

# *La nature intertemporelle de l'information véhiculée par le système de prix*

---

*Serge Coulombe\**

## **1 Ce que me disait mon grand-père :**

Les prix ne veulent plus rien dire.  
Dans mon temps, ce n'était pas comme ça.

C'était en 1980 et mon grand-père, alors âgé de 85 ans, venait de commenter en ces termes la vente, au montant de 25 000 \$, de la maison de son voisin. Cette maison, construite durant la Deuxième Guerre mondiale, était semblable à la sienne et à toutes celles de son quartier. Elles avaient poussé comme des champignons afin de loger les ouvriers de l'industrie de l'armement et leurs familles vers la fin des hostilités. Mon grand-père avait payé la sienne environ 3 000 \$ en 1945 et, bien que petite, elle avait été suffisamment grande pour qu'il y élève treize enfants. Il commençait à s'intéresser aux prix des maisons, car il songeait depuis peu à vendre la sienne. En sortant de chez le notaire, le jour où il la vendit 27 000 \$, il demanda, perplexe, à mon père s'il n'avait pas volé son acheteur.

---

\* *Nous avons profité de discussions avec Pierre Duguay, Tiff Macklem, Lloyd Paquin et André Plourde, des conseils techniques de Simon van Norden et Nicholas Ricketts, des commentaires de David Laidler, Angela Redish, Agathe Côté, Benoît Carmichael et des participants au colloque ainsi que de l'assistanat de recherche de Christopher Kuchciak et Valérie Gaudreault.*

Je terminais à l'époque ma thèse de doctorat sur les fondements microéconomiques de la théorie monétaire, et j'eus tout naturellement le réflexe de poser le diagnostic implacable voulant que mon grand-père souffrait d'illusion monétaire. Il confondait les valeurs nominales et les valeurs réelles. Comment le prix d'une maison, intrinsèquement, pouvait-il vouloir dire quelque chose? Les prix relatifs ne sont-ils pas les seuls véhicules pertinents de l'information pour des agents rationnels? Je ne tentai qu'une seule fois, vainement d'ailleurs, de convaincre mon grand-père de se préoccuper de l'inflation. Il me répondit que l'on apprenait de bien drôles de choses à l'université et que le monde moderne était beaucoup plus compliqué que celui qu'il avait connu.

Dans la présente étude, je compte faire amende honorable envers tous ceux d'une autre génération, comme mon grand-père, qui ont été étiquetés par les économistes comme des gens souffrant d'illusion monétaire. Je suis convaincu maintenant que le diagnostic que j'ai posé à l'époque était erroné. Je montrerai que mon grand-père ne souffrait pas d'illusion monétaire. Il ne s'était tout simplement pas adapté au changement de régime monétaire qui s'était opéré, lentement et parfois de façon chaotique, depuis le début du XX<sup>e</sup> siècle. Il se souciait encore, intrinsèquement, du niveau des prix, car, dans son temps, il était rationnel de s'en soucier.

Notre analyse se fonde sur un modèle de choix des agents économiques, qui est présenté à la section suivante. Il en ressort que le rôle du système de prix comme véhicule de l'information intertemporelle varie selon le régime monétaire retenu. Si le taux d'inflation oscille à l'intérieur d'une fourchette cible déterminée par la banque centrale par exemple, le niveau des prix est intégré d'ordre 1, et toute l'information pertinente en ce qui a trait à l'affectation intertemporelle des ressources est véhiculée par le taux d'intérêt nominal. Cependant, dans un régime monétaire où le niveau des prix est stationnaire, il véhicule de l'information intertemporelle au même titre que le taux d'intérêt. À la section 3, nous montrerons que la relation entre le niveau des prix et le taux d'intérêt nominal prédite par le modèle théorique dans le cas où le niveau des prix est stationnaire peut être utilisée pour estimer un taux d'intérêt réel pour la période de l'étalon-or. L'analyse de cette section permet d'interpréter d'une façon nouvelle la relation empirique, appelée le paradoxe de Gibson, observée entre le taux d'intérêt nominal et le niveau des prix durant cette période.

Les régimes monétaires d'après-guerre se sont jusqu'à présent révélés impuissants à préserver la valeur de la monnaie fiduciaire. La hausse soutenue des prix, qui, au début, était à peine perceptible, est d'abord devenue rampante, puis explosive, pour enfin culminer, au milieu des années 70, avec le premier choc pétrolier. Les banques centrales ont alors déclaré une guerre sans merci à leur ennemi commun, l'inflation. Depuis le

début des années 90, l'inflation a reculé dans de nombreux pays, au point où l'on doit maintenant s'interroger sur la définition d'un régime monétaire non inflationniste. Dans ce contexte, la présente étude contribue à améliorer notre connaissance du comportement des agents économiques dans différents régimes monétaires. Une telle connaissance s'impose pour pouvoir définir le régime monétaire qui permettra de maximiser en toute quiétude les fruits de la victoire sur l'inflation. Nous concluons en faisant ressortir les leçons que l'on peut tirer de notre cadre d'analyse pour la formulation des objectifs de la politique monétaire.

