

Les effets du taux d'intérêt réel sur l'activité en France

Alexandre Mathis et Lucrezia Reichlin

Département des études de l'OFCE

Cet article présente les résultats d'une étude empirique des effets de choc exogènes de taux d'intérêt réel sur l'économie française. Pour ce faire, nous avons utilisé deux modèles autorégressifs vectoriels et étudié leur dynamique suite à des perturbations exogènes. Le premier modèle ne comporte que des variables réelles et le deuxième est en termes nominaux avec une relation de cointégration faisant apparaître le taux d'intérêt réel. Nos résultats suggèrent qu'un choc de taux d'intérêt réel est inflationniste et que l'inflation a un impact dépressif sur l'activité économique. Ces résultats sont davantage conformes aux conclusions théoriques des modèles fondés sur l'hypothèse de marchés de clientèle qu'à ceux basés sur une structure concurrentielle ou oligopolistique des marchés.

Les chocs sur le taux d'intérêt réel peuvent-ils avoir un effet durable sur l'économie ? Et si oui, dans quelles directions ? Il s'agit là d'une importante question de politique économique à laquelle la théorie macroéconomique n'apporte pas de réponse claire.

Dans la littérature sur la croissance, la relation entre taux d'intérêt et croissance du PIB n'est pas dépourvue d'ambiguïté. Elle dépend de la nature du progrès technique et de la nature des rendements. Par ailleurs dans le modèle standard statique de macroéconomie, le taux d'intérêt réel est relié négativement au PIB dans le court terme, puisqu'il affecte la demande agrégée au travers de la consommation et de l'investissement. Cet effet n'est cependant que temporaire et en principe disparaît à long terme.

Plus récemment, plusieurs auteurs ont suggéré que les effets du taux d'intérêt réel sur l'activité économique pouvaient être non seulement négatifs mais également persistants dans le temps. Fitoussi et Phelps (1988), par exemple, présentent une analyse dans laquelle le taux d'intérêt réel mondial élevé est la cause de la récession des années quatre-vingt en Europe. De même, dans cette même revue, un travail empirique pour la France et les Etats-Unis, sur la relation de long

terme entre taux d'intérêt réel et chômage, montre que ces deux variables sont positivement reliées dans le long terme (Reichlin et Guillemineau, 1989).

Les effets persistants du taux d'intérêt réel sont parfois expliqués par le fait que celui-ci est un coût pour l'entreprise et qu'il influence la valeur présente des profits futurs espérés. En affectant les coûts, le taux d'intérêt réel peut affecter l'offre et par là produire des effets durables. Cependant, le canal d'influence dépend de l'hypothèse faite sur la structure des marchés prévalant dans l'économie.

Les modèles construits à partir d'une hypothèse de concurrence imparfaite prédisent que, dès lors que le taux d'intérêt réel affecte négativement la relation entre profits futurs espérés et profit présent, il peut influencer la fixation des prix par l'entreprise. Dans une hypothèse de structure de marchés oligopolistiques, une baisse des profits futurs espérés conduit à une concurrence accrue sur les prix, donc à une baisse du taux de marge (Rotemberg et Woodford, 1990). Au contraire avec une hypothèse de concurrence monopolistique ou de marchés de clientèle (« *customer market* », Phelps et Winter, 1970), la relation entre taux d'intérêt réel et taux de marge est positive (Fitoussi et LeCacheux, 1989). Les deux théories prédisent que les marges sont variables au cours du cycle, mais elles impliquent une relation différente entre taux d'intérêt réel et prix.

Dans ce qui suit, nous utilisons deux modèles autorégressifs vectoriels pour étudier les effets du taux d'intérêt réel en France au cours des quarante dernières années. Le premier modèle ne comprend que des variables réelles : taux d'intérêt réel, salaire réel et productivité du travail. Le deuxième comporte six variables : taux d'intérêt nominal, taux d'inflation, taux de salaire nominal, consommation, investissement et productivité du travail. Ce dernier système possède de plus une relation de cointégration qui fait apparaître le taux d'intérêt réel.

L'analyse de la dynamique de ces deux systèmes nous permet d'étudier l'impact sur l'activité économique de chocs exogènes sur le taux d'intérêt réel. Elle permet également de déterminer quels sont les résultats des hypothèses théoriques sur les structures de marchés qui semblent les plus conformes à ce que l'on peut déceler sur les données françaises des quatre dernières décennies.

Effets théoriques du taux d'intérêt réel

Pour l'entreprise, le taux d'intérêt réel est d'abord un coût ; celui du capital, et il entre, à ce titre, dans la fonction de profit de cette dernière. C'est de là que découle notamment la formulation standard de l'équation d'investissement comme fonction du taux d'intérêt réel. Lorsque la productivité marginale du capital est décroissante, les entreprises investissent jusqu'au point où la productivité marginale du capital égale le taux d'intérêt réel ; à productivité marginale du capital donnée, plus le taux d'intérêt réel sera bas et plus le taux d'investissement sera élevé. Le taux d'intérêt réel affecte également l'actualisation des valeurs futures espérées des profits de l'entreprise : plus il est élevé et plus la valeur présente de l'espérance des profits futurs est faible.

En ce qui concerne les ménages, le taux d'intérêt réel détermine le revenu que ces derniers tirent de la possession de titres ou, au contraire, le poids de leur dette. Par ce canal, il affecte la consommation. L'effet d'une augmentation du taux d'intérêt réel sur la consommation sera positif s'il se traduit par un accroissement de la richesse nette des ménages et négatif dans le cas contraire ⁽¹⁾.

Dans le long terme, le taux d'intérêt réel est déterminé par la productivité marginale du capital ; à l'équilibre ils sont égaux, au taux de dépréciation près. Ici, nous nous intéressons à la dynamique d'ajustement qui intervient à la suite d'une augmentation exogène et ponctuelle du taux d'intérêt réel.

Il est généralement admis qu'un tel choc, *ceteris paribus*, a un effet dépressif sur la demande agrégée : en effet l'investissement décroît, car le coût du capital a augmenté. Une baisse de la consommation intervient également, plus ambiguë s'il y a un effet de richesse positif. Suite à cette chute de la demande agrégée, une offre excédentaire apparaît donc sur le marché du travail. Pour rétablir l'équilibre, le taux de salaire réel va devoir s'ajuster à la baisse. Si l'on suppose que les salaires nominaux sont rigides et le marché des biens concurrentiel, les salaires réels vont s'ajuster par le biais d'une augmentation des prix. Le taux d'intérêt réel va alors tendre à retourner à son niveau initial.

Dans ce monde de concurrence, le prix est égal au coût marginal. Dès que l'augmentation des coûts provenant de la hausse du taux

(1) Empiriquement, l'effet macroéconomique semble différer selon les pays. En France, il est généralement reconnu que le taux d'intérêt réel n'a pas d'effet sur la consommation. En Italie, où les ménages détiennent une dette publique importante, cet effet est positif.

d'intérêt réel disparaît, les prix retrouvent leur niveau antérieur. Il n'y a donc pas d'effet permanent sur l'économie.

Si, en revanche, le marché des biens est non concurrentiel, un choc de taux d'intérêt réel affectera l'offre, et cet effet sera durable. Il dépendra du mode de fixation des prix qui prévaut dans l'économie. Tous les modèles non concurrentiels impliquent un taux de marge contracyclique, c'est-à-dire une relation négative entre la variation du produit et la variation du taux de marge. En revanche, ils présentent des relations différentes entre les variations du taux d'intérêt réel et du taux de marge.

Dans le modèle de Stiglitz (1984), le monopoleur déjà en place limite les prix pour se défendre face aux entrées futures d'autres entreprises. Si le taux d'intérêt réel augmente, l'entrée sur son marché devient plus difficile. Il est donc moins menacé et augmente alors les prix. La relation entre taux d'intérêt réel et taux de marge est alors positive.

Dans les modèles fondés sur l'hypothèse des « marchés de clientèle » (Phelps et Winter, 1970), pratiquer des prix bas équivaut à investir en vue d'accroître la clientèle — donc la demande future. Dès lors, si les entreprises actualisent leurs profits futurs à un taux plus élevé, elles investiront moins et tendront, au contraire, à exploiter davantage leur clientèle existant en pratiquant des prix plus élevés, au risque même de voir cette clientèle se réduire à l'avenir. Ces modèles prédisent donc, comme celui de Stiglitz, une liaison positive entre les taux d'intérêt réel et les taux de marge.

