sur le calcul de l'équilibre général sont reportés en annexe B. Une attention particulière doit toutefois être portée à la linéarisation de la relation (15), puisque c'est cette équation qui est au cœur du mécanisme de collusion implicite. La linéarisation ainsi obtenue peut s'écrire

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

où ϵ_μ est l'élasticité du taux de marge par rapport à une variation de X_t/Y_t , un chapeau représentant le pourcentage de déviation d'une variable par rapport à son état stationnaire. Dans Rotemberg et Woodford (1992), cette

élasticité n'est pas déterminée de manière précise par le modèle, et les auteurs choisissent donc de la fixer de manière arbitraire¹³. Par opposition, on peut facilement déduire de (14) que dans notre modèle

$$\epsilon_{\mu} = \frac{\frac{X}{Y} \cdot \mu}{\left(\frac{\mu}{\mu_B}\right)^{\epsilon} - 1} \quad (16)$$

où X , Y et μ sont les valeurs des variables correspondantes à l'état stationnaire. Cette détermination endogène de l'élasticité du taux de marge, qui est évidemment dépendante de la forme fonctionnelle choisie, présente néanmoins l'avantage important de pouvoir déterminer avec précision l'ampleur réelle des effets générés par le mécanisme de collusion implicite. Dans la mesure où, depuis Dixit et Stiglitz (1977), les fonctions d'agrégation CES sont les plus fréquemment retenues dans les études sur les fluctuations économiques, cette détermination endogène de l'élasticité du taux de marge permet donc une comparaison directe avec les mécanismes concurrents de fluctuations des marges, et qui utilisent le même type d'agrégateur (par exemple, Blanchard et Kiyotaki (1987), Hairault et Portier (1993), Portier (1995), et Yun, 1996). En tant que telle, elle s'impose donc comme valeur de référence avant que ne soient envisagées des fonctions d'agrégation moins traditionnelles.

Étalonnage

Le modèle est étalonné sur données américaines en adoptant les valeurs de référence proposées dans la plupart des études sur le cycle économique. Les valeurs retenues des paramètres sont reportées dans le tableau 1.

σ	ϵ_{hw}	h	α	β	δ	μ	Φ	g/y	ρ_g	η
1	4	0.2	0.36	0.99	0.025	1.2	$(\mu - 1)y$	0.18	0.95	3

Tableau 1

Les paramètres σ et ϵ_{hw} (où ϵ_{hw} est l'élasticité de l'offre de travail) sont calibrés comme traditionnellement dans la littérature : en particulier, une élasticité de l'offre de travail au salaire réel de 4, compte tenu des nombreux problèmes de mesure, est considérée comme une valeur intermédiaire. La valeur moyenne des heures travaillées est fixée à 0.2. Le coût fixe Φ a été étalonné de manière à rendre compte de l'absence de profits purs dans le long terme dans l'économie américaine (un point documenté par Hall, 1988); en conséquence, le coefficient α représente la part des salaires dans le produit. Cette part étant évaluée pour l'ensemble de la période d'après-guerre à 64%, nous retenons donc $\alpha = 0.36$. Le taux de dépréciation du capital est

¹³ Rotemberg et Woodford montrent que cette élasticité se trouve nécessairement dans l'intervalle $[0, \mu - 1]$. Dans leurs simulations, ils décident de retenir la borne supérieure comme valeur d'étalonnage.

fixé à 2.5%. La part des dépenses publiques dans le PIB est fixée 18% (voir Burnside et Eichenbaum, 1996), et le coefficient autorégressif ρ_g est porté à 0.95, pour rendre compte de la forte persistance dans le processus temporel estimé. Enfin, le taux de marge μ dépend directement, dans le modèle, de l'élasticité de substitution intra-industrie ϵ : comme nous ne disposons pas de mesure précise de cette élasticité, nous calibrons plutôt μ et déduisons la valeur de ϵ pour les simulations. Les études microéconomiques sur données américaines suggèrent des facteurs de marge variant de 5% à 40% suivant les secteurs, avec une marge moyenne autour de 20% (voir Oliveira Martins et al., 1996). Nous retenons donc $\mu = 1.2$. Un problème identique se pose pour l'élasticité de substitution inter-industrie η . Toutefois, la théorie implique la restriction $\mu_M > \mu$: nous retenons donc une valeur de 3 pour η , qui correspond à un coefficient de marge μ_M de 1.5 (taux qui, dans le modèle, ne sera jamais atteint). Des études de sensibilité (non rapportées) montrent que les résultats des simulations sont très faiblement dépendants de la valeur donnée au paramètre η .

