ANNALES D'ÉCONOMIE ET DE STATISTIQUE. – N° 2 — 1986

Contrats indexés dans une économie monétaire

Pierre-Yves HENIN et André ZYLBERBERG *

RÉSUMÉ. – Cet article propose une étude systématique des modalités contractuelles d'indexation dans une économie monétaire. On adopte une formulation en termes de générations imbriquées, en considérant successivement les cas d'information parfaite et imparfaite sur la nature des perturbations qui affectent l'économie. Au-delà de la distinction traditionnelle entre chocs réels et monétaires, l'étude met en évidence l'importance d'un facteur de neutralité distributive de la monnaie ainsi que du degré de persistance des chocs. Il résulte de la perspective adoptée dans cette étude que le degré contractuel d'indexation, au lieu d'être un paramètre structurel comme le supposent les modèles keynésiens, dépend des caractéristiques de la politique économique.

Indexed Contracts in a Monetary Economy

ABSTRACT. – This paper is devoted to a systematic analysis of indexed contract in a monetary economy. Using an overlapping generation model, it assumes successively perfect and imperfect information about random disturbances affecting the economy. Beyond the traditional distinction between real and monetary shocks, the emphasis is put on distributive neutrality of money and on the degree of persistency of various shocks. It results from the paper that the contractual degree of indexation, far to be structural as assumed in Keynesian models, is related to economic policy parameters.

---

* P.-Y. HENIN : Équipe de Recherche Macroéconomie et Analyse des Déséquilibres, Université de Paris-I, 12, place du Panthéon, 75231 Paris Cedex 05; A. ZYLBERBERG, C.N.R.S. et Université de Paris-I. Cet article a été préparé dans le cadre d'une recherche subventionnée par la Direction de la Prévision, Ministère des Finances. Les auteurs remercient P. A. CHIAPPORI, ainsi que les referees des *Annales*, pour leurs commentaires sur une première version de ce texte. Ils demeurent seuls responsables des erreurs ou des ambiguités qu'il peut encore comporter.

1 Introduction

Le débat sur l'illusion monétaire avait alimenté les controverses keynésiennes de la première génération. Aujourd'hui, la forme et l'étendue des procédures d'indexation commandent largement les propriétés macroéconomiques d'une économie monétaire. La théorie monétaire ne pouvait rester figée dans l'opposition caricaturale entre un modèle « Nouveau classique » niant toute inertie des prix relatifs et une analyse en « déséquilibre » qui postule des rigidités de salaire et de prix sans en expliciter les fondements.

Les procédures d'indexation apportent l'explication principale de la rigidité partielle de certains prix relatifs essentiels, comme le salaire réel et le taux réel de l'intérêt. La théorie de l'indexation salariale commence à se doter de fondements microéconomiques, sur la base de la théorie des contrats, dont les résultats classiques justifient l'indexation totale dans certains contextes. En particulier, lorsque les salariés présentent de l'aversion à l'égard du risque, le contrat optimal stipule un revenu réel constant, indépendant des chocs aléatoires (Azariadis [1975], Baily [1974]).

Cependant, dans l'état actuel de la littérature, les résultats de la théorie des contrats ne recoupent que partiellement les conclusions des travaux spécifiques à l'indexation optimale dans une économie monétaire (Gray [1976], Fischer [1977]) qui mettent plutôt l'accent sur la structure stochastique des chocs affectant l'économie, en particulier la variance relative des perturbations réelles et monétaires. [1]

Les implications d'une structure d'information imparfaite, pour une économie indexée, ont été explorées par Gray [1983] dans un modèle macroéconomique où le taux d'indexation intervient cependant comme un paramètre exogène, tandis qu'Hosios [1984] considère un type de contrats indexés en information asymétrique. Cooper [1982] explore également un point de vue traitant de l'indexation optimale comme modalité contractuelle. En revanche, la littérature sur les contrats indexés ne semble pas avoir considéré d'autres caractéristiques des perturbations comme la neutralité distributive de la monnaie ou le degré de persistance des chocs, introduit dans un modèle d'équilibre par Brunner, Cukierman et Meltzer [1980] ou dans une problématique d'accommodation monétaire par Blinder [1981].

Ce sera l'objet de cette étude que d'expliciter les contrats salariaux optimaux dans une économie monétaire soumise à des perturbations de caractéristiques variées. Pour ce faire, elle se situera dans le cadre d'une économie à générations imbriquées, cadre d'analyse d'un usage maintenant courant en théorie monétaire (Wallace [1980], McCallum [1983]).

Après avoir présenté le modèle spécifique retenu pour appuyer l'argumentation, on présentera les caractéristiques des contrats optimaux d'abord en termes généraux, puis en précisant les modalités particulières aux situations respectives d'information parfaite puis d'information imparfaite.

Les résultats obtenus reflètent bien sûr les limitations associées aux nombreuses hypothèses simplificatrices retenues et en particulier à la considération du seul cas de plein emploi. Ils permettent cependant de retrouver comme cas particulier les conclusions des principales études théoriques disponibles sur le sujet, et donc d'en proposer une utile mise en perspective.

2 Le cadre de l'analyse : un modèle à générations imbriquées

En reprenant la formalisation de SAMUELSON [1958], LUCAS [1972] l'a imposé comme un modèle type pour l'analyse des propriétés d'une économie monétaire, soumise à des chocs aléatoires et présentant une structure d'information plus ou moins complète. Dans ce cadre en particulier, la problématique traditionnelle de la neutralité monétaire a fait l'objet d'une reformulation, supposant *a priori* acquise la neutralité distributive, mais reconnaissant dans l'information imparfaite et son corollaire, à savoir que les prix ne révèlent alors qu'une partie de l'information relative aux perturbations affectant l'économie, la source d'une nouvelle forme de non-neutralité.