## **2 Évaluation subjective du taux d'intérêt réel et régimes monétaires**

Dans cette section, nous analysons un modèle intertemporel de choix individuels à la Fisher dans le but de faire ressortir le rôle du niveau des prix comme véhicule de l'information intertemporelle. Nous montrons que ce rôle varie considérablement selon le régime monétaire retenu. L'analyse se limite au comportement individuel et doit être considérée comme une tentative de poser les fondements microéconomiques des comportements des agents économiques dans différents régimes monétaires.

Considérons le modèle d'un agent qui planifie sa consommation  $c$  pour les périodes  $t$  et  $t + 1$ . Sa fonction d'utilité est :

$$U = U(c_t, c_{t+1}).$$

Considérons que  $c$  est un bien composite qui ne peut être stocké. Supposons que  $U$  est croissant en  $c$ , concave et respecte les conditions d'Inada. À la période  $t$ , l'agent reçoit une dotation exogène  $w_t$  de monnaie, le numéraire, dont le prix est normalisé à 1. La contrainte de budget de l'agent pour la période  $t$  est :

$$P_t c_t + s_t = w_t,$$

où  $P_t$  est le prix monétaire du bien de consommation à la période  $t$ . L'épargne,  $s_t$ , se traduit par la détention d'un actif rémunéré et est consommée à la période  $t + 1$ , majorée des intérêts ( $r_t$ ) courus :

$$P_{t+1} c_{t+1} = (1 + r_t) s_t.$$

L'agent élabore ses plans à la période  $t$  pour deux périodes. À la période  $t$ ,  $P_t$  et  $r_t$  sont connus. L'actif qui sert à véhiculer l'épargne dans le temps est un contrat fixe en termes monétaires d'une période. À la période  $t$ ,

$P_{t+1}$  n'est pas connu cependant<sup>1</sup>. Le problème de l'agent consiste donc à choisir le complexe de biens  $(c_t, c_{t+1})$  qui optimise le lagrangien suivant :

$$L = U(c_t, c_{t+1}) - \lambda \left( P_t c_t + \frac{P_{a,t+1} c_{t+1}}{1 + r_t} - w_t \right),$$

où  $P_{a,t+1}$  est le niveau anticipé des prix à la période  $t$  pour la période  $t + 1$ . À partir des conditions du premier ordre du problème de maximisation, nous montrons que l'agent qui maximise son utilité choisit sa consommation dans le temps de façon à égaliser le taux marginal de substitution intertemporelle, soit le rapport entre les utilités marginales  $U_t$  et  $U_{t+1}$ , et un rapport de prix. Sous forme logarithmique, cette règle de maximisation s'écrit :

$$TMSI \equiv \log U_t - \log U_{t+1} = \log 1 + r_t + p_t - p_{a,t+1},$$

où  $p$  et  $TMSI$  sont respectivement les logarithmes du niveau des prix et du taux marginal de substitution intertemporelle.

Le régime monétaire exerce une incidence sur le problème de maximisation par le truchement de  $p_{a,t+1}$ . Nous considérons deux régimes : celui où l'autorité monétaire adopte une règle visant à garder le taux d'inflation constant à un niveau faible ou nul (R1) et celui où elle cherche à maintenir le *niveau des prix* sur un sentier donné (R2). Nous faisons l'hypothèse que l'agent forme des anticipations de  $p_{t+1}$  qui sont compatibles avec la règle suivie par l'autorité monétaire. Nous faisons aussi l'hypothèse que la banque centrale réussit à atteindre son objectif et que la règle est parfaitement crédible.