Une autre approche des marchés de clientèle est proposée par Gottfries (1986) et Greenwald et Stiglitz (1988). Une diminution de la demande provoque des contraintes de liquidité pour les entreprises. Ceci augmente le taux d'intérêt qui sert aux entreprises à actualiser leurs profits futurs. On retrouve alors le même résultat que dans le modèle de Phelps-Winter.

Un résultat opposé par rapport aux trois modèles précédents se trouve dans Rotemberg et Woodford (1990). Ces derniers développent un modèle à partir de Rotemberg et Soloner (1986). Dans un oligopole, un petit nombre d'entreprises s'entendent pour maintenir leur prix de vente au dessus du coût marginal. Une hausse du taux d'intérêt réel ayant pour effet de réduire la demande future adressée à l'oligopole — donc d'augmenter, en termes relatifs, la demande présente —, les gains que chaque entreprise peut espérer d'une baisse unilatérale de ses prix de vente s'en trouvent accrus, tandis que le coût à attendre dans le futur en est réduit. Les entreprises sont, dès lors, davantage incitées à baisser leurs prix de vente. Ces modèles prédisent donc une liaison négative entre le taux d'intérêt réel et les prix, donc les marges.

Les différents effets, à court et long terme, sur la production et les prix, d'un choc positif sur le taux d'intérêt réel sont résumés dans le

tableau 1. Pour discriminer entre ces différentes catégories de modèles, il apparaît naturel de déterminer le sens de la relation entre taux d'intérêt réel et inflation. C'est sur le signe de cette relation que l'investigation empirique qui suit tente d'apporter une réponse.

1. Effets théoriques sur les prix et l'output d'un choc positif sur le taux d'intérêt réel

Modèle	Court terme		Long terme	
	prix	output	prix	output
Marchés concurrentiels	+	-	0	0
Marchés de concurrence monopolistique	+	-	+	-
Marchés oligopolistiques	-	+	-	+

Les variables économiques utilisées et leurs caractéristiques statistiques

Une analyse préliminaire des données ⁽²⁾ montre que le salaire nominal et le taux d'intérêt nominal sont intégrés ⁽³⁾ d'ordre un, tandis que les prix sont intégrés d'ordre deux. Ces résultats ⁽⁴⁾ ne sont en rien surprenants. Ceux qui concernent les variables réelles le sont davantage. En effet, le PIB français apparaît intégré d'ordre deux, c'est-à-dire

(2) La définition précise et la source des variables sont données en annexe.

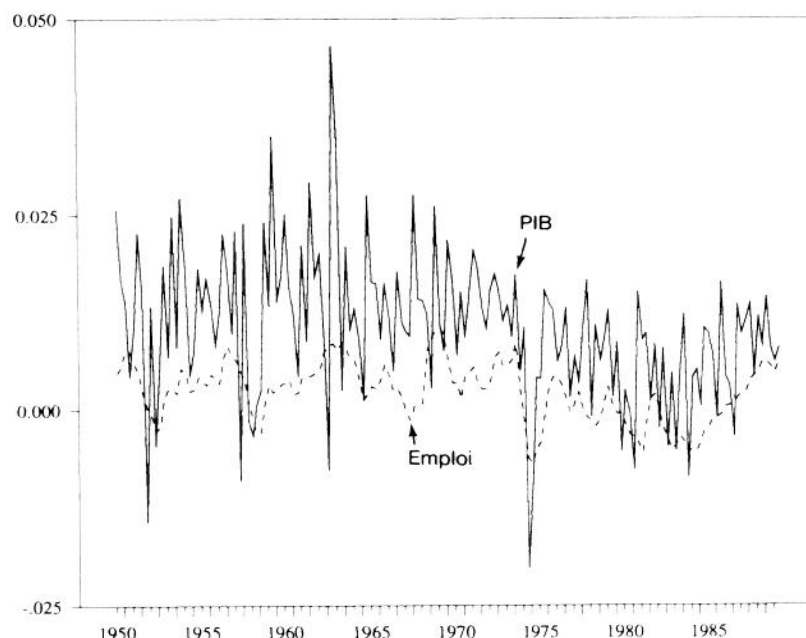
(3) Une variable est intégrée d'ordre un (respectivement deux) si sa différence première (respectivement d'ordre deux) est stationnaire.

(4) Les tests d'intégration (i.e. de racine unitaire) sont maintenant bien connus : les statistiques de test ne sont pas reportées ici mais sont disponibles auprès des auteurs.

que son accroissement (ou son taux de croissance, si l'on utilise le logarithme) n'est pas stationnaire. Les variables consommation et investissement sont, en revanche, intégrées d'ordre un. Ce résultat sur le PIB met en lumière une différence par rapport aux données américaines. Dans King et *alii* (1991), les auteurs montrent que les variables réelles américaines — PIB, consommation et investissement — sont intégrées d'ordre un. Le PIB est cointégré avec la consommation et l'investissement, c'est-à-dire que les rapports consommation sur PIB et investissement sur PIB sont stationnaires dans le temps. Résultats qui manifestement ne peuvent s'appliquer à la France.

Pour notre analyse à l'aide de modèles autorégressifs vectoriels, il nous faut utiliser un vecteur de variables stationnaires ; le fait que le PIB soit intégré d'ordre deux nous conduirait à prendre l'accroissement de l'accroissement de ce dernier, ce qui pose évidemment des problèmes d'interprétation de cette variable. Nous avons donc fait le choix — peu orthodoxe — d'utiliser comme indicateur de l'activité réelle, la productivité apparente du travail, c'est-à-dire le rapport PIB sur emploi. Cette dernière variable est incontestablement intégrée d'ordre un. Comme l'illustre le graphique 1, la production présente une volatilité beaucoup plus grande que l'emploi, ce qui suggère l'existence de phénomène de thésaurisation de la main-d'œuvre et un comportement procyclique de la productivité apparente du travail. Ceci justifie notre interprétation de la productivité apparente du travail comme un indicateur de l'activité réelle.

1. Variations du PIB et de l'emploi



Afin de pouvoir étudier les effets dynamiques d'un choc de taux d'intérêt réel sur l'économie, nous utilisons deux modèles autorégressifs vectoriels.

Un système à trois variables réelles

Le premier modèle que nous analysons a trois composantes et contient uniquement des variables réelles. Le vecteur X_t modélisé est :

$$X_t = (r_t, \Delta r w_t, \Delta y_t)'$$

où r_t est le taux d'intérêt réel, $r w_t$ le logarithme du salaire réel et y_t le logarithme de la productivité apparente du travail. Δ représente l'opérateur de différence première ⁽⁵⁾.

Ce vecteur X_t , ainsi défini, est stationnaire. Au vu des tests de cointégration effectués, les deux variables salaire réel et productivité apparente du travail ne sont pas cointégrées. C'est-à-dire qu'il n'y a pas de combinaison linéaire entre $r w_t$ et y_t qui soit stationnaire (voir le tableau des résultats des tests de cointégration dans l'annexe 2).

Soit une série stationnaire à k composantes X_t représentée par :

$$(1) \quad X_t = \sum_{i=0}^p A_i X_{t-i} + \varepsilon_t$$

où A_i est une matrice $k \times k$
avec $\det(A(z)) = 0$ pour $|z| \geq 1$
où $A(z) = I_k - A_1 z - \dots - A_p z^p$

ε_t un bruit-blanc vectoriel $E \varepsilon_t \varepsilon_s' = 0$ si $t \neq s$
 $= \Sigma$ si $t = s$

ε_t est le résidu de la régression linéaire de X_t sur ses valeurs passées. Le vecteur ε_t est le vecteur des innovations du processus X_t à la date t :
 $\varepsilon_t = X_t - \text{Proj}[X_t | X_{t-1}, \dots]$

Il est donc pertinent de considérer les ε_t comme des perturbations exogènes aux X_t .