Après avoir présenté les hypothèses relatives à l'économie, au comportement des agents représentatifs et au processus d'émission monétaire, il sera possible de caractériser l'équilibre du marché des biens et de spécifier la demande de monnaie.

2.1. Caractéristiques générales

L'économie considérée comprend trois biens : le travail, qui est l'unique facteur de production, un bien de consommation et la monnaie qui est l'unique réserve de valeur. On note respectivement w_t et p_t le taux de salaire nominal et le prix du bien à la date t.

L'évolution de la masse monétaire est décrite par l'identité :

$$m_t = m_{t-1} x_t \tag{1}$$

où m_t désigne le stock de monnaie à la date t et où $(x_t - 1)$ représente simplement le taux de croissance de la masse monétaire entre les instants $(t-1)$ et t. Nous supposerons que x_t est une variable aléatoire dont nous préciserons ultérieurement les propriétés.

1. On peut se reporter à MAROIS, PERROT-DORMONT et ZYLBERBERG [1985] pour une synthèse des travaux sur l'indexation.

Il y a deux agents représentatifs dans l'économie, un entrepreneur et un employé. Chacun d'entre eux vit deux périodes.

Nous admettrons que la consommation prend place uniquement dans la deuxième période, ce qui constitue une simplification habituelle dans ce genre de modèle.

Lorsqu'il est jeune, l'employé offre une unité de travail en échange de laquelle il reçoit le salaire w_t stipulé dans le contrat. Il sera également admis qu'il n'y a pas de salaire de réservation ce qui implique que les contrats optimaux sont toujours des contrats de plein-emploi. Lorsqu'il est vieux, l'employé peut alors consommer une quantité de biens c^h_{t+1} définie par la relation :

(2) $$c^h_{t+1} = w_t \, x^k_{t+1} / p_{t+1}$$

Dans cette expression le coefficient k, compris entre 0 et 1, mesure la part de l'expansion monétaire qui est directement transférée aux agents. Le niveau d'utilité atteint par l'employé quand il sera vieux s'écrit alors simplement :

(3) $$\mathrm{U}(w_t \, x^k_{t+1} / p_{t+1}) \qquad \text{avec} \quad \mathrm{U}' > 0$$

où U représente une fonction d'utilité du type Von Neumann-Morgenstern.

L'hypothèse essentielle est que l'employé présente de l'aversion vis-à-vis du risque, ce qui se traduit par l'inégalité :

(4) $$\mathrm{U}'' < 0$$

Dans la période t le *jeune* employé va passer un contrat de salaire avec le *jeune* entrepreneur. Ce contrat fixé au début de leur jeunesse (*ex ante*) sera contingent aux informations observables à la fin de leur jeunesse (*ex post*). Nous noterons I_t l'ensemble de ces informations et nous supposerons que cet ensemble est identique pour l'employé et l'entrepreneur, l'information est donc *symétrique*. L'observation des éléments de I_t va permettre à l'employé d'estimer le niveau d'utilité future du contrat associé. Ce niveau, soit $h\,(w_t, \mathrm{I}_t)$, correspond simplement à l'espérance de l'utilité conditionnée par I_t. Il est ainsi défini par la relation :

(5) $$h(w_t, \mathrm{I}_t) = \mathrm{E}(\mathrm{U}(w_t \, x^k_{t+1} / p_{t+1}) \mid \mathrm{I}_t)$$

Le comportement de l'entrepreneur est tout-à-fait symétrique de celui de son employé. Lorsqu'il est jeune, il encaisse le profit π_t défini par :

(6) $$\pi_t = p_t \, e_t - w_t$$

où e_t désigne la production correspondant à la quantité de travail unitaire fournie par l'employé. Nous supposerons que e_t est une variable aléatoire, ce qui revient à faire l'hypothèse que l'économie subit, par exemple, des chocs de productivité. Les propriétés de e_t seront précisées ultérieurement.

Lorsqu'il est vieux, l'entrepreneur peut consommer une quantité de bien c^f_{t+1} définie par :

(7) $$c^f_{t+1} = (p_t \, e_t - w_t) \, x^k_{t+1} / p_{t+1}$$

En supposant l'entrepreneur *neutre* vis-à-vis du risque, son niveau d'utilité future conditionnée par l'ensemble des observations I_t s'écrit simplement :

$$(8) \qquad f(w_t, I_t) = E((p_t e_t - w_t) x_{t+1}^k / p_{t+1} \mid I_t)$$

Dans les relations (5) et (8) interviennent des espérances de l'utilité conditionnelles à l'information disponible à la date t. La présence de variables futures, en particulier du niveau des prix p_{t+1}, nécessite en effet d'expliciter la nature des anticipations pertinentes.

Nous supposerons ici que tous les agents font des *prévisions rationnelles*, autrement dit qu'ils connaissent tous les *vraies* distributions de probabilité des variables aléatoires x_t et e_t, que celles-ci soient observées ou non. Mais l'hypothèse de prévisions rationnelles signifie surtout que les agents connaissant le *vrai* modèle de l'économie, en particulier ils connaissent la relation (11) – voir ci-dessous – définissant l'évolution du prix d'équilibre p_t et sont donc tous capables de déduire la *vraie* distribution de probabilité de cette variable, conditionnellement à l'information, plus ou moins complète, dont ils disposent. La connaissance de la loi d'évolution du prix d'équilibre implique que les contrats optimaux vont correspondre à un optimum de Pareto contraint au sens de Hosios [1984].