Dans le premier régime, la banque centrale ne corrige pas systématiquement les chocs que subit le niveau des prix. Dans ce cas, le niveau des prix est intégré d'ordre 1 et le taux d'inflation est stationnaire. Aux fins de la démonstration et sans perte de généralité pour la discussion, supposons que l'évolution du niveau des prix peut être décrite par le processus suivant :

$$p_t = p_{t-1} + \pi + \varepsilon_t, \quad (R1)$$

où  $\pi$  est le taux d'inflation cible et  $\varepsilon_t$  est un bruit blanc. Pour faire ressortir l'incidence de la règle monétaire retenue sur les choix individuels, il n'y a pas lieu de pousser plus loin la modélisation. L'analyse avancée ici peut fort

---

1. Comme la demande d'actifs découle uniquement du besoin d'épargner pour la retraite, un actif non rémunéré comme la monnaie n'a aucun rôle à jouer. Le modèle fait donc abstraction des considérations relatives aux choix de portefeuille. Nous faisons également abstraction des choix relatifs à l'arbitrage travail-loisir pour nous concentrer sur la relation entre l'évolution du niveau des prix et les choix intertemporels de consommation des agents économiques.

bien s'accommoder d'une vaste gamme de fonctions de réaction de la banque centrale et de relations entre l'évolution du secteur de la production, celle du taux d'intérêt nominal et celle du niveau des prix. Pour illustrer comment un sentier de type R1 peut être obtenu dans un contexte macroéconomique simple, supposons que  $y_t$ , le logarithme de la dotation agrégée de  $c_t$ , suit une marche aléatoire :

$$y_t = y_{t-1} + \eta_t, \quad (y = I(1))$$

où  $\eta_t$  est un bruit blanc (un choc d'offre), et que l'évolution du niveau des prix est expliquée par la théorie quantitative de la monnaie (TQM) :

$$m_t = p_t + y_t + \delta_t. \quad (\text{TQM})$$

La variable de contrôle  $m_t$  est le logarithme de la quantité de monnaie à la période  $t$ , et  $\delta_t - \delta_{t-1}$  est un bruit blanc. Cet élément stochastique intégré d'ordre 1 représente un choc permanent à la vitesse de circulation de la monnaie. Dans ce cas, le niveau des prix évoluera en suivant un sentier défini par R1 si la banque centrale garde constant, au niveau  $\pi$ , le taux de croissance de la masse monétaire ( $m_t - m_{t-1}$ ) (et  $\varepsilon_t = \delta_t - \delta_{t-1} + \eta_t$ ).

Qu'arrive-t-il si les individus forment des anticipations de  $p_{t+1}$  qui sont compatibles avec la règle monétaire? Dans ce cas, le niveau des prix anticipé pour la période  $t + 1$  à la période  $t$  sera :

$$p_{a,t+1} = p_t + \pi$$

et l'agent optimisateur égalise son TMSI à :

$$TMSI = \log(1 + r_t) - \pi \cong r_t - \pi. \quad (1)$$

L'agent ajuste sa consommation dans le temps de sorte que le TMSI soit égal au taux d'intérêt réel. L'agent perçoit ce taux comme la différence entre le taux d'intérêt nominal et le taux d'inflation anticipé<sup>2</sup>. L'agent n'accorde aucune importance au *niveau* des prix. Comme le niveau des prix ne veut plus rien dire intrinsèquement, on peut considérer que les agents qui accordent une valeur à l'information transmise par le niveau des prix à un moment donné souffrent d'illusion monétaire. Parmi les prix de marché, seul le taux d'intérêt nominal véhicule de l'information pertinente pour ce qui est des choix intertemporels. Un changement du taux d'inflation anticipé n'exerce aucune incidence sur les choix des agents si le taux d'intérêt nominal s'ajuste selon l'effet Fisher habituel, ce qui a pour effet de laisser le TMSI inchangé.

---

2. L'approximation dans l'équation (1) découle du fait que, pour les taux d'intérêt qui avoisinent zéro (le taux d'intérêt est ici mesuré comme une fraction),  $r$  est une excellente approximation de  $\log(1 + r)$ .

Pour la deuxième règle que nous considérons, la banque centrale a pour objectif de garder le logarithme du niveau des prix stationnaire autour de la tendance<sup>3</sup>,  $\mu_t = p_0 + \pi t$ . Le niveau cible de  $p_t$  croît au rythme  $\pi$  dans le temps. Si le taux de croissance tendanciel visé  $\pi$  est nul, on observe la stabilité du niveau des prix à long terme. Afin d'en arriver à une formulation particulière du sentier d'évolution du niveau des prix et des anticipations, supposons, simplement aux fins d'illustration et sans perte de généralité pour l'argument que nous voulons exposer, que la fonction de réaction de la banque centrale est la suivante :

$$m_t = m_{t-1} + \pi + \alpha(\mu_{t-1} - p_{t-1}),$$

où  $\alpha$  est compris entre zéro et un. La banque centrale ajuste donc la quantité de monnaie en suivant un processus de correction partielle des erreurs<sup>4</sup>. On montre aisément dans ce cas, sous l'hypothèse TQM et  $y = I(1)$ , que l'écart entre le logarithme du niveau des prix et sa tendance suit un processus AR(1) stationnaire :