La représentation moyenne mobile infinie nous est donnée par :

$$(2) \quad X_t = \sum_{i=0}^{\infty} \Psi_i \varepsilon_{t-i}$$

où

$$(3) \quad \Psi_i = \sum_{j=1}^i \Psi_{i-j} A_j \quad i = 1, 2, \dots \quad \text{avec } \Psi_0 = I_k$$

(5) $\Delta x_t = x_t - x_{t-1}$

Pour obtenir une représentation en terme de bruit-blanc ζ_t à composantes orthogonales entre elles, il suffit de réécrire (2) avec $\zeta_t = P\varepsilon_t$ où $PP' = \Sigma$

$$(4) \quad X_t = \sum_{i=0}^{\infty} \Psi_i^* \zeta_{t-i}$$

où

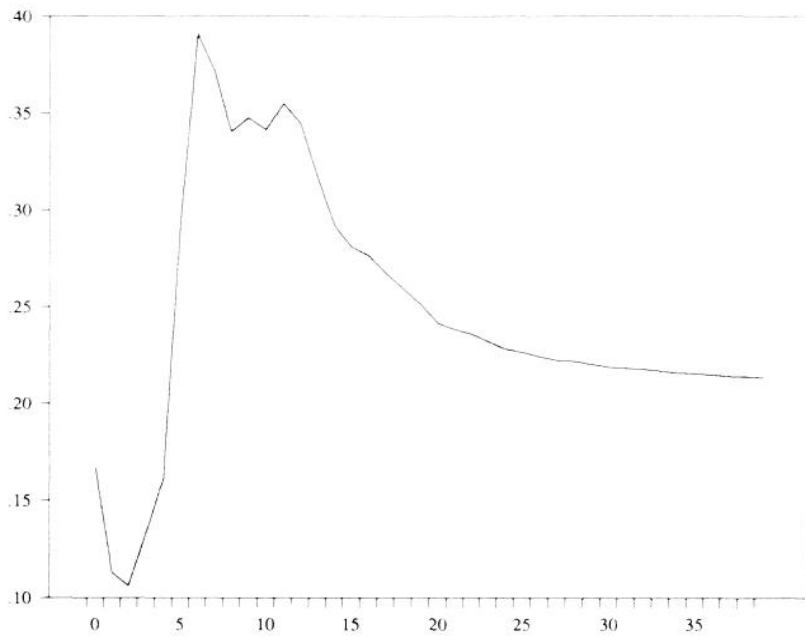
$$(5) \quad \Psi_i^* = \sum_{j=1}^i \Psi_{i-j} P^{-1} A_j \quad i = 1, 2, \dots \text{ avec } \Psi_0^* = P^{-1}$$

L'équation (4) peut être vue comme la version structurelle de (2). Toute matrice P vérifiant $PP' = \Sigma$ peut être utilisée. Sims (1980) a proposé de prendre la décomposition de Choleski de Σ où P est triangulaire inférieure ; d'autres auteurs ont déterminé P sur la base de restrictions économiques (voir par exemple Blanchard et Quah 1989). Lippi et Reichlin (1992) ont remarqué que, étant donné ces critères d'identification, les représentations moyennes mobiles n'étaient pas uniques. Ils ont analysés les implications de la prise en compte des représentations alternatives à celle correspondant à la représentation autorégressive. Ici, nous ne considérons pas ce problème.

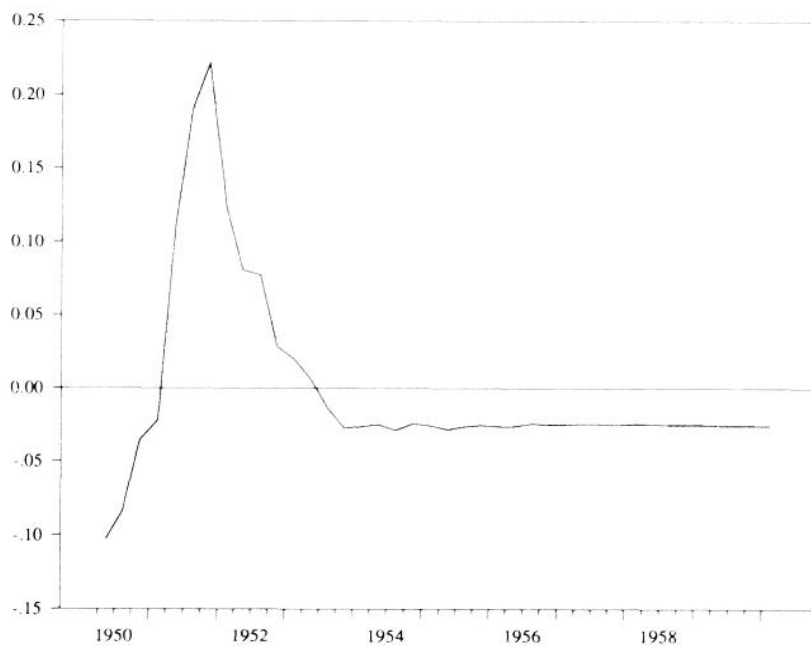
Lorsque X_t n'est pas une série stationnaire, par exemple une série vectorielle $I(1)$ cointégrée, les représentations (2) et (4) peuvent toujours être calculées à l'aide respectivement de (3) et (5). Nous pouvons donc toujours étudier les réponses du système suite à un choc sur une de ses composantes à l'aide de (4).

La représentation moyenne mobile de cette série vectorielle, donnée par l'équation (4) de l'encadré 1, nous permettra d'étudier la dynamique d'un choc exogène de taux d'intérêt réel. Pour orthonormaliser le vecteur des innovations, nous avons suivi l'approche de Sims (1980) et supposé que le modèle avait une structure récursive. Dans ce modèle trivarié, une telle hypothèse est aisément justifiable. En effet, la France peut être considérée comme un petit pays pour lequel le taux d'intérêt est exogène : il viendra donc en tête. Une justification de l'exogénéité du taux d'intérêt réel est donnée par Artus et Kaabi (1991), où il est montré que celui-ci suit les taux de l'Allemagne et des Etats-Unis. La seconde variable est le taux de salaire réel qui, sous l'hypothèse de taux de marge variables, est influencé par le taux d'intérêt réel. Enfin, la dernière est la productivité du travail qui est influencée par toutes les variables du système.

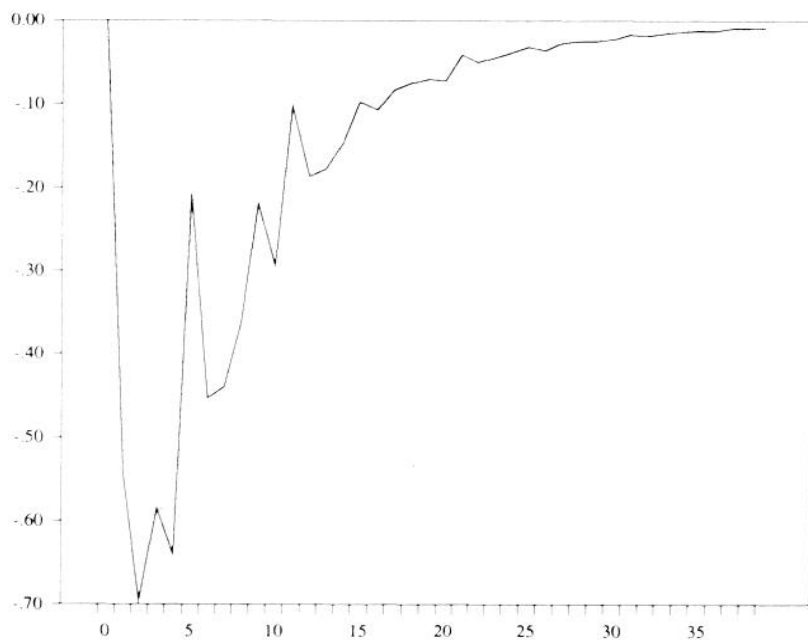
Les graphiques 2 à 7 présentent les réponses du système à un choc exogène (innovation) sur les différentes variables. Deux faits sont à noter. En premier lieu, un choc de taux d'intérêt réel produit un effet durable et négatif sur le niveau de la productivité du travail. Dans le long terme, la variance de cette dernière variable est expliquée à environ 8 % par le taux d'intérêt (voir tableau 2). En second lieu, un