2.2. Équilibre du marché des biens et demande de monnaie

De ce qui précède il résulte que la demande de bien émanant du vieil entrepreneur et du vieil employé vivant à la date t est égale au pouvoir d'achat des revenus perçus en $t-1$ (dans leur jeunesse), et détenus sous forme de monnaie m_{t-1}, multipliés par le terme de transfert x_t^k et déflaté par le niveau courant du prix p_t, c'est-à-dire en définitive l'expression $m_{t-1} x_t^k / p_t$. Soit g_t la consommation du gouvernement à cette même date, l'équilibre du marché des biens s'écrit alors :

$$(9) \qquad g_t + m_{t-1} x_t^k / p_t = e_t$$

Par ailleurs, la demande de monnaie des agents privés, percevant un revenu, c'est-à-dire de l'ensemble des jeunes, est toujours égale à $(w_t + \pi_t)$ soit $p_t e_t$. On aura donc toujours la relation :

$$(10) \qquad p_t e_t = m_t$$

qui compte tenu de (1) peut encore s'écrire :

$$(11) \qquad p_t = m_{t-1} x_t / e_t$$

Combinant (9) et (11) il apparaît que la consommation gouvernementale, financée par la part de l'émission monétaire qui n'est pas distribuée sous forme de transfert proportionnel, prend l'expression simple suivante :

$$(12) \qquad g_t = (1 - x_t^{k-1}) e_t$$

Ainsi la consommation gouvernementale, combinaison de variables aléatoires, est elle-même une variable aléatoire que l'état peut contrôler via l'expansion monétaire x_t (nous préciserons ce point plus loin) et via le paramètre k. [2] En particulier, les deux cas polaires suivants seront souvent évoqués:

– un coefficient unitaire ($k=1$) implique $g_t=0$. L'expansion monétaire ne donne lieu à aucun effet d'éviction direct [3] de la consommation privée vers la consommation publique. C'est le cas de figure retenu par LUCAS [1972] où prévaut la neutralité distributive de la monnaie;

– un coefficient nul ($k=0$). Dans ce cas au contraire la création monétaire ne sert qu'à financer la dépense publique. On vérifie en effet aisément que l'on a alors:

$$p_t g_t = m_t - m_{t-1} \tag{13}$$

Plus généralement, on peut considérer que le paramètre k mesure le degré de « neutralité distributive » entre l'État et le secteur privé, de l'expansion monétaire. En particulier pour tout $k \neq 1$, la monnaie n'est pas « neutre » dans le sens où elle l'est a priori dans le modèle de LUCAS [1972].

2.3. Propriétés stochastiques des chocs et structure d'information des agents

Rompant avec les hypothèses habituelles des modèles de contrats implicites et avec celles des modèles aléatoires avec générations imbriquées, nous supposerons que les chocs peuvent avoir un caractère persistant. Nous poserons ainsi:

$$x_t = x_{t-1}^a \alpha_t, \qquad 0 \leqslant a \leqslant 1 \tag{14}$$

$$e_t = e_{t-1}^b \beta_t, \qquad 0 \leqslant b \leqslant 1 \tag{15}$$

Dans ces relations α_t et β_t sont des variables aléatoires stationnaires, indépendantes entre elles, temporellement non correlées, et dont la moyenne est égale à un. [4] Dans ces conditions, les relations (14) et (15) impliquent en particulier:

$$E(x_t \mid x_{t-1}) = x_{t-1}^a \tag{16}$$

$$E(e_t \mid e_{t-1}) = e_{t-1}^b \tag{17}$$

Les paramètres a et b apparaissent ainsi comme des mesures de la persistance des chocs. Lorsqu'ils sont nuls, les perturbations affectant l'économie sont de nature purement transitoires, on a alors:

$$x_t = \alpha_t \qquad \text{et} \qquad e_t = \beta_t \tag{18}$$

Si au contraire a et b sont tous deux égaux à un, nous parlerons alors de chocs persistants. Dans ce cas, les processus stochastiques définissant x_t et e_t sont de type martingale puisque l'on a alors:

$$E(x_t \mid x_{t-1}) = x_{t-1} \qquad \text{et} \qquad E(e_t \mid e_{t-1}) = e_{t-1} \tag{19}$$

Il sera montré plus loin que la forme des contrats optimaux dépend fortement du degré de persistance des chocs et pas uniquement de leur nature « réelle » ou « nominale ».

Les contrats optimaux vont également dépendre du contenu de l'ensemble des informations observables I_t. Nous supposerons que cet ensemble contient toujours la totalité de l'histoire de l'économie jusqu'à la date $(t-1)$ ainsi que l'observation du prix courant p_t. La relation (11) montre alors que la connaissance de p_t et de m_{t-1} est équivalente pour les agents à l'observation du signal composite (x_t/e_t). Si les agents peuvent connaître exactement la valeur de la réalisation d'au moins une des variables aléatoires x_t ou e_t, ils peuvent alors connaître à l'aide de la relation (11) les valeurs exactes de tous les chocs affectant l'économie. Dans ce cas, nous dirons que l'information est *parfaite*. Si au contraire les agents ne peuvent observer aucune des réalisations des variables aléatoires x_t ou e_t, ils ne pourront pas, en général, apprécier ce qui, dans une modification du niveau des prix, provient d'une perturbation nominale ou d'une perturbation réelle. Dans ce cas, l'information est dite *imparfaite*.

Sans doute cette formulation de l'information imparfaite constitue-t-elle une simplification drastique, car on ne voit pas ce qui empêche l'entreprise d'observer directement le choc e_t qui affecte la productivité de ses salariés. Une formulation plus satisfaisante considère une multiplicité de producteurs qui ne peuvent déduire de l'observation locale de la productivité dans leur entreprise la valeur du choc moyen affectant l'économie : la simplification retenue retient le même effet en allégeant considérablement la formulation. Les propriétés des contrats optimaux seront sensiblement différentes selon la structure d'information adoptée, mais ils comportent certaines caractéristiques communes que nous allons examiner maintenant.