Simulations

Nous reproduisons dans la figure 1 les fonctions de réponse simulées du produit, de l'emploi, du taux de marge et du salaire réel à un choc de 1% sur les dépenses publiques (trait plein dans la figure). Conformément aux observations empiriques, la figure 1 montre que le modèle de collusion implicite génère bien une réaction procyclique de la production et de l'emploi, et une réaction contracyclique du taux de marge. Bien qu'il n'existe pas de consensus général à ce sujet, la contracyclicité du taux de marge a été reconnue pour les pays industrialisés par la plupart des études empiriques¹⁴. À cet égard, le modèle de collusion implicite offre donc une voie d'amélioration plutôt satisfaisante par rapport au modèle standard. En revanche, la figure 1 montre que le salaire réel réagit toujours contracycliquement au choc de demande, contrairement aux observations empiriques rappelées à ce sujet. De ce point de vue, le mécanisme de collusion implicite échoue donc dans une de ses motivations fondamentales.

La raison essentielle de cet échec réside dans l'extrême faiblesse des effets réels générés par le mécanisme de collusion implicite. En particulier la réaction du taux de marge, bien qu'étant orientée dans le bon sens, s'avère beaucoup trop faible pour engendrer des effets importants sur la demande du travail. Une illustration claire de ce point peut être trouvée dans la figure 1, dans laquelle apparaissent également les réponses de l'emploi et de la production issues du modèle standard (sans mécanisme de collusion implicite). De cette figure, on voit que les réponses impliquées par ces deux modèles sont pratiquement indistinguables.

La réaction très faible du taux de marge en réponse à un choc de dépenses publiques a son origine dans la valeur calculée de l'élasticité du

¹⁴ Voir notamment Bilts (1987), Rotemberg et Woodford (1991), Morrison (1994), et Oliveira Martins et al. (1996). Pour des résultats plus contradictoires, voir par exemple Domowitz et al. (1988).