$$p_t - \mu_t = (1 - \alpha)(p_{t-1} - \mu_{t-1}) + \xi_t, \quad (\text{R2})$$

où  $\xi_t$  est un bruit blanc. Si la banque centrale réussit à atteindre son objectif en matière de sentier d'évolution des prix et que les agents forment des anticipations qui sont compatibles avec la règle monétaire, le TMSI de l'agent optimisateur prend la forme suivante :

$$TMSI \cong r_t + \alpha p_t - \mu_t - \pi. \quad (2)$$

Le logarithme du niveau courant des prix entre dans l'évaluation subjective du taux d'intérêt réel de l'agent. Si le niveau des prix au temps  $t$  excède sa valeur tendancielle, les agents anticipent une baisse du niveau des prix dans la proportion  $\alpha(p_t - \mu_t) - \pi$  pour la prochaine période. Le taux d'intérêt réel *ex ante* est dans ce cas plus grand que l'excédent du taux d'intérêt nominal sur le taux d'inflation tendanciel anticipé. Parallèlement, si le niveau des prix est inférieur à sa valeur tendancielle, l'anticipation d'un retour vers son équilibre de long terme fait diminuer l'évaluation subjective du taux d'intérêt réel. Notons que le taux d'inflation tendanciel exerce toujours, par un effet Fisher, la même incidence sur l'évaluation subjective du taux d'intérêt réel. Cet effet ne doit cependant pas être confondu avec la

---

3. Une règle de ce type, pour laquelle le taux de croissance tendanciel des prix est nul, a été proposée par Simons (1936). Voir également Barro (1986) et Yeager (1992). Certains chercheurs se sont penchés sur les questions relatives à la stationnarité du niveau des prix. Voir notamment Fillion et Tetlow (1994), Gavin et Stockman (1988 et 1991), Lebow, Roberts et Stockton (1992), McCallum (1990a et 1990b) et McCulloch (1991).

4. McCulloch (1991) propose une fonction de réaction de ce type afin de maintenir la stabilité des prix.

relation entre le *niveau* des prix et le taux d'intérêt nominal, qui détermine l'évaluation subjective du taux d'intérêt réel. Nous reviendrons sur cette question à la prochaine section.

C'est la comparaison entre le niveau des prix  $p_t$  et une valeur étalon  $\mu_t$  qui fait ressortir une information pertinente quant aux choix intertemporels. Le fait que cette valeur étalon varie dans le temps complexifie le problème de choix intertemporel, puisque les agents mesurent les prix avec une règle qui décroît au rythme  $\pi$ . Que le taux d'inflation tendanciel soit nul ou non, cela ne change en rien le problème de choix des agents dans le cas où le niveau des prix est I(1) puisque le niveau des prix ne véhicule aucune information intertemporelle.

Dans le cas présent, cependant, la banque centrale a intérêt à choisir une valeur étalon qui est constante dans le temps afin de simplifier le message véhiculé par les prix<sup>5</sup>. Dans ce cas, que nous appelons la stabilité du niveau des prix, l'équation (2) se résume à :

$$TMSI \cong r_t + \alpha p_t - p_0, \quad (2')$$

où  $p_0$  est le niveau d'équilibre de long terme du niveau des prix, soit la valeur étalon. L'agent peut évaluer directement, de façon subjective, le taux d'intérêt réel à partir de l'information véhiculée par le niveau courant des prix et le taux d'intérêt nominal. Le niveau des prix peut être considéré comme un prix relatif intertemporel, car la valeur étalon est constante. À cette fin, la valeur étalon devrait idéalement être définie en fonction de la valeur d'un panier de biens dont les qualités intrinsèques ne changent pas dans le temps<sup>6</sup>.

Si la stabilité du niveau des prix est atteinte, le prix monétaire d'une maison au temps  $t$  fournit intrinsèquement une information pertinente sur sa valeur réelle, car il peut être directement comparé à son prix au temps  $t - i$  sans faire référence au niveau des prix, ni à son taux de croissance passé. Par exemple, une maison payée 3 000 \$ au temps  $t$  constitue « une bonne affaire » pour celui qui la vend 3 500 \$ au temps  $t + i$ . La hausse du prix monétaire de la maison révèle nécessairement une augmentation du prix relatif de la maison. Si le niveau des prix n'a pas changé entre la période  $t$  et la période  $t + i$ , le prix relatif des maisons par rapport à celui des autres biens a augmenté. Si ce prix relatif est demeuré constant entre le temps  $t$  et le temps  $t + i$ , la hausse du prix monétaire de la maison révèle une

---

5. Konieczny (1994, p. 15-18) discute du rôle d'un étalon monétaire stable pour simplifier les décisions intertemporelles. Howitt (1994, p. 599-600) note que l'inflation affaiblit la capacité de la monnaie de servir de moyen de communication, ce qui peut entraîner des distorsions pour l'allocation du capital.