3 Les contrats optimaux

Un contrat de salaire stipule une relation entre le salaire nominal w_t et les observations I_t que pourront connaître les agents. Un contrat sera considéré comme optimal s'il assure à chaque contractant l'avantage attendu maximal compatible avec un avantage donné de l'autre, ce qui est équivalent à la maximisation d'une somme pondérée des avantages espérés des deux

2. Nous admettons que l'État ne peut avoir aucune influence sur le choc de productivité e_t.

3. Avec la structure très simple de ce modèle l'effet d'éviction prend la forme de l'impôt inflationniste, résultant du financement monétaire de g_t.

4. Ce type de formulation constitue un moyen pratique pour combiner composantes « transitoires » et « permanentes ». Voir par exemple MINCER [1969].

parties concernées. Dans le cas présent, un contrat optimal est une règle de fixation des salaires, soit $w_t\,(\mathrm{I}_t)$ solution du problème :

(20)
$$\begin{cases} \underset{\mathrm{I}_t}{\mathrm{Max}\,\mathrm{E}} f(w_t, \mathrm{I}_t) \\ \text{s. c. } \underset{\mathrm{I}_t}{\mathrm{E}}\, h(w_t, \mathrm{I}_t) = \bar{h} \end{cases}$$

Un contrat optimal maximise donc l'espérance *inconditionnelle* de l'utilité de l'entrepreneur représentatif sous l'hypothèse que l'utilité (inconditionnelle) de l'employé ne peut descendre en-dessous d'un niveau donné $\bar{h}$. Ce dernier représente par exemple le niveau d'utilité que l'employé peut espérer atteindre « ailleurs ».

Il existe donc en général un continuum de contrats paramétrés par $\bar{h}$, le niveau de satisfaction a priori assuré au salarié. Les propriétés formelles des contrats optimaux qui vont être développées ultérieurement sont indépendantes du choix d'une valeur particulière de $\bar{h}$ mais bien sûr la valeur du salaire à I_t donné, soit $w_t\,(\mathrm{I}_t)$ croît régulièrement avec $\bar{h}$.

On peut connaître la relation générale définissant les contrats optimaux sans avoir besoin de spécifier auparavant le contenu de l'ensemble I_t. On forme pour cela le lagrangien du problème précédent, soit λ le multiplicateur associé à la contrainte (20), il vient :

(21)
$$\mathrm{L} = \mathrm{E} f(w_t, \mathrm{I}_t) + \lambda (\mathrm{E}\, h(w_t, \mathrm{I}_t) - \bar{h})$$

Les contrats optimaux sont alors caractérisés par la condition nécessaire suivante :

(22)
$$\frac{d\mathrm{L}}{dw_t} = \frac{df(w_t, \mathrm{I}_t)}{dw_t} + \lambda \frac{dh(w_t, \mathrm{I}_t)}{dw_t} = 0 \quad \text{pour tout } \mathrm{I}_t$$

A l'aide de (5) et (8) on obtient alors facilement :

(23)
$$\frac{dh(w_t, \mathrm{I}_t)}{dw_t} = \mathrm{E}\left(\frac{x^k_{t+1}}{p_{t+1}} \mathrm{U}'\left(\frac{w_t\, x^k_{t+1}}{p_{t+1}} \right) \middle| \, \mathrm{I}_t \right)$$

(24)
$$\frac{df(w_t, \mathrm{I}_t)}{dw_t} = -\mathrm{E}\left(\frac{x^k_{t+1}}{p_{t+1}} \middle| \, \mathrm{I}_t \right)$$

Les contrats optimaux satisfont alors la relation :

(25)
$$\lambda\, \mathrm{E}\left(\frac{x^k_{t+1}}{p_{t+1}} \mathrm{U}'\left(\frac{w_t\, x^k_{t+1}}{p_{t+1}} \right) \middle| \, \mathrm{I}_t \right) = \mathrm{E}\left(\frac{x^k_{t+1}}{p_{t+1}} \middle| \, \mathrm{I}_t \right)$$

Cette relation peut s'écrire sous une forme plus éclairante en remarquant tout d'abord que :

(26)
$$p_{t+1} = m_t\, x_{t+1} / e_{t+1} = m_t\, x^a_t\, \alpha_{t+1} / e^b_t\, \beta_{t+1}$$

et comme l'on a toujours $p_t = m_t/e_t$, on obtient finalement :

(27) $$p_{t+1} = p_t e_t^{1-b} x_t^a \alpha_{t+1}/\beta_{t+1}$$

compte tenu du fait que l'ensemble I_t contient toujours l'observation du prix p_t, la relation (25) devient :

(28) $$\lambda E\left(\frac{x_t^{a(k-1)}}{e_t^{1-b}} \cdot \frac{\beta_{t+1}}{\alpha_{t+1}^{1-k}} U'\left(\frac{w_t}{p_t} \cdot \frac{x_t^{a(k-1)}}{e_t^{1-b}} \cdot \frac{\beta_{t+1}}{\alpha_{t+1}^{1-k}} \right) \middle| I_t \right) = E\left(\frac{x_t^{a(k-1)}}{e_t^{1-b}} \cdot \frac{\beta_{t+1}}{\alpha_{t+1}^{1-k}} \middle| I_t \right)$$

Il apparaît ainsi que le salaire contractuel optimal w_t défini par cette relation (28) dépend des informations disponibles I_t, mais aussi des paramètres a et b de persistance des chocs ainsi que du degré k de « neutralité distributive » de la politique monétaire. Les propriétés des contrats optimaux doivent donc être précisées successivement en information parfaite et sous l'hypothèse d'information imparfaite.