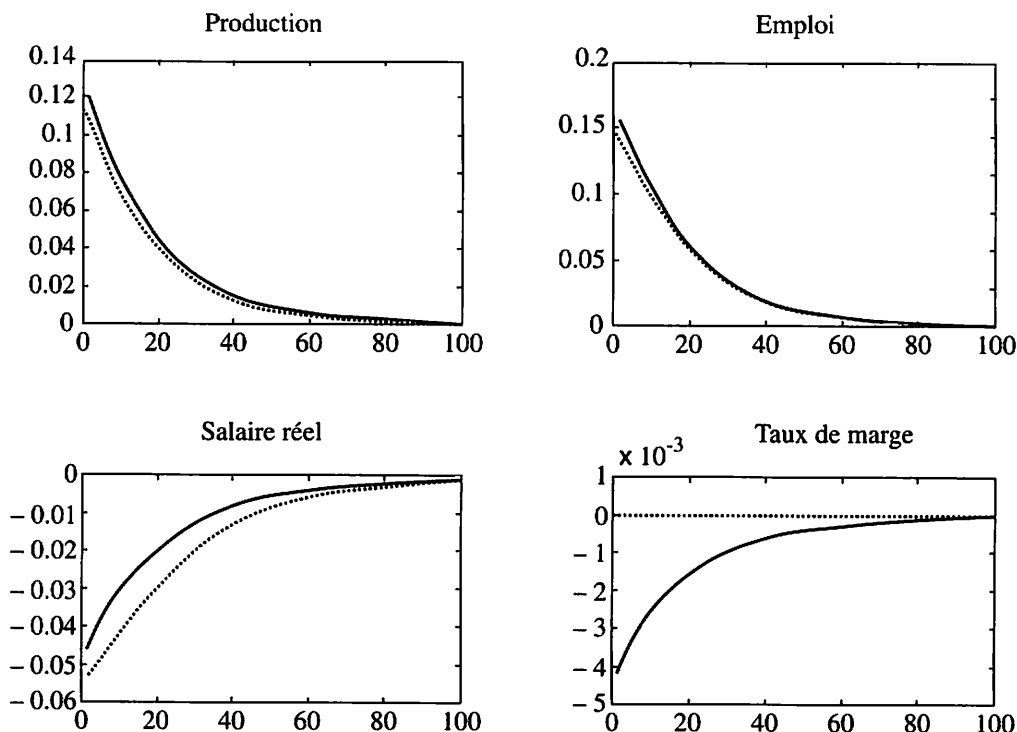


Figure 1: Fonctions de réponse à un choc de 1% sur les dépenses publiques (trait plein : modèle de collusion implicite avec élasticité endogène, trait hachuré : modèle canonique)

taux de marge. Rappelons que cette élasticité est ici déterminée de façon endogène grâce à l'équation (32). Or, dans le cas d'une spécification CES des fonction d'agrégation, cette valeur ne s'avère être que de

$$\epsilon_{\mu} = 0.024$$

qui est une valeur très éloignée de la borne supérieure retenue par Rotemberg et Woodford (1992, 1995). Comme on l'a déjà signalé, les fonctions d'agrégation CES sont celles qui sont traditionnellement utilisées dans les études sur le cycle économique. Dès lors, la valeur de cette élasticité est celle qui est directement comparable aux valeurs obtenues par les mécanismes concurrents de fluctuations des taux de marge, et qui conduisent à des effets réels beaucoup plus importants.

Il semble en outre que la borne supérieure retenue par Rotemberg et Woodford semble nécessiter des fonctions d'agrégation à comportement extrême (impliquant des variations considérables de l'élasticité de substitution pour des modifications marginales des prix), et dont la pertinence empirique est loin d'être établie. Pour vérifier la robustesse des résultats,

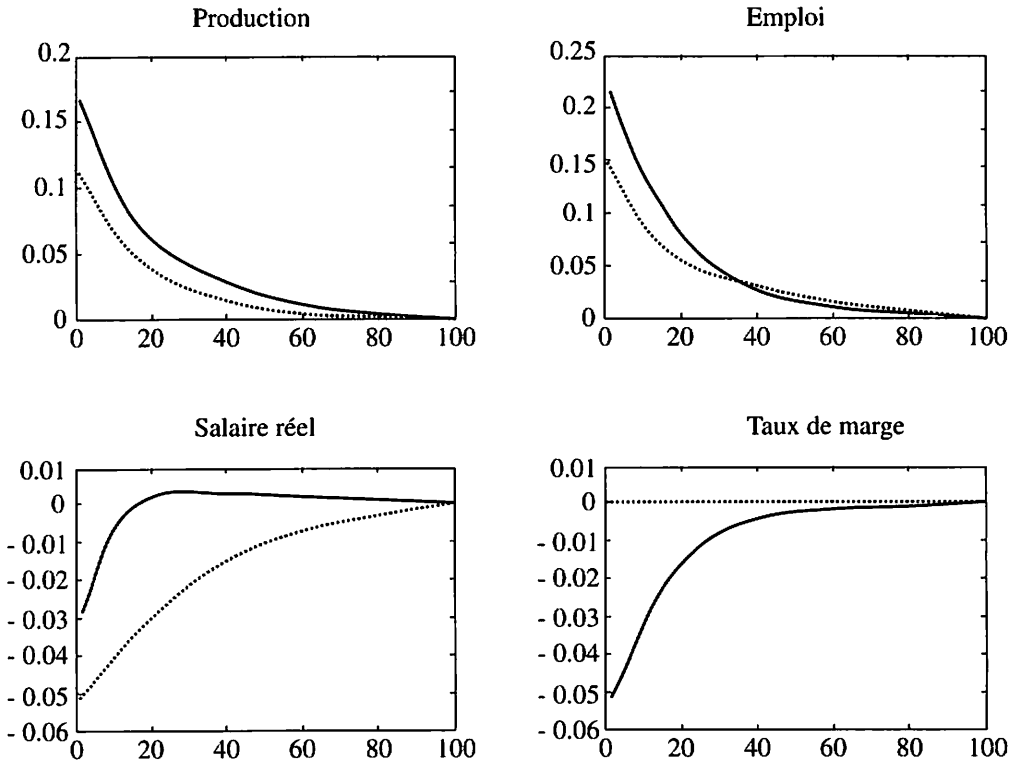


Figure 2 : *Fonctions de réponse à un choc de 1% sur les dépenses publiques (trait plein : modèle de collusion implicite avec élasticité maximale, trait hachuré : modèle canonique)*