6. Voir à ce sujet la discussion de Yeager (1992).

augmentation de sa valeur intertemporelle, à savoir que le niveau des prix au temps  $t + i$  excède celui que l'on observait au temps  $t$ . Dans un tel régime monétaire, les prix monétaires veulent dire quelque chose intrinsèquement. Si le niveau des prix est stationnaire autour d'une tendance  $\mu_t$  qui croît dans le temps au rythme  $\pi$ , la comparaison intertemporelle des prix nécessite l'utilisation d'une calculatrice et la connaissance des fonctions logarithmiques et exponentielles.

Sur le plan de l'analyse macroéconomique, la spécification du processus de formalisation des attentes est l'un des déterminants de l'ajustement dynamique. L'analyse microéconomique précédente souligne que la prise en compte explicite d'un comportement individuel rationnel dans un régime monétaire où le niveau des prix est stationnaire modifie en profondeur la nature même du processus de formation des attentes. Nous terminons cette section en faisant ressortir les incidences que la prise en compte d'anticipations compatibles avec un régime monétaire où le niveau des prix serait stationnaire a sur l'analyse du mécanisme d'ajustement macroéconomique.

L'ajustement vers l'équilibre macroéconomique requiert un effet de substitution intertemporelle qui permet d'équilibrer l'épargne et l'investissement. Les macroéconomistes ont reconnu depuis longtemps le risque qu'une baisse du niveau des prix ait un effet déstabilisant du point de vue du mécanisme d'ajustement<sup>7</sup>. En effet, l'analyse traditionnelle laisse supposer que dans une situation d'offre excédentaire de biens et de services, la baisse du niveau des prix peut s'avérer déstabilisante si elle se traduit par des anticipations déflationnistes. Ces dernières ont pour effet de hausser le taux d'intérêt réel, ce qui peut contrebalancer la baisse du taux d'intérêt nominal (en particulier si le taux d'intérêt nominal ne peut s'ajuster librement à la baisse). Il est possible dans un tel cas que les signaux transmis par le système de prix aient l'effet contraire à celui qui est nécessaire pour maintenir l'équilibre économique. Par contre, dans un régime où le niveau des prix est stationnaire, l'effet des anticipations de prix sur le taux d'intérêt réel est inversé et nécessairement stabilisateur, car une baisse (hausse) du niveau des prix équivaut dans une certaine proportion à une baisse (hausse) du taux d'intérêt nominal du point de vue de l'effet de substitution intertemporelle.

L'effet stabilisateur des anticipations de retour des prix vers une valeur étalon permet de considérer dans une nouvelle perspective l'analyse

---

7. Il s'agit, selon Blanchard et Fischer (1989, p. 548) de l'effet Keynes-Mundell-Tobin. Dans la discussion qui suit, on suppose que les effets de richesse et d'endettement qui découlent de la variation du niveau des prix se neutralisent. Voir également l'analyse de Tobin (1983, chap. 1).

qui amène Summers (1991) à préconiser un régime monétaire où le taux d'inflation est en moyenne positif. L'argument de ce dernier est basé sur l'hypothèse théorique selon laquelle le taux d'intérêt réel ne peut être négatif dans un régime où le taux d'inflation tendanciel est nul, puisque le taux d'intérêt nominal ne peut être inférieur à zéro. Selon Summers (1991), cette impossibilité peut constituer un obstacle au maintien du plein emploi dans certaines circonstances. Sa crainte est effectivement justifiée pour un régime monétaire où le niveau des prix est intégré d'ordre 1, car le taux d'intérêt réel évalué subjectivement par les agents économiques ne peut être négatif si l'inflation est nulle ( $\pi = 0$ ) dans le cadre de l'équation (1). Si le taux d'inflation tendanciel est positif, le taux d'intérêt réel peut, dans certains cas, devenir négatif. Cependant, l'analyse de Summers (1991) ne tient pas dans un régime monétaire où le niveau des prix est stationnaire, même si le taux d'inflation tendanciel est nul. Comme le montre l'équation (2'), même si le taux d'intérêt  $r$  ne peut descendre en dessous d'un certain seuil,  $r_{min}$  par exemple, il suffit que le niveau des prix descende suffisamment en bas de son niveau d'équilibre de long terme pour que le taux d'intérêt réel évalué subjectivement par les agents devienne effectivement négatif :