2. Réponses de r_w suite à un choc sur r_i

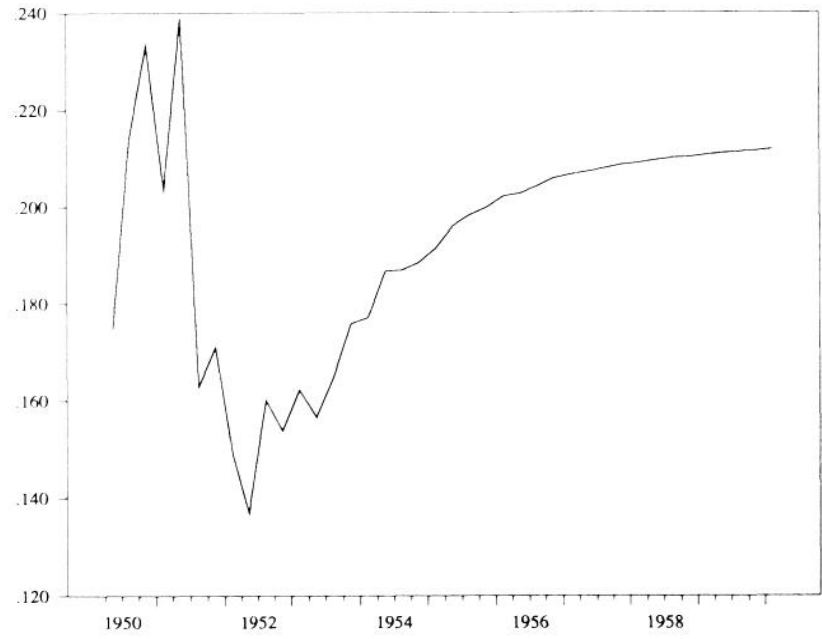


3. Réponses de y_l suite à un choc sur r_i

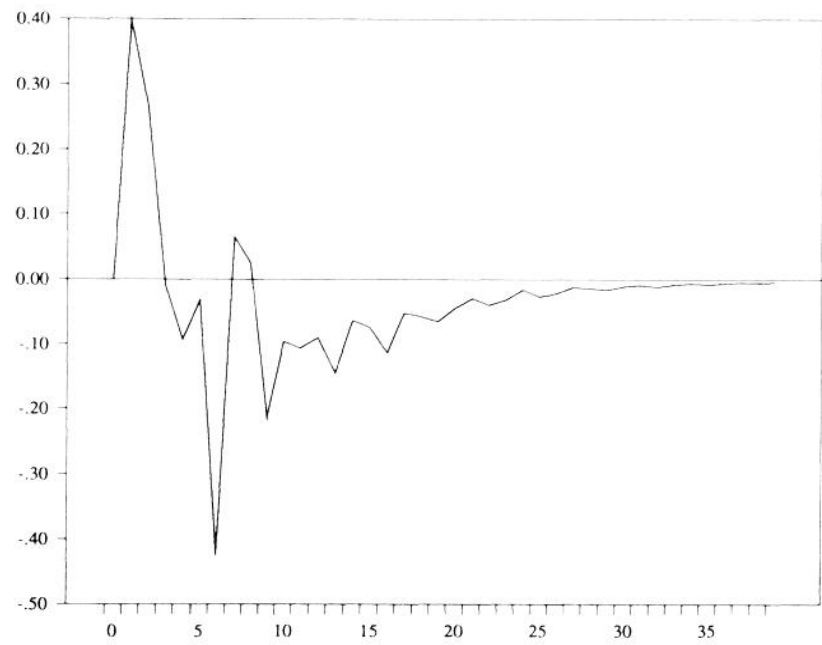


4. Réponses de r_i suite à un choc sur r_w

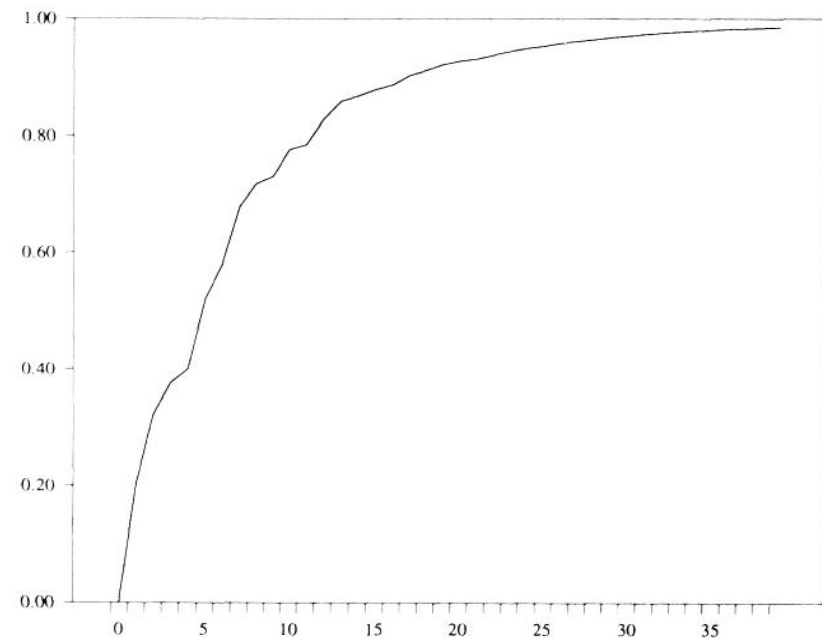
5. Réponses de yl
suite à un choc sur
 rw



6. Réponses de ri
suite à un choc sur
 yl



7. Réponses de rw
suite à un choc sur
 yl



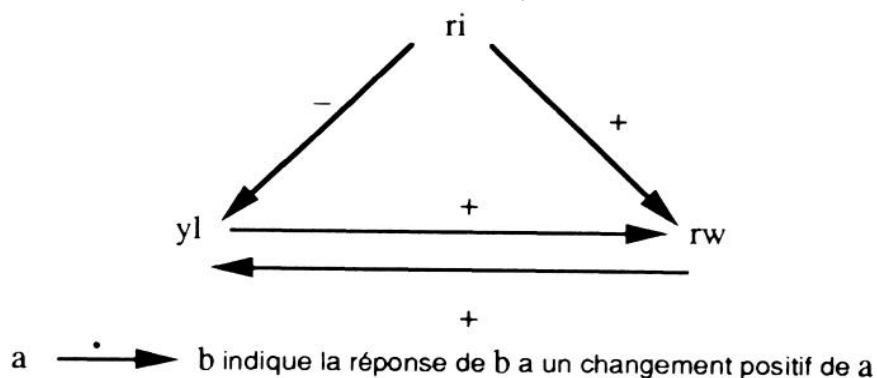
choc de taux d'intérêt réel a un effet positif durable sur le niveau de salaire réel. Le taux réel explique la variance du salaire réel à environ 9 %.

2. Décomposition de la variance

Retards	ri	rw	yl
A. Taux d'intérêt réel (ri)			
1	100	0	0
2	96,00	2,65	1,45
4	89,66	8,57	1,87
10	82,38	14,43	3,19
40	80,43	15,69	3,88
B. Salaires nominaux (rw)			
1	5,94	94,06	0
2	5,79	86,29	7,92
4	5,90	84,00	10,40
10	9,20	77,30	13,50
40	9,33	76,60	14,07
C. Productivité du travail (yl)			
1	1,85	5,35	92,80
2	1,89	5,54	92,57
4	2,29	5,65	92,06
10	7,49	6,25	86,25
40	7,92	8,26	85,82

L'interaction de longue période entre les variables peut être résumée par le graphique suivant :

Diagramme 1
Interaction dynamique de longue période modèle trivarié



Comme on peut le constater, l'effet sur notre indicateur d'activité est négatif mais l'effet sur le taux de salaire réel est positif. Ce dernier effet est, en réalité, la combinaison d'un effet sur les salaires nominaux et sur les prix. Dès lors, le signe de l'effet sur les prix est, *a priori*, ambigu. C'est pour clarifier ce point qu'il convient d'étudier un système de variables nominales.