nous reportons toutefois dans la figure 2 les fonctions de réponses simulées du taux de marge et du salaire réel lorsqu'est fixée de manière arbitraire l'élasticité du taux de marge à cette borne supérieure (soit 0.2).

Comme l'on pouvait s'y attendre, la figure 2 montre que la réaction contracyclique du taux de marge est dix fois supérieure à celle de la version avec élasticité endogène. De façon automatique, les effets sur la production et l'emploi sont donc plus importants. Pourtant, la figure 2 montre que ces effets ne sont toujours pas suffisants pour reproduire une réaction procyclique instantanée du salaire réel. Ainsi, même envisagé dans sa configuration la plus favorable, le mécanisme de collusion implicite ne parvient pas à générer des effets suffisants sur la demande de travail. En particulier, les effets réels sont nettement inférieurs à ceux impliqués par des mécanismes concurrents d'ajustement, et notamment ceux reposant sur une rigidité nominale des prix.

Robustesse des résultats

Une question importante restant à déterminer est de savoir si ce résultat de réaction très faible du taux de marge découle des hypothèses particulières que nous avons retenues, ou s'il s'avère robuste face à des spécifications alternatives. En particulier, deux caractéristiques importantes méritent d'être questionnées : la règle spécifique de représailles que nous avons retenue, et les valeurs imposées aux paramètres gouvernant l'offre de travail (les paramètres σ et ϵ_{hw}). La modification de chacune de ces caractéristiques est potentiellement de nature à bouleverser considérablement les résultats du modèle. Dans Dufourt (1999), j'ai considéré explicitement ces deux questions : il s'avère que les résultats sont peu sensibles aux différentes spécifications¹⁵.

J'ai étudié dans un premier temps la réaction du taux de marge face à d'autres règles de représailles souvent envisagées dans la littérature (une règle de punition maximale dans la classe des représailles crédibles, une règle avec probabilité non nulle de revenir dans le jeu après chaque déviation, etc...). Je montre alors que l'élasticité du taux de marge, évaluée avec des fonctions d'agrégation CES, s'avère toujours inférieure à celle correspondant à notre modèle de référence.

Ensuite, j'ai étudié la sensibilité de la réaction du taux de marge lorsque les paramètres σ et ϵ_{hw} sont modifiés. Les résultats obtenus ne sont pas directement comparables à ceux présentés dans la figure 1, car la déviation du salaire réel hors de toute variation du taux de marge est évidemment différente lorsque le comportement de l'offre de travail est affecté. La figure 3 montre malgré tout que même pour une large plage de valeurs considérées (les paramètres σ et ϵ_{hw} variant dans un intervalle de 0.1 à 5), le salaire réel réagit toujours de façon contracyclique au choc de dépenses gouvernementales. Dans Dufourt (1999), il est montré que même dans la configuration la plus favorable au mécanisme de collusion implicite (une forte élasticité de substitution intertemporelle associée à une faible élasticité de l'offre de travail), la réaction contracyclique du taux de marge ne s'avère être que de 38% celle qui aurait été nécessaire pour générer un comportement procyclique du salaire réel. D'un autre côté, le comportement d'autres variables centrales du modèle, telles que l'emploi ou la consommation, s'avère largement détérioré lorsque sont utilisés ces paramètres.

Ainsi, les résultats obtenus dans Dufourt (1999) tendent à renforcer l'argument principal de cet article : le mécanisme de collusion implicite, envisagé dans des configurations raisonnables, ne permet pas de générer des effets importants sur le taux de marge, et ne parvient donc pas à expliquer un déplacement suffisant de la demande de travail pour reproduire le comportement procyclique du salaire réel.