$$p_t < p_0 - \frac{r_{min}}{\alpha} .$$

L'analyse de l'effet Summers (1991) et du mécanisme d'ajustement macroéconomique illustre l'importance potentielle du rôle joué par le niveau des prix dans la détermination du taux d'intérêt réel. Le taux d'intérêt nominal n'est peut-être pas le candidat idéal pour véhiculer l'ensemble de l'information pertinente pour les choix intertemporels. Dans un régime où le niveau des prix varie autour d'une valeur étalon, l'évolution des prix peut soutenir les mouvements du taux d'intérêt nominal si ce dernier évolue de façon procyclique par rapport au cycle des prix<sup>8</sup>. Dans la prochaine section, nous montrons que c'est précisément ce qui s'est passé durant la période de l'étalon-or.

---

8. Le taux d'intérêt nominal a donc moins besoin de s'ajuster dans un tel cas. Cette prédiction est corroborée par les résultats des simulations stochastiques que Black, Macklem et Rose (1998, dans les présents actes) ont effectuées au moyen d'un modèle macroéconomique de l'économie canadienne. L'introduction d'une fonction d'anticipation de retour partiel des prix du type de l'équation (2'), dans le cas d'une règle monétaire visant à maintenir la stabilité du niveau des prix, entraîne une importante diminution de la variabilité des taux d'intérêt nominaux. La production réelle est également stabilisée.

### 3 Une remise en question du paradoxe de Gibson

Traditionnellement, les spécialistes de l'histoire économique ont décrit l'évolution du niveau des prix en Grande-Bretagne durant la période de l'étalon-or comme un processus stationnaire marqué par de longues oscillations<sup>9</sup>. Durant la période de 1717 à 1914, la livre sterling était convertible en or à taux fixe. Un tel cadre institutionnel pour la politique monétaire peut assurer la stationnarité du niveau des prix si le prix relatif de l'or est lui-même stationnaire<sup>10</sup>.

Dans la présente section, nous tentons de vérifier si la relation (2') du modèle théorique précédent peut aider à expliquer l'évolution du niveau des prix et du taux d'intérêt nominal durant la période de l'étalon-or. L'approche empirique utilisée dans cette section est extrêmement simple, et il est certain que des méthodes plus sophistiquées et exhaustives pourraient faire ressortir des résultats plus précis, adéquats et complets. L'idée de l'analyse statistique est de vérifier si l'anticipation d'un retour du niveau des prix vers sa valeur étalon permet de faire ressortir une contribution plausible de l'évolution du niveau des prix à l'évaluation subjective du taux d'intérêt réel. Ce faisant, nous interprétons dans une nouvelle perspective la corrélation positive observée entre le taux d'intérêt nominal et le niveau des prix durant la période de l'étalon-or.

Cette corrélation a pris, depuis Keynes (1930), le nom de *paradoxe de Gibson*. La Figure 1 illustre de façon saisissante ce phénomène qui a été observé par de nombreux économistes et qui a fait l'objet de nombreuses analyses<sup>11</sup>. Keynes (1930, p. 198) a écrit du paradoxe de Gibson que c'est