Un système nominal

Le deuxième modèle est de plus grande dimension et comporte des variables nominales. L'idée est d'étudier les effets du taux d'intérêt réel à travers les effets de chocs du taux d'intérêt nominal et de chocs inflationnistes. Nous avons retenu six variables :

$$X_t = (\Delta n_t, \Delta^2 p_t, \Delta I_t, \Delta w_t, \Delta c_t, \Delta y_t)'$$

où n_t représente le taux d'intérêt nominal, w_t est le logarithme du salaire nominal ; p_t est le logarithme des prix à la consommation ; c_t est le logarithme de la consommation privée ; I_t est le logarithme de l'investissement net privé ; y_t est le logarithme de la productivité apparente du travail.

Nous avons imposé, comme précédemment, une structure triangulaire au modèle pour étudier sa dynamique. Une approche alternative aurait été d'exploiter les relations de croissance équilibrée, comme dans King et *alii* (1991). Malheureusement, les données françaises rejettent clairement le modèle simple de croissance utilisé dans King et *alii*. Comme on l'a vu, le PIB est intégré d'ordre deux, tandis que l'investissement et la consommation le sont d'ordre un. Puisque le modèle de croissance traditionnel est inapproprié pour la France d'après-guerre, et que d'autres restrictions unanimement reconnues sont difficiles à trouver, il nous a semblé plus justifié d'utiliser une orthonormalisation statistique (voir l'encadré 1).

La première étape consiste à rechercher les possibles relations de cointégration entre les variables. Les tests effectués (voir annexe 2) conduisent tout d'abord à rejeter les hypothèses de la théorie traditionnelle de la croissance : à savoir les deux relations de cointégration entre produit et consommation d'une part, entre produit et investissement

d'autre part. La seule relation de cointégration qui apparaît est entre le taux d'intérêt nominal et le taux d'inflation. Celle-ci nous indique que le taux d'intérêt réel ainsi retrouvé est stationnaire. Dans une deuxième étape, il convient d'estimer le système multivarié. Ce système est maintenant un modèle autorégressif vectoriel avec, cette fois, en plus une contrainte de cointégration, c'est-à-dire un modèle à correction d'erreur où le terme cointégrant est le taux d'intérêt réel qui résulte de la relation entre taux nominal et inflation.

Le tableau de l'annexe 2 présente quelques résultats ⁽⁶⁾ des deux tests proposés par Johansen (1988).

Soit une série X_t à k composantes intégrée d'ordre un ($I(1)$), c'est-à-dire que X_t est non stationnaire mais ΔX_t est stationnaire.

Le cas particulier qui apparaît dans le texte est celui où il n'y a qu'une seule relation de cointégration, c'est-à-dire qu'il existe une combinaison linéaire des composantes de X_t :

(1) $z_t = \alpha' X_t$ où α est un vecteur de dimension k telle que z_t soit une série stationnaire ($I(0)$).

La représentation VAR (cette fois-ci non stationnaire, à la différence de l'encadré 1) est donnée par :

(2) $A(L) X_t = \varepsilon_t$
où $A(L)$ est un polynôme matriciel en l'opérateur retard L .

En utilisant l'opérateur différence première Δ , (2) peut se réécrire sous la forme :

(3) $A^*(L) \Delta X_t = -A(1) X_{t-1} + \varepsilon_t$

Sous l'hypothèse de cointégration, on a $A(1) = \gamma \alpha'$ où γ est un vecteur de dimension k . En utilisant (1), on arrive au modèle à correction d'erreur :

(4) $A^*(L) \Delta X_t = -\gamma z_{t-1} + \varepsilon_t$

Dans le cas décrit dans l'article, z_t est le taux d'intérêt réel.

Le tableau 3 donne le coefficient du terme cointégrant et sa significativité pour chaque variable.

Ce terme, qui, rappelons-le, correspond au taux d'intérêt réel, a un effet significatif seulement sur l'inflation, le taux d'intérêt nominal et la

(6) On peut constater que les deux tests donnent des résultats différents pour le vecteur à six composantes (partie 4 du tableau). Etant donné que la seule relation interprétable économiquement est celle entre taux d'intérêt et inflation, nous avons décidé, au vu des résultats précédents, de ne retenir qu'un seul vecteur de cointégration.

3. Terme cointégrant : effet sur les six variables

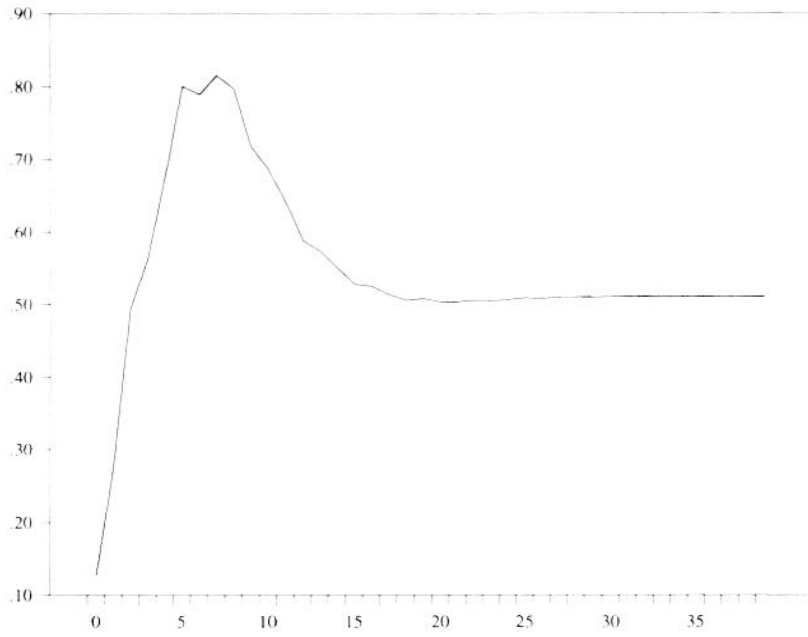
	Coefficient	t - statistics
Inflation	+ 0,09	+ 2,68
Taux d'intérêt nominal	- 0,03	- 1,74
Productivité du travail	- 0,05	- 1,71
Salaires nominaux	+ 0,03	+ 0,96
Consommation	- 0,02	- 0,63
Investissement	+ 0,06	+ 0,74

productivité du travail. Les coefficients concernant la consommation, l'investissement et le salaire nominal ne sont pas du tout significatifs et peuvent être considérés comme nuls.

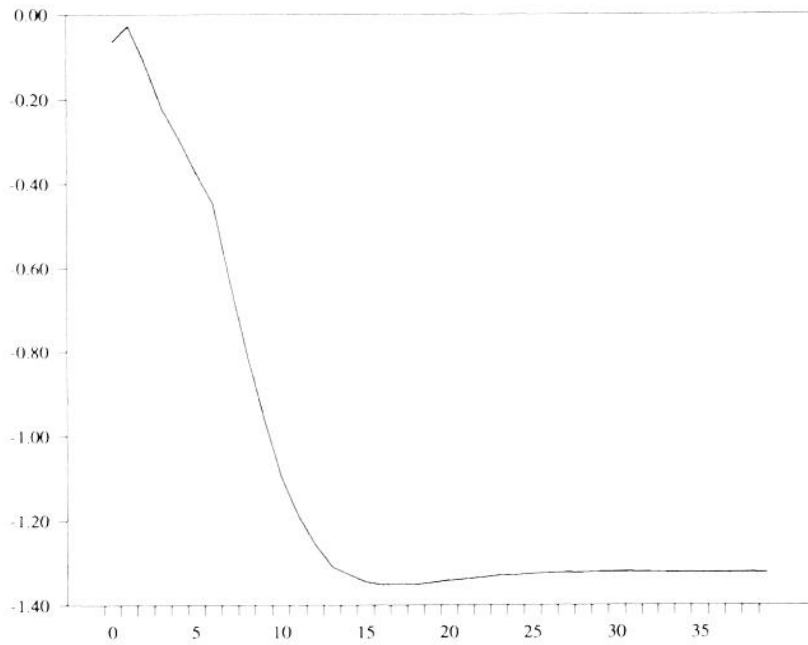
Le coefficient le plus important est celui de l'inflation et son signe est positif. L'effet sur la productivité du travail confirme le résultat observé sur le modèle précédent, à savoir un impact négatif du taux d'intérêt réel sur l'activité économique. L'effet sur le taux d'intérêt nominal est également négatif. Les effets opposés du taux d'intérêt réel sur l'inflation et le taux nominal ne doivent pas étonner : le taux d'intérêt réel est une variable stationnaire, c'est-à-dire avec une moyenne indépendante du temps ; toute perturbation qui l'écarte trop de sa moyenne doit donc provoquer un mouvement inverse pour lui permettre de retourner vers sa valeur moyenne.