4 Les contrats en information parfaite

Lorsque l'information est parfaite les agents observent directement ou peuvent déduire exactement les valeurs des réalisations des variables aléatoires. Dans ce cas la relation (28) devient :

(29) $$\lambda E\left(\frac{\beta_{t+1}}{\alpha_{t+1}^{1-k}} U'\left(\frac{w_t}{p_t} \frac{x_t^{a(k-1)}}{e_t^{1-b}} \cdot \frac{\beta_{t+1}}{\alpha_{t+1}^{1-k}} \right) \middle| I_t \right) = E\left(\frac{\beta_{t+1}}{\alpha_{t+1}^{1-k}} \middle| I_t \right)$$

Pour passer de la relation (29) à une équation explicite en w_t/p_t, on effectue le changement de variable $z(k) = w_t x_t^{a(k-1)}/p_t e_t^{1-b}$. Comme les variables α_t et β_t ne sont pas autocorrélées, α_{t+1} et β_{t+1} sont indépendants de I_t. De plus, ces variables étant stationnaires, l'équation (30) qui définit implicitement $z(k)$ ne dépend pas du temps et la variable $z(k)$ représente un facteur permanent qui affecte la consommation du salarié en fonction des paramètres des distributions de α et β et du coefficient k de neutralité distributive.

(30) $$\lambda E\left(\frac{\beta}{\alpha^{1-k}} U'\left(z \frac{\beta}{\alpha^{1-k}} \right) \right) = E\left(\frac{\beta}{\alpha^{1-k}} \right)$$

La fonction U étant concave, la solution $z(k)$ de cette équation est unique. Le contrat optimal w_t vérifie alors la relation :

$$\frac{w_t x_t^{a(k-1)}}{p_t e_t^{1-b}} = z(k) \tag{31}$$

que l'on peut écrire encore :

$$\frac{w_t}{p_t} = e_t^{1-b} x_t^{a(1-k)} z(k) \tag{32}$$

La première constatation qui s'impose dans ce cas d'information parfaite est l'implication forte que comporte la neutralité distributive. En effet, lorsque $k=1$, la relation (32) devient :

$$\frac{w_t}{p_t} = e_t^{1-b} z(1) \tag{33}$$

par conséquent le salaire réel — mais il en irait de même avec toutes les quantités réelles du modèle — ne dépend que du choc réel via la quantité e_t^{1-b}. Au contraire pour $k<1$, un choc monétaire x_t entraîne un prélèvement réel, au profit de l'État, sur les biens disponibles pour les agents privés. Comme ces agents connaissent la structure de l'économie, par l'hypothèse de prévision rationnelle, et sont capables de discerner chaque composante de la perturbation totale, par l'hypothèse d'information parfaite, ils assimilent normalement l'impôt inflationniste $x_t^{a(1-k)}$ à un choc réel qui les appauvrit.

On peut encore préciser les propriétés des contrats optimaux dans un certain nombre de cas particuliers que nous envisageons maintenant.

4.1. Absence de choc monétaire

Nous supposerons ici que $\alpha_t = 1$, autrement dit la politique monétaire suit une règle rétroactive parfaitement connue de tous les agents et qui s'écrit simplement :

$$x_t = x_{t-1}^a \tag{34}$$

Pour apprécier le degré d'indexation de l'économie, il faut expliciter la relation qui lie le salaire courant w_t au prix courant p_t. Comme l'on a toujours $p_t = m_{t-1} x_t / e_t$, (32) s'écrit encore :

$$w_t = m_{t-1}^{1-b} p_t^b x_t^{(a(1-k)+1-b)} z(k) \tag{33}$$

c'est-à-dire compte tenu de (34) :

$$w_t = (z(k) m_{t-1}^{1-b} x_{t-1}^{a(1-b+a(1-k))}) p_t^b \tag{35}$$

Si l'on convient d'assimiler, comme c'est le cas habituellement le degré d'indexation des salaires par rapport au prix à l'élasticité du salaire *courant* par rapport au prix *courant*; la relation (35) montre qu'en l'absence de choc monétaire le degré d'indexation est égal au paramètre b mesurant le degré de persistance des chocs réels. En particulier lorsque la masse monétaire ne varie pas ($x_t = 1$), on peut facilement montrer que la relation (35) prend la forme habituelle suivante :

(36) $$\frac{w_t}{w_{t-1}} = \left(\frac{p_t}{p_{t-1}}\right)^b$$

L'expression (36) s'applique également comme approximation assez précise pour t assez grand car le processus d'évolution de la monnaie (34) implique que x_t tend vers la limite $x_\infty = 1$.

La relation (36) est formellement identique à celle que dérivent GRAY [1976] ou FISCHER [1977]. Toutefois la logique de l'indexation partielle est ici profondément différente. Elle résulte en effet uniquement du degré de persistance des chocs, qui commande, sous l'hypothèse de prévision rationnelle, l'élasticité de la prévision future par rapport à la réalisation courante. Les dispositions contractuelles doivent compenser l'impact sur le salaire réel d'une perturbation persistante de la productivité. Le résultat obtenu complète également les enseignements des modèles de contrat du type de ceux de AZARIADIS [1975] et BAILY [1974], qui prévoient que le salaire réel contractuel doit rester invariant dans le cas de chocs réels. Dans le présent modèle, cet enseignement ne s'applique qu'à la composante persistante ($b = 1$). En cas de perturbations réelles transitoires, un contrat optimal doit stipuler un salaire nominal constant, comme on le vérifie en posant $b = 0$ dans l'équation (36).

La symétrie entre chocs réels et monétaires n'est par ailleurs pas complète, comme va le montrer l'examen du cas où la productivité e_t est connue avec certitude.