¹⁵ Pour ne pas multiplier les différentes expérimentations, et pour faciliter la comparaison avec la littérature, l'ensemble de ces résultats a été obtenu dans le cadre de référence avec élasticité endogène du taux de marge.

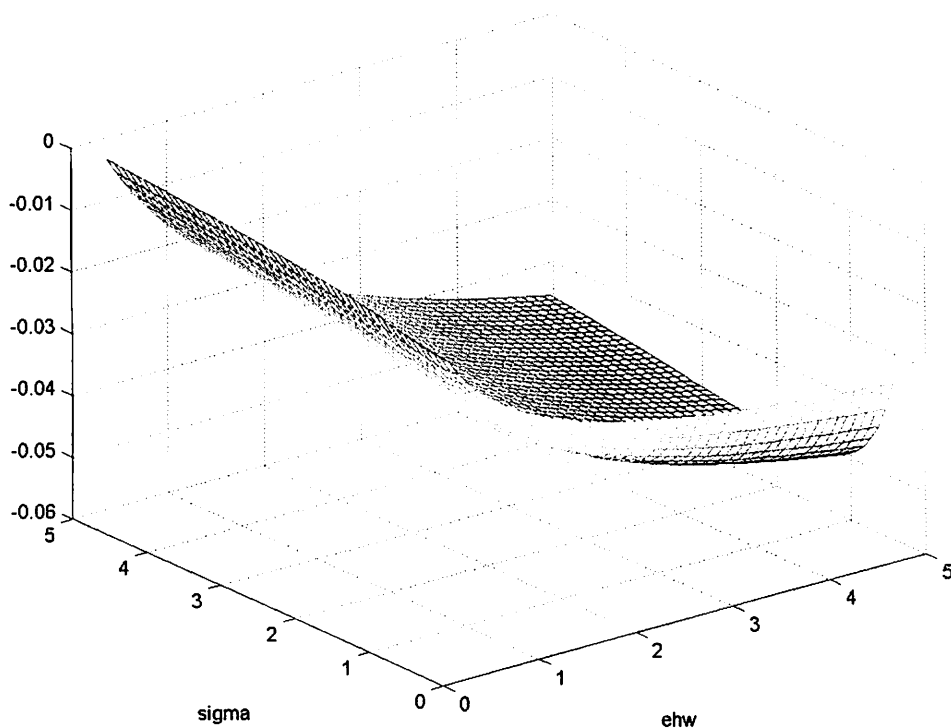


Figure 3 : *Sensibilité de la réponse du salaire réel aux paramètres de l'Offre de travail*

Cette difficulté à reproduire la procyclicité du salaire réel n'est d'ailleurs pas spécifique au modèle de collusion implicite, mais apparaît également dans de nombreux autres travaux cherchant à s'appuyer sur des fluctuations endogènes du taux de marge. Ainsi, dans Portier (1995), la contracyclicité du taux de marge est expliquée par le phénomène d'entrée-sortie de firmes en réponses à des chocs agrégés; or, dans son modèle, bien que la réaction instantanée du taux de marge est nettement plus importante, elle ne s'avère pas non plus suffisante pour parvenir à reproduire la procyclicité du salaire réel. En définitive, seuls les modèles avec rigidités de prix semblent permettre de rendre compte de ce fait stylisé¹⁶.

¹⁶ Dans Hairault et Portier (1993), où la rigidité nominale prend la forme d'un coût d'ajustement convexe des prix, le salaire réel répond ainsi très positivement à un choc monétaire.