Intéressons-nous maintenant aux réponses du système à la suite de différents chocs exogènes effectués sur les innovations des variables (graphiques 8 à 17). Les effets des chocs de taux d'intérêt nominal et d'inflation vont permettre de clarifier le mécanisme à travers lequel le taux d'intérêt réel affecte l'activité économique.

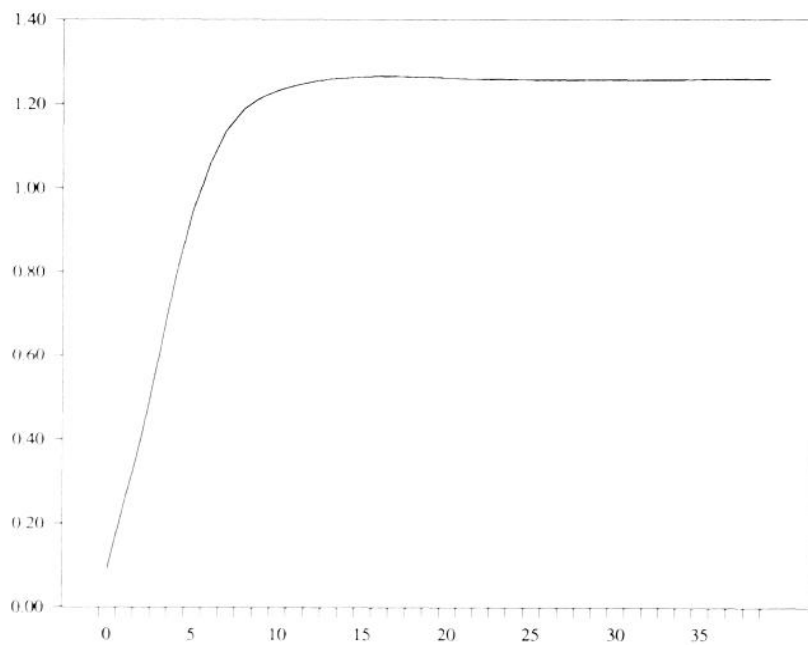
Il est aisé de voir qu'un choc exogène sur le taux d'intérêt nominal à un effet positif persistant sur l'inflation et le niveau des salaires nominaux. La productivité du travail, la consommation et l'investissement présentent, par contre, une réaction négative durable. De la même manière, on constate qu'un choc sur l'inflation modifie négativement les variables du secteur réel, à savoir la consommation, l'investissement et la productivité du travail ; le salaire nominal est, en revanche, affecté positivement par un choc d'inflation. Cependant ce dernier a une influence négative sur le taux d'intérêt nominal.



8. Réponses de Δp suite à un choc sur n_i

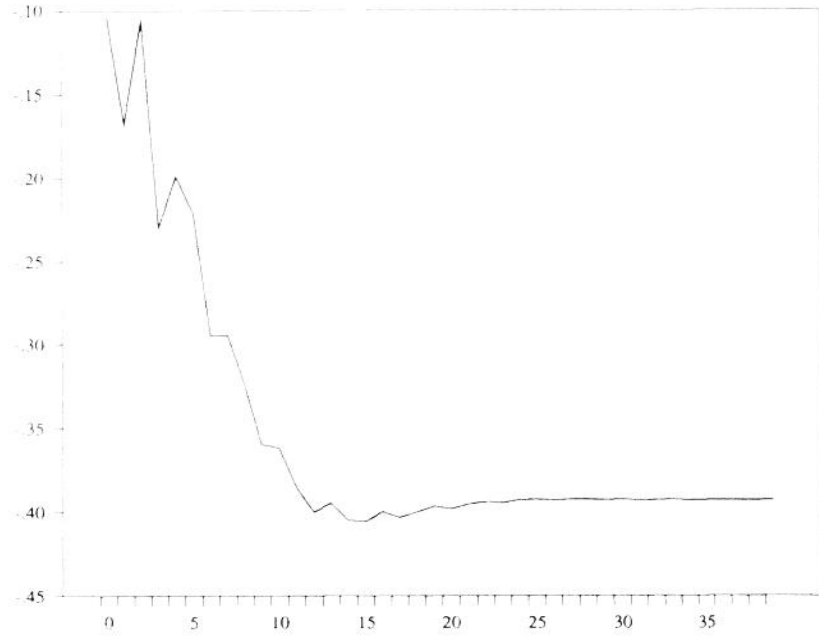


9. Réponses de I suite à un choc sur n_i

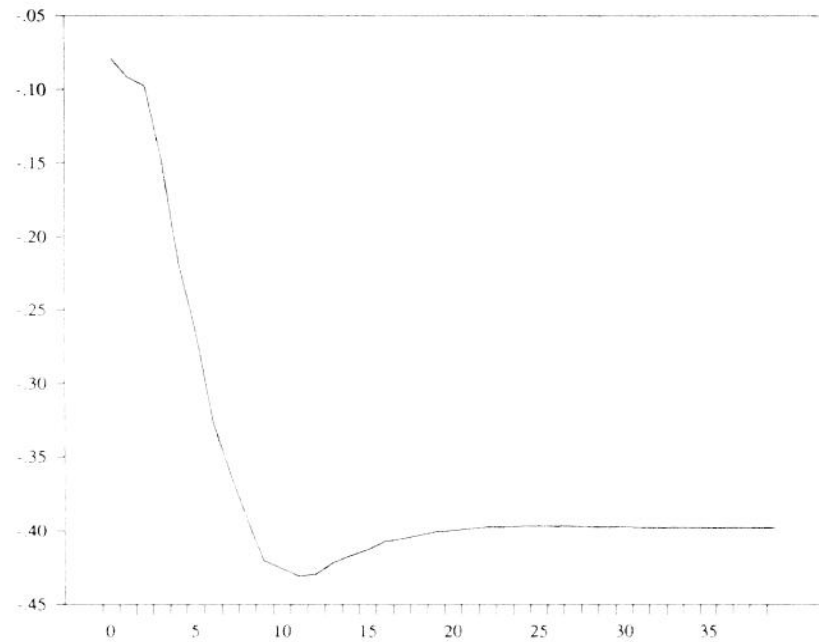


10. Réponses de w suite à un choc sur n_i

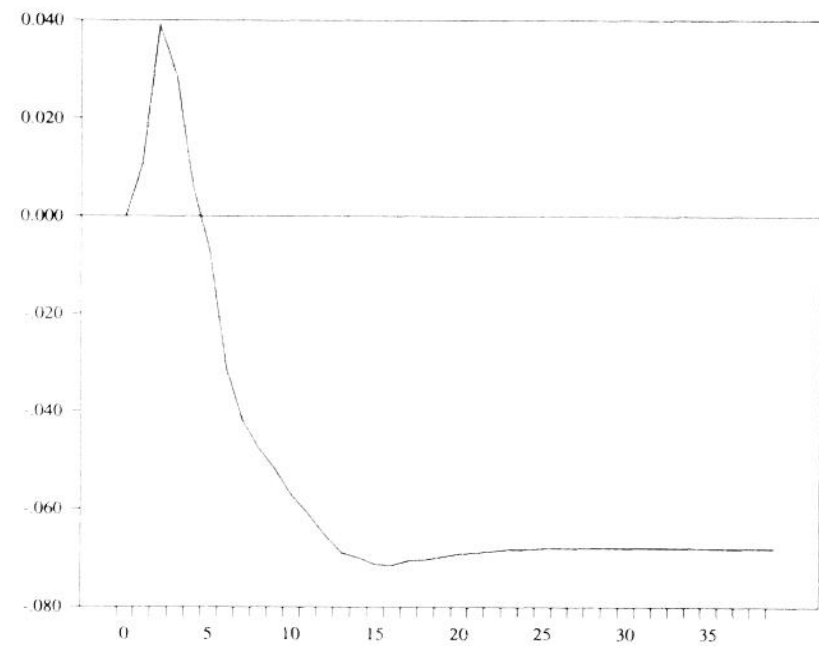
11. Réponses de c suite à un choc sur n_i