4.2. Absence de choc réel.

Nous supposons maintenant que $\beta_t = 1$, l'évolution de la productivité est donc décrite par :

(37) $$e_t = e_{t-1}^b$$

Par un raisonnement tout-à-fait analogue au précédent on aboutit à :

(38) $$w_t = (m_{t-1}^{a(k-1)} e_{t-1}^{b(1-b+a(1-k))} z(k)) p_t^{(1+a(1-k))}$$

L'équation (38) établit que le degré d'indexation, entendu comme l'élasticité du salaire nominal au niveau courant des prix est égal à $(1 + a(1-k))$. Il apparaît ainsi que, vis-à-vis de ce degré d'indexation, le paramètre de persistance du choc monétaire a et le paramètre de neutralité distributive k sont en un certain sens *substituables* car ils interviennent toujours sous la forme $a(1-k)$. Lorsque k est égal à l'unité, les agents savent qu'il n'y aura aucun effet d'éviction de la consommation privée vers la consommation publique. Dans un modèle avec anticipations rationnelles et information parfaite, les agents savent alors que toute modification de la masse monétaire sera reproduite à l'identique dans le niveau des prix, par conséquent lorsque $k = 1$, l'évolution du stock de monnaie et en particulier le paramètre a n'ont aucune importance. La relation (38) montre bien alors que l'indexation optimale est l'indexation parfaite, dans la mesure où l'élasticité du salaire courant w_t par rapport au prix courant est égale à un. Par contre si $k \neq 1$, les agents perçoivent comme un impôt inflationniste à subir la fraction $(1-k)$ de l'inflation attendue. Cette inflation attendue se déduit elle-même de l'inflation courante en fonction du degré de persistance a, qui intervient directement comme élasticité d'anticipation. Au total, la charge réelle attendue est la fraction $a\ (1-k)$ de l'inflation courante et le contrat optimal prévoit une sur indexation pour couvrir, au-delà de la croissance purement nominale justifiant une réponse unitaire, l'effet distributif réel assimilable en tout point à une réduction de l'offre disponible pour les agents privés. L'effet total $(1+a(1-k))$ est la somme du terme (1) d'accroissement de la demande nominale et de la composante $a(1-k)$ de réduction de l'offre, ce qui justifie la surindexation apparaissant dans l'équation (38).

5. Les contrats en information imparfaite

Lorsque les agents ne peuvent observer que la valeur du niveau des prix p_t et non pas la valeur courante de la masse monétaire et du paramètre de productivité e_t, cela ne leur fournit en général qu'une information partielle sur la nature des chocs qui affectent l'économie. Formellement, la relation (28) définissant les contrats optimaux, montre que le problème des agents est de calculer la distribution de probabilité conditionnelle de la variable aléatoire $x_t^{a\,(k-1)}/e_t^{1-b}$ connaissant la valeur de la réalisation de la variable aléatoire x_t/e_t qui correspond à l'observation de p_t. Il ne semble pas qu'une solution analytique simple de w_t puisse être dérivée à partir de la relation (28) dans le cas général. On peut cependant aboutir à une explication complète des solutions en supposant que les variables aléatoire α et β suivent des lois log-normales et que la fonction d'utilité du consommateur prend la forme $U(c) = \text{Log}\ c$. Cette dernière hypothèse permet d'écrire la relation (28) qui définit le salaire contractuel optimal de la façon suivante :

$$(39) \qquad \frac{w_t}{p_t} = \lambda / E\left(\frac{x_t^{a\,(k-1)}}{e_t^{1-b}} \middle| p_t \right)$$

Compte tenu des relations (14) et (15) définissant les processus stochastiques suivis par les chocs x_t et e_t, et en explicitant les lois log-normales suivies par les paramètres aléatoires α et β, mesurant respectivement les chocs monétaires et réels, on peut calculer l'expression de l'espérance conditionnelle qui apparaît dans le second membre de l'équation (39) et dériver finalement l'expression : [5]

(40) $$w_t = B^{b+\varphi(1-b+a(1-k))} p_t$$

Avec :

(41) $$B = B(\lambda, k, \varphi, I_{t-1})$$

où $\varphi = \sigma_\alpha^2/(\sigma_\alpha^2 + \sigma_\beta^2)$ représente le poids relatif des chocs monétaires.

Le coefficient B ne dépendant que de l'histoire passée du modèle et de certains paramètres structurels, l'élasticité du salaire courant par rapport au prix courant, c'est-à-dire le degré d'indexation, est alors définie par :

(42) $$\frac{dw_t}{w_t} = (b + \varphi(1-b+a(1-k)))\frac{dp_t}{p_t}$$

Le contexte d'information imparfaite dans lequel les contracts doivent maintenant être stipulés, conduit, comme modification principale, à introduire le facteur φ d'évalutation du poids relatif des chocs monétaires. L'interprétation du taux d'indexation donné par l'équation (42) peut être éclairée par l'examen des deux cas limites.

En l'absence de choc réel ($\varphi = 1$), le degré d'indexation stipulé par le contrat optimal est $[1 + a(1-k)]$, tandis que l'absence de choc monétaire implique un coefficient d'indexation égal à b, c'est-à-dire au degré de persistance du choc réel. Il est normal de retrouver dans ces cas particuliers les solutions d'information parfaite puisque la présence d'une seule source de perturbations élimine le problème spécifique d'estimation des composantes du choc total qui était le propre de l'information imparfaite.

L'équation (42) donne, en fonction de la valeur prise par le paramètre φ de poids relatif du choc monétaire, l'expression générale du coefficient d'indexation stipulé par les contrats salariaux optimaux comme une combinaison linéaire convexe des expressions polaires précédentes, soit :

(43) $$\frac{dw_t}{w_t} \bigg/ \frac{dp_t}{p_t} = (1-\varphi)b + \varphi(1 + a(1-k))$$

Son interprétation est donc particulièrement simple, et l'impact de chaque paramètre a, b et k, propres aux processus structurels, s'interpréte lui-même par référence aux cas polaires de chocs purement réels ou entièrement monétaires.