4 Conclusion

L'explication de la procyclicité du salaire réel en réponse à un choc de demande constitue un enjeu essentiel pour discriminer entre les mécanismes concurrents d'ajustement sur le marché du travail. La Nouvelle Economie Keynésienne a, avec son hypothèse de rigidité exogène des prix, offert une interprétation convaincante qui réussit très bien à reproduire ce fait stylisé. Pourtant, d'autres explications ont été proposées pour se substituer à cette interprétation, au sein desquelles l'idée d'une contracyclicité endogène du taux de marge s'est avérée prépondérante. Dans cet article, nous avons cherché à évaluer quantitativement les prédictions générées par l'un de ces modèles, dans lequel la contracyclicité du taux de marge résulte du jeu de collusion implicite entre les firmes d'une industrie. Après avoir présenté une version totalement spécifiée qui permet donc une détermination explicite de l'élasticité du taux de marge, nous avons montré que, d'une manière générale, le mécanisme de collusion implicite ne parvenait pas à générer des effets suffisants sur la demande de travail pour reproduire la procyclicité du salaire réel. La raison de cet échec est que les variations du taux de marge résultant de modifications de la demande s'avèrent, dans ce modèle, extrêmement modestes et largement insuffisantes pour produire des effets importants sur l'emploi. En d'autres termes, même s'il fournit une voie d'amélioration importante par rapport aux modèles walrasiens standards, dans lesquels tout effet sur la demande de travail est a priori exclu, le modèle de collusion implicite ne saurait, selon nous, fournir à lui seul une explication exhaustive de la réaction de l'économie à un choc de demande.

Annexes

A - Démonstration de la saturation de l'inégalité (13)

Les taux de marges μ_B et μ_M permettent de délimiter un intervalle au sein duquel doit nécessairement se trouver le taux de marge collusif. En effet, la fonction $\pi(\mu_i, \mu)$ est croissante sur l'intervalle $[0, \mu_M]$: il n'est donc jamais efficace de se coordonner sur un taux de marge inférieur à l'équilibre de Bertrand μ_B . De façon similaire, $\pi(\mu_i, \mu)$ est décroissante sur le segment $[\mu_M, \infty[$: il n'est donc jamais efficace de se coordonner sur un taux de marge supérieur à μ_M . Un équilibre collusif prend donc nécessairement ses valeurs dans l'intervalle $[\mu_B, \mu_M]$, et la fonction de profit collusif croît le long de cet intervalle.

Dans l'inégalité (13), le membre de droite ne dépend pas de la décision instantanée de l'industrie i , puisque chaque industrie est négligeable devant les grandeurs agrégées, et que les choix futurs du taux de marge en cas de collusion ou de déviation ne sont pas affectés par la valeur retenue de μ_i^t . En conséquence, l'industrie représentative considère paramétriquement la valeur du membre de droite. D'un autre côté, le membre de gauche est croissant sur l'intervalle $[\mu_B, \mu_M]$. Comme $\pi(\mu_i^t, \mu_t)$ est également croissante sur cet intervalle, choisir le taux de marge qui maximise le profit collusif revient à sélectionner la valeur maximale de cet intervalle qui soit compatible avec l'inégalité (13). Dans la mesure où la borne μ_M n'est pas atteinte, cette valeur maximale est donc celle qui sature (13). Pour la paramétrisation retenue, la borne μ_M n'est jamais atteinte.

B - Équilibre général

Le consommateur maximise son utilité intertemporelle, définie sur ses niveaux de consommation et de loisir

$$\max_0 E \left\{ \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t (C_t^{1-\sigma} v(1-h_t)) \right\}$$

sous sa contrainte de budget

$$K_{t+1} = (1 - \delta)K_t + w_t H_t + r_t K_t + \Pi_t - C_t - G_t$$

où Π_t est le profit réalisé par les firmes, et G_t le montant réel de dépenses publiques.

Les firmes maximisent leur profit anticipé en adoptant une collusion implicite sur les prix. La règle de décision du prix, calculée dans la section 2, conduit à appliquer un taux de marge μ_t sur le coût marginal, en suivant la règle

$$f(\mu_t) = \frac{X_t}{Y_t}$$

où $f(\mu_t)$ est donnée par (14), et avec

$$X_t = E_t \left\{ \sum_{k=1}^{\infty} \frac{\rho_{t+k}}{\rho_t} \left[\frac{\mu_{t+k} - 1}{\mu_{t+k}} - \frac{\mu_B - 1}{\mu_{t+k}} \left(\frac{\mu_B}{\mu_{t+k}} \right)^{-\eta} \right] Y_{t+k} \right\}$$