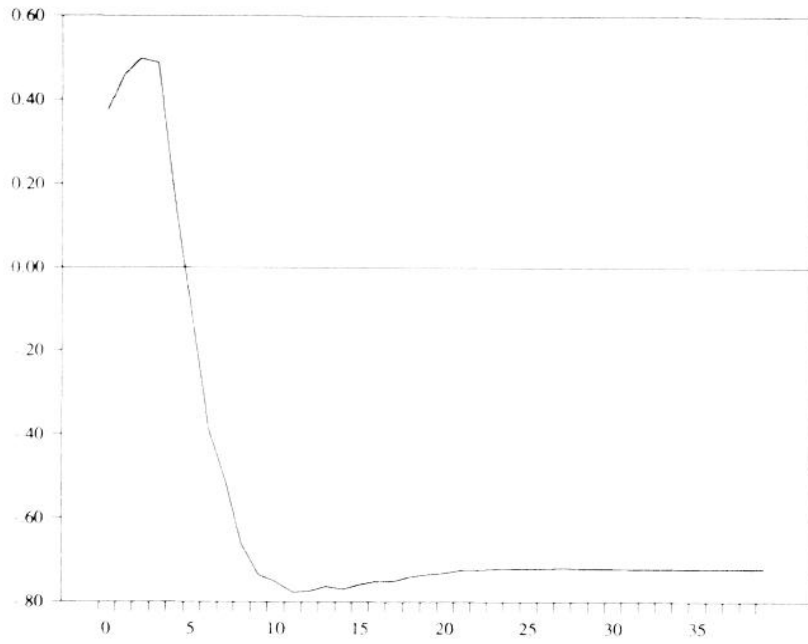


12. Réponses de y_l suite à un choc sur n_i

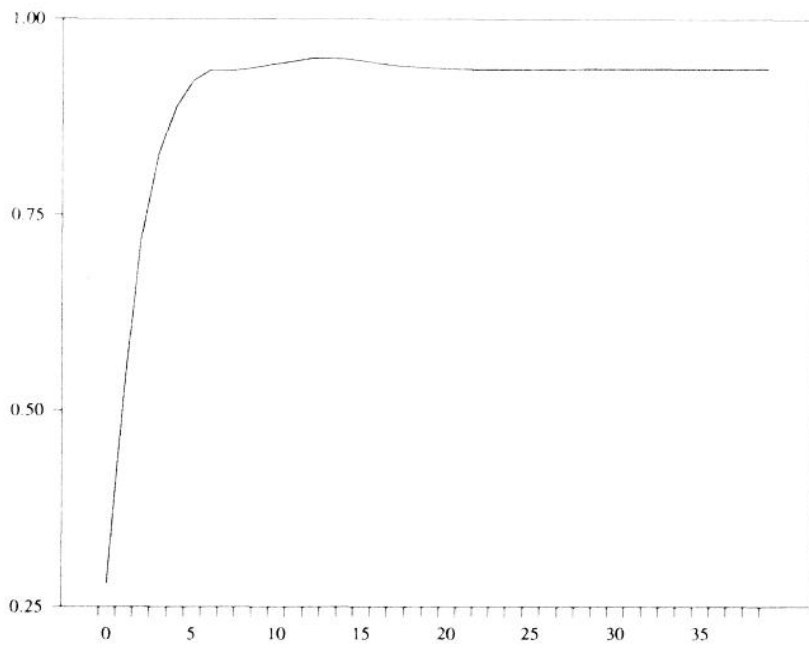


13. Réponses de n_i suite à un choc sur Δp

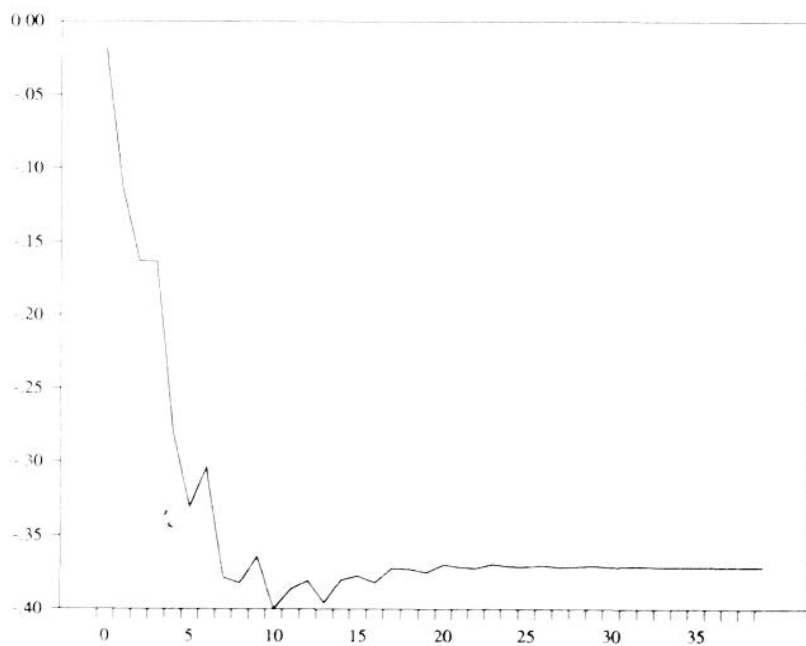




14. Réponses de l suite à un choc sur Δp



15. Réponses de w suite à un choc sur Δp



16. Réponses de c suite à un choc sur Δp

17. Réponses de yl suite à un choc sur Δp

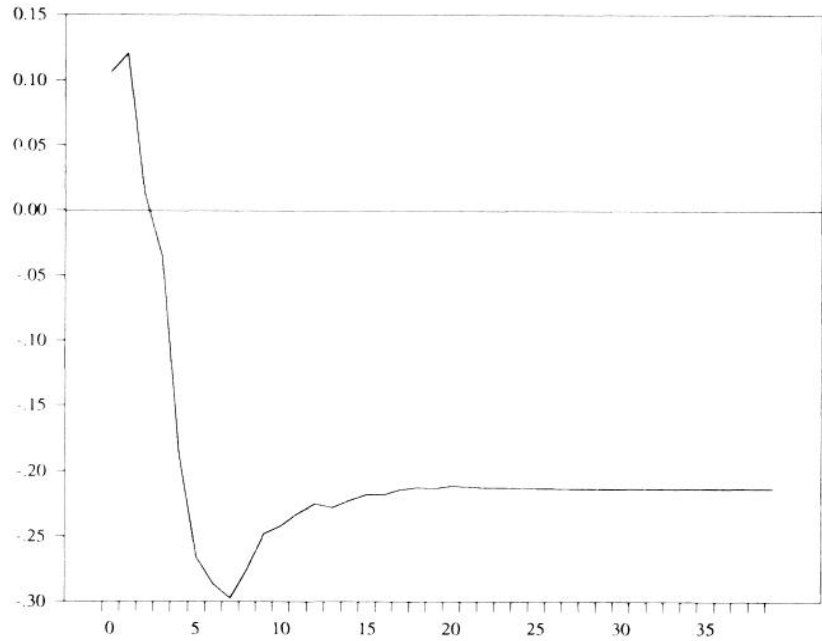
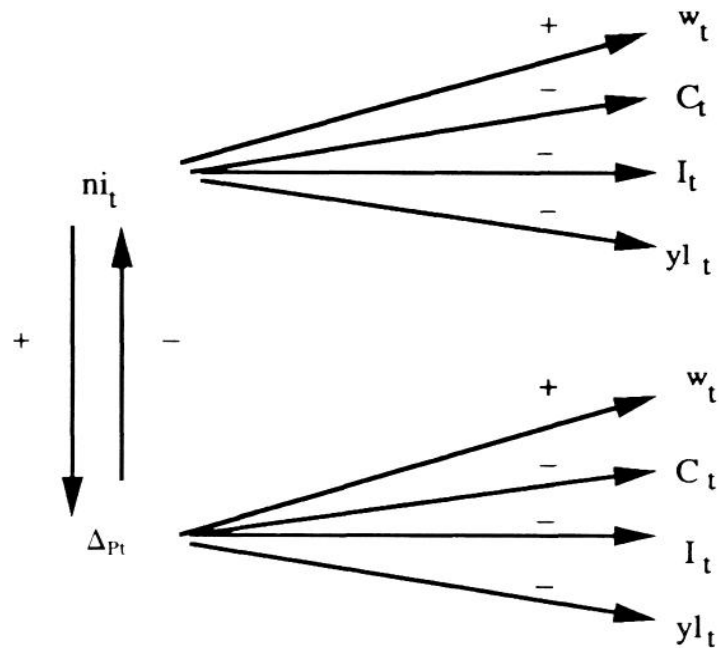


Diagramme 2

Quelques interactions dynamiques de longue période modèle à six variables



a $\xrightarrow{\bullet}$ b indique la réponse de b à un changement positif de a

Nous pouvons maintenant conclure qu'un choc inflationniste réduit le taux d'intérêt réel. Ce résultat met en lumière le mécanisme grâce auquel le taux d'intérêt réel retourne vers sa valeur stationnaire : une augmentation du taux d'intérêt réel a un effet inflationniste ; l'inflation

corrige alors à la baisse le taux d'intérêt réel ; de plus ce dernier affecte négativement le taux nominal, ce qui contribue également à faire baisser le taux réel.