L'équation (42) [ou identiquement (43)] constitue à ce titre une synthèse intéressante de différents résultats disponibles dans la théorie relative à l'indexation salariale dans une économie monétaire.

5. La dérivation explicite de l'équation (40) fait l'objet de l'Annexe 1.

Remarquons d'abord que cette équation met en évidence une double forme de non-neutralité :

1 d'une part, la non-neutralité tenant à l'information imparfaite. En général, on aura $\varphi < 1$ et des chocs nominaux affecteront le salaire réel. [6] Ce type d'effet réel des chocs nominaux est bien connu, et il fonde depuis l'article de LUCAS [1972], l'une des interprétations de la courbe d'offre dite de Lucas.

En effet, pour $k = 1$, le degré d'indexation devient

$$\frac{dw_t}{w_t} \Big/ \frac{dp_t}{p_t} = b + \varphi(1-b) \tag{44}$$

La composante persistante de l'inflation (b) est totalement représentée dans le salaire nominal. La composante « transitoire » $(1-b)$ l'est dans la proportion φ, alors qu'en information parfaite, elle devrait laisser inchangé le salaire nominal.

2 d'autre part, la non-neutralité distributive, qui apparaît pour $k < 1$. Cette forme de non-neutralité était écartée *a priori* du modèle de LUCAS [1972] par l'hypothèse d'une création monétaire par transferts proportionnels aux encaisses initiales. MUENCH [1977], entre autres, a critiqué les implications excessivement restrictives de cette hypothèse. Le présent modèle montre dans quelle mesure un choc monétaire distributivement non neutre est assimilable à un choc réel.

L'hypothèse d'information imparfaite conduit aussi à retrouver la problématique de J. Gray et S. Fischer lorsque les perturbations sont purement transitoires ($a = b = 0$). Dans ce cas, en effet, le degré d'indexation est donné par l'expression suivante

$$\frac{dw}{w_t} \Big/ \frac{dp_t}{p_t} = \varphi \tag{45}$$

Ce qui signifie qu'il ne dépend plus que de la variance relative des chocs monétaires par rapport aux chocs réels. *A contrario*, ce rapprochement fait apparaître l'extension apportée par le présent modèle, qui permet de dégager le rôle déterminant des facteurs de persistance dans la détermination du taux optimal d'indexation contractuelle.

6 Conclusions

L'étude d'un modèle simple à générations imbriquées a permis de caractériser les contrats salariaux optimaux dans une économie monétaire et en particulier d'expliciter les déterminants du degré d'indexation sous les hypothèses respectives d'information parfaite et imparfaite. Elle a permis de retrouver comme cas particulier les résultats standards de Gray et Fischer (un taux d'indexation égal au poids relatif des chocs monétaires par rapport aux chocs réels) et ceux des modèles traditionnels de contrat, qui prévoient un salaire réel constant en cas de chocs purement réels.

L'analyse de la persistance des perturbations réelles comme les chocs sur l'offre permet de dégager un contraste intéressant entre les politiques optimales d'indexation et d'accommodation : le degré souhaitable d'indexation croît avec le degré de persistance alors que BLINDER [1981] a montré que des politiques « anti-accommodatives » pouvaient être justifiées pour des chocs persistants.

S'agissant des chocs monétaires, l'indexation contractuelle apparaît en définitive fonction de trois paramètres :

1. le degré de neutralité distributive du processus d'émission monétaire;

2. le degré de persistance des chocs monétaires;

3. en cas d'information imparfaite, la part de la variance totale des perturbations dues aux chocs monétaires.

Bien que prévale en général la non-neutralité de la politique monétaire, la présence de contrats indexés vérifie la critique de LUCAS [1976] relative à la permanence des valeurs des coefficients structurels caractérisant l'économie. Le degré d'indexation est l'un de ces paramètres habituellement considérés comme donnés pour la définition d'une politique optimale de stabilisation.

Or, il résulte clairement de l'exercice qui précède que le degré d'indexation, déterminé contractuellement, est lui-même fonction des paramètres de la politique monétaire et qu'il est donc fallacieux de le considérer comme donné.

De ce fait, la définition d'une politique monétaire optimale doit relever d'un modèle explicitant les interactions stratégiques entre les autorités monétaires et les agents privés. Ce n'est là qu'un des développements possibles de l'approche suivie dans cette étude, qui se proposait de contribuer à l'écaircir les fondements microéconomiques de la macroéconomie monétaire.

---

6. On retrouve, dans un modèle différent, l'explication donnée par GRAY [1983], p. 26 : « This is because indexing can neutralize only that portion of the monetary disturbance that is correctly perceived to be a monetary disturbance ».

Dérivation de l'équation (40)

Compte tenu des relations (14) et (15) définissant les processus stochastiques suivis par les chocs x_t et e_t, la relation (39) devient :

(46) $$\frac{w_t}{p_t}=\lambda\frac{e_{t-1}^{b(1-b)}}{x_{t-1}^{a^2(k-1)}} \Big/ \mathrm{E}\left(\frac{\alpha_t^{a(k-1)}}{\beta_t^{1-b}}\middle|\frac{\alpha_t}{\beta_t}=z_t\right)$$

avec :

(47) $$z_t=\frac{p_t}{m_{t-1}}\frac{e_{t-1}^b}{x_{t-1}^a}$$

L'espérance conditionnelle apparaissant dans (46) a une expression simple lorsque les variables α et β suivent des lois Log-normales.