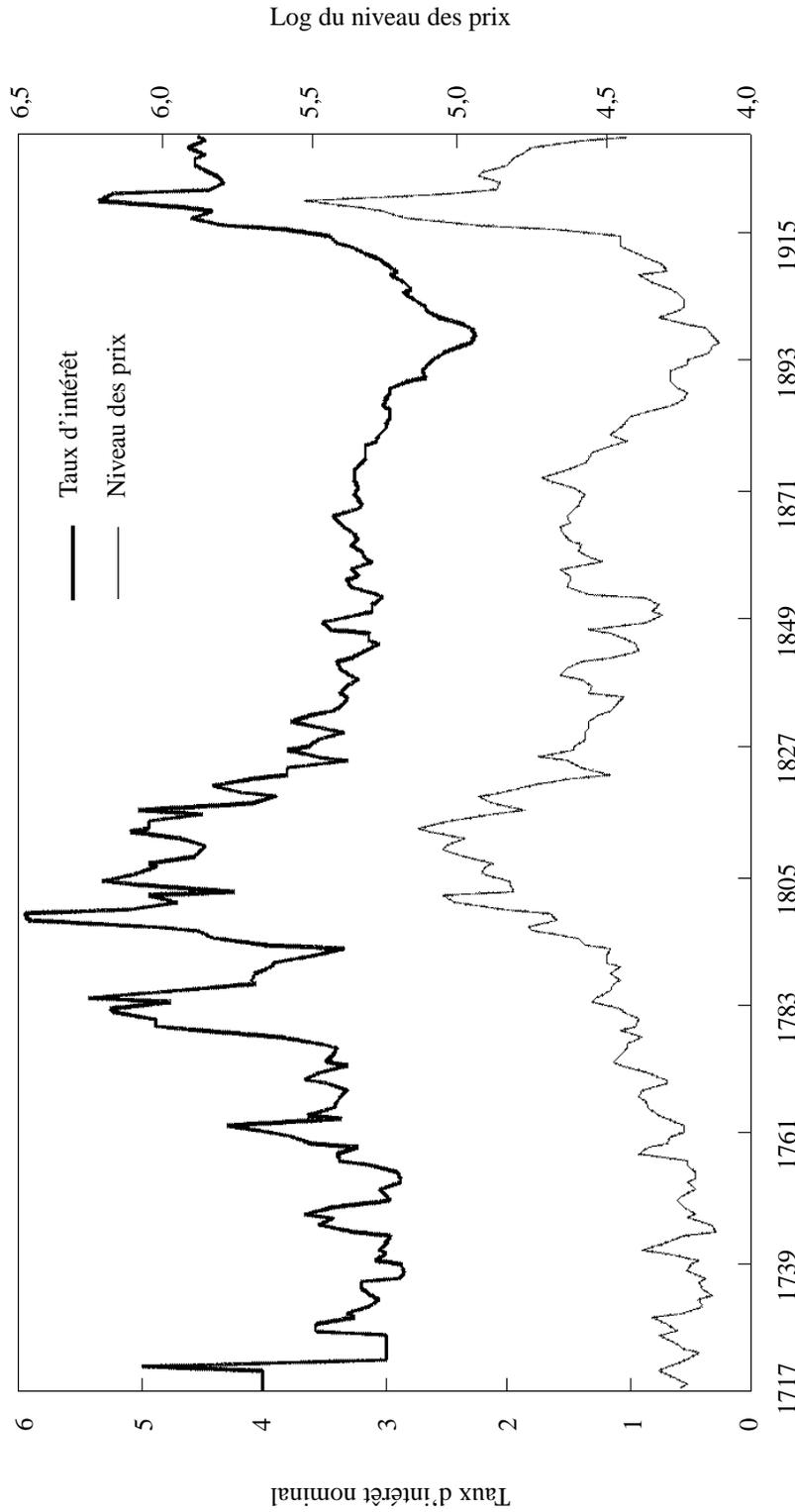
---

9. Mills (1990) conclut dans ce sens. La découverte du Nouveau Monde a cependant entraîné une hausse soutenue des prix durant tout le XVII<sup>e</sup> siècle. À partir du XVIII<sup>e</sup> siècle, le niveau des prix oscille autour d'une valeur relativement constante dans le temps, soit après la fin de la période d'inflation liée à l'entrée massive d'or en provenance du Nouveau Monde. Pour une étude exhaustive du sujet, consulter Jastram (1977).

10. Pour une analyse théorique de l'étalon-or, voir Barro (1979). Pour une chronologie détaillée, consulter Hawtrey (1947). On pourrait expliquer que le prix relatif de l'or par rapport aux autres produits de base est stationnaire en utilisant une théorie classique à la Smith (1776, chap. 7), où le prix naturel d'un bien est basé sur les coûts de production. Si le prix relatif de l'or excède son prix d'équilibre à long terme, des ressources sont transférées des autres secteurs de l'économie vers l'exploration aurifère et l'exploitation minière. Dans le contexte du modèle de la section précédente, ce phénomène constitue un mécanisme implicite de correction des erreurs.

11. Voir notamment Wicksell (1907), Fisher (1907 et 1930), Keynes (1930, chap. 30), Cagan (1965), Sargent (1973), Shiller et Siegel (1977), Friedman et Schwartz (1982, chap. 10), Lee et Petrucci (1986, 1987a et 1987b), Barsky et Summers (1988), Corbae et Ouliaris (1989), Chen et Lee, (1990), Mills (1990) et Sumner (1993). Depuis Lee et Petrucci (1987a) et Barsky et Summers (1988), le paradoxe de Gibson est interprété comme un phénomène caractéristique de l'étalon-or.

**Figure 1**  
**Le paradoxe de Gibson : le cas de la Grande-Bretagne**



Source : Les données relatives au taux d'intérêt nominal sont tirées de Homer (1963). L'indice des prix des produits de base élaboré par Mitchell et Deane (1962) et Mitchell et Jones (1971) sert de mesure du niveau des prix.