Tant un choc sur l'inflation qu'un choc sur le taux d'intérêt nominal ont un effet dépressif sur l'activité économique au travers d'une baisse de la consommation et de l'investissement. Les effets d'un choc de taux d'intérêt réel sont persistants, positif sur l'inflation et négatif sur l'activité réelle.

Conclusion

A partir des deux modèles que nous avons estimés, il apparaît qu'un choc positif sur le taux d'intérêt réel a un effet négatif sur l'activité économique. Cet effet peut être décelé directement à partir du modèle à trois variables. Un choc exogène appliqué directement sur le taux d'intérêt réel produit une réaction négative et permanente de la productivité du travail.

Avec le modèle à six variables, nous pouvons voir les canaux par lesquels cet effet se propage. Une perturbation exogène du taux d'intérêt nominal a des conséquences dépressives sur l'activité réelle, soit de manière directe au travers d'une baisse de la consommation et de l'investissement, soit indirectement par l'augmentation de l'inflation qui, en retour, affecte négativement la consommation, l'investissement et la productivité. De plus, le signe du paramètre devant le terme cointégrant indique une corrélation positive entre le taux d'intérêt réel et l'inflation. Ceci incite à conclure qu'un choc sur le taux d'intérêt réel peut être considéré comme un choc inflationniste. De tels résultats sont en accord avec l'hypothèse de marchés de clientèle, mais en contradiction avec ce que prédit le modèle oligopolistique de détermination des prix.

Références bibliographiques

- ARTUS P. et M. KAABI, 1991 : « Quels canaux, quels retards et quels mécanismes dans la transmission domestique et internationale des cycles réels et financiers ? », *Caisse des Dépôts et Consignations, document de travail*, n° 1991-15/T.
- BERNANKE B., 1986 : « Alternative Explanations of the Money-Income Correlation », *Carnegie-Rochester Conference Series*, 25, 49-99.
- BLANCHARD O.J., 1990 : « A Traditionnal Interpretation of Macroeconomic Fluctuations », *American Economic Review*, 79, 1166-1164.
- BLANCHARD O.J., et D. QUAH, 1989 : « The Dynamic Effect of Aggregate Demand and Supply Disturbances », *American Economic Review*, 79, 655-673.
- BLANCHARD O.J. et M.W. WATSON, 1986 : « Are Business Cycles All Alike ? » in R.J. GORDON, ed., *The American Business Cycle : Continuity and Change*, National Bureau of Economic Research Studies in Business Cycles, Vol. 25, Chicago : University of Chicago Press, pp. 123-82.
- GOTTFRIES N., 1986 : « A Permanent Demand Theory of Pricing », Institute for International Economic Studies, Seminar Paper 345, Janvier.
- GREENWALD B. et J. STIGLITZ, 1988 : « Financial Market Imperfections and Business Cycles », *NBER Working Paper* 2494.
- FITOUSSI J.P. et J. LE CACHEUX, 1989 : « On Macroeconomic Implications of Price Setting in the Open Economy », *American Economic Review, Papers and Proceedings*, 78.
- FITOUSSI J.P. et E.S. PHELPS, 1988 : *The Slump in Europe*, Oxford : Basil Blackwell.
- JOHANSEN S., 1988 : « Statistical Analysis of Cointegration Vectors », *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, pp. 231-54.
- KING R. G., C.I. PLOSSER, J.H. STOCK et M.W. WATSON, 1991 : « Stochastic Trends and Economic Fluctuations », *American Economic Review*, 1991.
- LAROQUE G., P. RALLE, B. SALANIE et J. TOUJAS-BERNATE, 1990 : « Base de données trimestrielles longues » INSEE.
- LIPPI M. et L. REICHLIN, 1992 : « A note on Measuring the Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Components », *American Economic Review*, à paraître.
- PHELPS E.S. et S. WINTER, 1970 : « Optimal Price Policy under Atomistic Competition », in E.S. Phelps *et alii*, *Microeconomic Foundations of Employment and Inflation Theory*, New York, N.Y. : W.W. Norton.
- REICHLIN L. et C. GUILLEMINEAU, 1989 : « Chômage et croissance en France et aux Etats-Unis. Une analyse de longue période », *Observations et diagnostics économiques*, Revue de l'OFCE n° 29, octobre.
- ROTEMBERG J.J. et G. SALANIER, 1986 : « A Supergame-Theoretic Model of Price Wars during Booms », *American Economic Review*, 76, pp 390-407.
- ROTEMBERG J.J. et M. WOODFORD, 1990 : « Cyclical Markups : Theories and Evidence » *NBER Working Paper* 3534, Décembre.
- SIMS C.A., 1980 : « Macroeconomics and Reality », *Econometrica*, 48, pp 1-48.
- SHAPIRO M. et M. WATSON, 1988 : « Sources of Business Cycle Fluctuations », *National Bureau of Economic Research Macroeconomic Annual*, 3.

ANNEXE

Définition et sources des données utilisées

Toutes les variables sont trimestrielles et couvrent la période 1950 à fin 1989. A l'exception du taux d'intérêt réel, elles proviennent toutes de la base de données trimestrielles longues établie par Laroque et *alii* (1990).

P : prix de la consommation marchande des ménages (base 100 en 1980) ;

I : investissement total des entreprises ;

C : consommation des ménages en biens et services marchands ;

w : salaire brut trimestriel par tête ;

y : PIB marchand ;

l : emploi salarié des entreprises non financières ;

yl : productivité apparente du travail y/l ;

ni : taux d'intérêt nominal à l'émission des obligations de long terme garanties et assimilées (source Caisse des Dépôts et consignations) ;

ri : ni corrigé du taux d'inflation observé.

**Annexe 2. Tests de cointégration ⁽¹⁾
(Johansen 1988)**

(i) Productivité du travail (yl) et salaire réel (rw)				
H _b	test λ max	résultat	test λ trace	résultat
r = 0	11,4	r = 0	12,1	r = 0
r ≤ 1	.62		.62	
(ii) Taux d'intérêt nominal (ni) et taux d'inflation (Δp)				
H _b	test λ max	résultat	test λ trace	résultat
r = 0	29,97*	r = 1	32,41*	r = 1
r ≤ 1	2,44		2,44	
(iii) Consommation (c) et investissement (I)				
H _b	test λ max	résultat	test λ trace	résultat
r = 0	14,56	r = 0	17,96	r = 0
r ≤ 1	3,40		3,40	
(iv) Consommation (c) et investissement (I) productivité du travail (yl), taux d'inflation (Δp), taux d'intérêt nominal (ni), salaires nominaux (w)				
H _b	test λ max	résultat	test λ trace	résultat
r = 0	89,29*	r = 1	175,58*	r = 2
r ≤ 1	33,21		86,29*	
r ≤ 2	25,32		53,09	
r ≤ 3	13,66		27,77	
r ≤ 4	10,22		14,11	
r ≤ 5	3,88		3,88	

(1) : H₀ : hypothèse nulle ; r indique le nombre de vecteurs de cointégration ; les tests sont au seuil 5 % ; * indique le rejet de l'hypothèse nulle.

Source : calculs OFCE.