Plus précisément, CHIAPPORI et GUESNERIE [1985] ont montré que si α et β sont des variables aléatoires Log-normales de moyenne égale à l'unité et dont les distributions de probabilité respectives s'écrivent :

(48) $$f_\alpha(y)=\frac{1}{y\,\sigma_\alpha\sqrt{2\pi}}\exp\left(-\frac{1}{2\sigma_\alpha^2}\left(\mathrm{Log}\,y+\frac{\sigma_\alpha^2}{2}\right)^2\right)$$

(49) $$f_\beta(y)=\frac{1}{y\,\sigma_\beta\sqrt{2\pi}}\exp\left(-\frac{1}{2\sigma_\beta^2}\left(\mathrm{Log}\,y+\frac{\sigma_\beta^2}{2}\right)^2\right)$$

où σ_α et σ_β sont des paramètres strictement positifs, on a alors :

(50) $$\mathrm{E}\left(\frac{\alpha^s}{\beta}\;\frac{\alpha}{\beta}=z\right)=\mathrm{A}^{s^2-4s+3}\,z^{\varphi s+1-\varphi}\quad\text{pour tout } s$$

Avec

(51) $$\varphi=\sigma_\alpha^2/(\sigma_\alpha^2+\sigma_\beta^2)\qquad\text{et}\qquad \mathrm{A}=\exp(\varphi\,\sigma_\beta^2/2).$$

Dans l'espérance conditionnelle de la relation (46) on peut remplacer β_t^{-b} par $(\alpha_t z_t)^{-b}$, cette relation devient alors

(52) $$\frac{w_t}{p_t}=\lambda\frac{e_{t-1}^{b(1-b)}}{x_{t-1}^{a^2(k-1)}}z_t^b/E\left(\frac{\alpha_t^{b+a(k-1)}}{\beta_t}\middle|\frac{\alpha_t}{\beta_t}=z_t\right)$$

En utilisant (50), il vient :

(53) $$\frac{w_t}{p_t}=\lambda\frac{e_{t-1}^{b(1-b)}}{x_{t-1}^{a^2(k-1)}}\cdot\frac{z_t^b}{\mathrm{A}^{s^2-4s+3}}\cdot z_t^{-\varphi s+\varphi-1}$$

Avec

(54) $$s=b+a(k-1)$$

Compte tenu de (47), on obtient, après quelques manipulations l'équation (40) du texte

(40) $$w_t=\mathrm{B}\,p_t^{b+\varphi(1-b+a(1-k))}$$

• Références bibliographiques

AZARIADIS, C. (1975). — « Implicit Contracts and Underemployment Equilibria », *Journal of Political Economy*, 83, p. 157-172.

BAILY, M. (1974). — « Wages and Employment Under Uncertain Demand » *Review of Economic Studies*, 41, p. 37-50.

BLINDER, A. S. (1981). — « Monetary Accommodation of Supply Shocks Under Rational Expectations », *Journal of Money, Credit and Banking*, p. 425-438.

BRUNNER, K., CUKIERMAN, A. et MELTZER, A. H. (1980). — « Staglation, Persistent Unemployment and the Permanence of Economic Shocks », *Journal of Monetary Economics*, p. 467-492.

CHIAPPORI, P. A. et GUESNERIE, R. (1985). — « Indeterminacy of Stationary Equilibria in Models where Observable Variables Transmit Information: an Example in a Lucas-Type Model », *mimeo*, Centre d'Économie Quantitative et Comparative, EHESS, Paris.

COOPER, R. (1982). — « Optimal Labor Contracts and the Role of Monetary Policy in an Overlapping Generation Model », *Cowles discussion paper*, n° 656.

FISCHER, S. (1977). — « Wage Indexation and Macroeconomic Stability », *Journal of Monetary Economics*, 5, supp., p. 107-147.

GRAY, J.A. (1976). — « Wage Indexation: a Macroeconomic Approach », *Journal of Monetary Economics*, 2, p. 221-235.

GRAY, J. A. (1983). — « Wage Indexation, Incomplete Information and the Aggregate Supply Curve », in *Inflation, debt and Indexation*, DORNBUSH et SIMONSEN, éd., NBER, p. 25-45.

HOSIOS, A. J. (1984). — « A Welfare Analysis of Employment Contract with and without Asymetric Information », *Review of Economic Studies*, p. 471-489.

LUCAS, R. (1972). — « Expectations and the Neutrality of Money », *Journal of Economic Theory*, 4, p. 103-124.

LUCAS, R. (1976). — « Econometric Policy Evaluation: A Critique », *The Phillips Curve and Labor Markets*, BRUNNER K. et METZLER, A. éd., Carnegie Rochester Conference series.

MAC CALLUM, B.T. (1983). — « The Role of Overlapping Generation Models in Monetary Economics », *Money, Monetary Policy and Financial Institutions*, BRUNNER, K. et METZLER, A., éds., Carnegie Rochester Conference.

MAROIS, W., PERROT-DORMONT, A. et ZYLBERBERG, A. (1985). — « Fondement et impacts macroeconomiques de l'indexation des salaires ». *document Conjoncture et Analyse des Déséquilibres*, n° 94.

MINCER, J. (1969), « Models of Adaptive Forecasting », in *Economic Forecast and Expectations*, MINCER, J. éd., NBER, p. 83-111.

MUENCH, Th. (1977). — « Efficiency in a Monetary Economy », *Journal of Economic Theory*, 15, p. 325-344.

SAMUELSON, P. A. (1958). — « An Exact Consumption Loan Model of Interest with and without the Contrivance of Money », *Journal of Political Economy*, 66, p. 467-482.

WALLANCE, N. (1980). — « Overlapping Generation Models of Fiat Money », in *Models of Monetary Economics*. KAREKEN J. et WALLACE. N. éd., FRB of Minneapolis, p. 49-82.