Elle décide de sa combinaison de facteurs en minimisant son coût total

$$\text{Min } CT(K_t, H_t) = w_t H_t + r_t K_t$$

sous la contrainte définie par la fonction de production (4). On en déduit les demandes optimales de facteur

$$H_t = \left(\frac{\alpha}{1-\alpha} \right)^{-\alpha} \left(\frac{w_t}{r_t} \right)^{-\alpha} (Y_t + \Phi)$$

$$K_t = \left(\frac{\alpha}{1-\alpha} \right)^{1-\alpha} \left(\frac{w_t}{r_t} \right)^{1-\alpha} (Y_t + \Phi)$$

ainsi que l'expression du coût marginal réel

$$\frac{Cm}{P} = \alpha^{-\alpha} (1-\alpha)^{-(1-\alpha)} r_t^\alpha w_t^{1-\alpha}$$

qui, au niveau individuel, est considéré comme constant (un individu étant négligeable devant les grandeurs agrégées).

Le processus des dépenses publiques est donné par

$$\ln G_t = (1 - \rho_g) \ln \bar{G} + \rho_g \ln G_{t-1} + \epsilon_{g,t}$$

où $\epsilon_{g,t} \sim N(0, \sigma_g^2)$ est l'innovation du processus.

Les ménages et les firmes ont accès à un marché (implicite) des titres. La condition d'équilibre sur ce marché s'écrit

$$\rho_t = \beta^t \lambda_t$$

L'ensemble de ces conditions d'équilibre et des processus exogènes conduit à un système dynamique en anticipation rationnelle qui peut être log-linéarisé et résolu par des méthodes de résolution standards.

References

- Abreu D., (1986), "Extremal equilibria of oligopolistic supergames", *Journal of Economic Theory*, 39, pp. 191-225.
- Bils M., (1987), "The Cyclical Behavior of Marginal Cost and Price", *American Economic Review*, 77, pp. 839-855.
- Blanchard O., (1997), "Is there a core of usable Macroeconomics?", *American Economic Review*, 87, pp. 244-246.
- Blanchard O. et N. Kiyotaki, (1987), "Monopolistic competition and the effects of aggregate demand", *American Economic Review*, 77, pp. 647-666.
- Burnside C. et M. Eichenbaum, (1996), "Factor hoarding and the propagation of business cycle shocks", *American Economic Review*, 86, pp. 1154-1174.
- Christiano L. J. et M. Eichenbaum, (1992), "Current real-business-cycle theories and aggregate labor-market fluctuations", *American Economic Review*, 82, pp. 430-450.
- Christiano L. J., M. Eichenbaum et C. L. Evans, (1997), "Sticky price and limited participation models of money : a comparison", *European Economic Review*, 41, pp. 1201-1249.
- Cooper R. et A. John, (1988), "Coordinating coordination failures in keynesian models", *Quarterly Journal of Economics*, 103, pp. 441-463.
- Dixit A. K. et J. E. Stiglitz, (1977), "Monopolistic competition and optimum product diversity", *American Economic Review*, 67, pp. 297-308.
- Dufourt F., (1999), *Chocs de demande et fluctuations du taux de marge : Une évaluation du modèle de collusion implicite*, document de travail, EUREQua, Université de Paris 1.
- Galí J., (1999), "Technology, Employment, and the business cycle : Do technology shocks explain aggregate fluctuations?", *American Economic Review*, 89, pp. 249-271.
- Hairault J-O. et F. Portier, (1993), "Money, New-Keynesian macroeconomics and the business cycle", *European Economic Review*, 37, pp. 1533-1568.
- Hall R. E., (1988), "The relation between price and marginal cost in US industry", *Journal of Political Economy*, 96, pp. 921-947.
- Hornstein A., (1993), "Monopolistic competition, increasing returns to scale, and the importance of productivity shocks", *Journal of Monetary Economics*, 31, pp. 299-316.
- Kandil M., (1995), *Sticky wage or sticky price ? Analysis of the cyclical behavior of the real wage*, working paper, University of Wisconsin-Milwaukee.

- Morrison C. J., (1994), "The cyclical nature of markups in Canadian manufacturing: a production theory approach", *Journal of Applied Econometrics*, 9, pp. 269-282.
- Oliveira Martins J., S. Scarpetta et D. Pilat, (1996), « Comportement de taux de marge, structure de marché et cycle économique », *Revue Economique de L'OCDE*, 27, pp. 81-120.
- Portier F., (1995), "Business formation and cyclical markups in the French business cycle", *Annales d'Economie et de Statistique*, 37/38, pp. 411-440.
- Ramey V. A., (1991), "Markups and the business cycle - a comment", in O. Blanchard et S. Fisher (éds.), *NBER Macroeconomics Annuals*, pp. 134-139.
- Rotemberg J. J. et G. Saloner, (1986), "A supergame-theoretic model of price-wars during booms", *American Economic Review*, 76, pp. 390-407.
- Rotemberg J. J. et M. Woodford, (1991), "Markups and the business cycle", in O. Blanchard et S. Fisher (éds.), *NBER Macroeconomics Annuals*, pp. 63-140.
- Rotemberg, J. J. et M. Woodford, (1992), "Oligopolistic pricing and the effects of aggregate demand on economic activity", *Journal of Political Economy*, 100, pp. 1153-1207.
- Rotemberg J. J. et M. Woodford, (1995), "Dynamic general equilibrium models with imperfectly competitive product markets", in T. F. Cooley (éd.), *Frontiers of Business Cycles Research*, Princeton University Press, ch. 9.
- Rotemberg J. J. et M. Woodford, (1996), "Imperfect competition and the effects of energy price increases on economic activity", *Journal of Money, Credit, and Banking*, 28, pp. 549-577.
- Tirole J., (1989), *Théorie de l'organisation industrielle*, vol 1 et 2, Coll. Economie et Statistiques Avancées, Economica, Paris.
- Yun T., (1996), "Nominal price rigidity, money supply endogeneity, and business cycles", *Journal of Monetary Economics*, 37, pp. 345-370.

Introduction à la microéconomie

4^e édition



Hal R. Varian

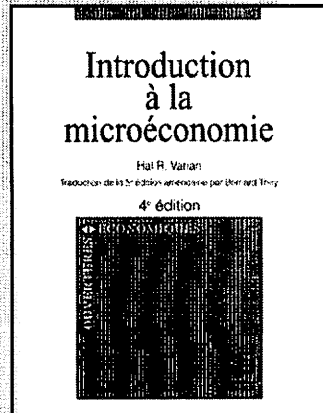
Traduction de la 5^e édition américaine par Bernard Thiry

◀ ÉCONOMIQUES

OUVERTURES

Contrairement aux autres manuels, cet ouvrage insiste peu sur les études de cas et les graphiques, pour se concentrer sur les **concepts microéconomiques fondamentaux** et leur puissance analytique. Il a pour objectif de préparer les étudiants à faire eux-mêmes de la microéconomie au lieu de se contenter d'une attitude passive à l'écoute du professeur. Cette **nouvelle édition** contient un **nouveau chapitre** portant sur les **ventes aux enchères**. Le chapitre sur les **techniques de l'information** a été profondément adapté pour suivre l'évolution de la société de l'information.

PRÉMISSSES



ISBN 2-7445-0101-8 • 792 pp. • 1940 BEF

En vente en librairie ou auprès de nos distributeurs :

BELGIQUE & LUXEMBOURG	ACCESS	Fond Jean-Piquès 4	B - 1349 Louvain-la-Neuve	TEL 32 (0)10 48 25 00	Fax 32 (0)10 48 25 19
CANADA	E.H.L.	Rue Dyonisi 5757	CA - Saint-Laurent H4S 1R5	TEL 1 514 334 25 90	Fax 1 514 334 47 20
FRANCE & DOM TOM	BELIN	Rue Férou 8	F - 75279 Paris Cedex 06	TEL 33 (0)1 55 42 84 00	Fax 33 (0)1 43 25 18 29
SUISSE	SERVIS	Rue v'Erroz 2	CH - 1027 Lancy	TEL 41 (0)21 803 26 28	Fax 41 (0)21 803 25 25
INTERNATIONAL	SERVIT	Rue Victor Cousin 15	F - 75006 Paris	TEL 33 (0)1 44 41 43 90	Fax 33 (0)1 43 29 77 41