« un des faits les mieux étayés de toute l'économie quantitative ». Plus récemment, Benjamin et Kochin (1984, p. 587) notaient que le paradoxe de Gibson était toujours « un des phénomènes courants les plus connus et les moins bien compris ». Il paraît paradoxal, en effet, aux économistes qui utilisent une relation du type de l'équation (1) pour évaluer subjectivement le taux d'intérêt réel que l'on puisse trouver une relation statistique entre deux variables, le *niveau* des prix et le taux d'intérêt, qui, apparemment, ne sont pas de même nature. Friedman et Schwartz (1982, p. 527) notaient effectivement :

Sur le plan théorique, il n'y a aucune raison de penser qu'il existe une relation directe entre le taux d'intérêt nominal et le niveau des prix. Le taux d'intérêt est un nombre pur. [...] le niveau des prix n'est pas un nombre pur; il présente les caractéristiques du dollar.

Comme point de départ de notre analyse, nous supposons que l'évolution du niveau des prix durant la période de l'étalon-or en Grande-Bretagne peut être représentée par un processus stationnaire en niveau<sup>12</sup>. Nous faisons de plus l'hypothèse que les agents forment sur le niveau des prix des anticipations compatibles avec un processus autorégressif *ARMA* estimé<sup>13</sup>. Nous pouvons ainsi utiliser une équation du type (2') du modèle précédent pour mesurer le taux d'intérêt réel qui serait évalué subjectivement par les agents. La période d'analyse débute en 1717, où, à la suite de la sous-évaluation de la guinée par Sir Isaac Newton, le directeur de la Monnaie de l'époque, la Grande-Bretagne est entrée *de facto* dans un régime monétaire reposant sur l'étalon-or. La période se termine en 1914 avec le début de la Première Guerre mondiale et la suspension de la

---

12. Une série chronologique stationnaire marquée par de longues oscillations peut être représentée par un processus stochastique autorégressif dont la racine est quasi unitaire. Il est donc difficile dans ce cas de déterminer si la série est stationnaire ou si elle est intégrée d'ordre 1. En se basant sur des tests de Said-Dickey, Mills (1990) montre néanmoins que l'on peut rejeter l'hypothèse de racine unitaire pour le niveau des prix en Grande-Bretagne au seuil critique de 5 % pour la période de 1729 à 1931. Kuchciak (1997) conclut également dans ce sens après avoir appliqué un test de Phillips-Perron et un test augmenté de Dickey-Fuller (ADF) au niveau des prix pour la période 1717-1931. Nous avons testé l'hypothèse de racine unitaire sur la série du logarithme du niveau des prix pour la période 1717-1931 en utilisant le test ADF. Nous avons suivi la procédure proposée par Perron (1992) pour sélectionner le nombre de retards  $k$  pour la correction paramétrique. La statistique  $t$  du test ADF (sans tendance, avec un terme constant) pour  $k = 1$  (le nombre optimal) est  $-2,95$ . L'hypothèse de racine unitaire peut être rejetée dans ce cas au seuil de 5 %. L'hypothèse de stationnarité du niveau des prix constitue dans ce cas une hypothèse raisonnable.

13. Selon Bordo et Kydland (1995, p. 426), le système de l'étalon-or peut être considéré comme une règle de politique économique qui était comprise et anticipée du public.

convertibilité. Aux fins de l'estimation statistique, nous avons divisé la période de 1717 à 1914 en deux et en avons exclu les années des guerres napoléoniennes, qui vont de 1793 à 1815. Ces guerres ont entraîné un retour à un régime bimétallique et la suspension temporaire de la convertibilité or de la livre sterling en 1797. En 1816, la Grande-Bretagne a adopté *de jure* l'étalon-or, et les autorités britanniques ont décidé de fixer à 1819 le retour à la convertibilité à la parité établie en 1717 par Newton. Dans un tel contexte, le modèle sous-jacent à la formation des anticipations dans notre analyse ne peut être utilisé pour la période de 1793 à 1815, puisqu'il suppose la continuité d'un régime dans lequel les agents anticipent le retour du niveau des prix vers une valeur étalon.

Nous avons utilisé les mêmes séries chronologiques du logarithme du niveau des prix et du taux de rendement des titres de rente perpétuelle que celles utilisées par la plupart des chercheurs qui se sont penchés sur la question du paradoxe de Gibson<sup>14</sup>. Nous avons suivi la méthode de Box et Jenkins (1970) pour identifier le processus *ARMA* qui décrit l'évolution de  $p_t$  pour chacune des sous-périodes. Pour la première période, nous avons retenu un processus AR(1), tandis que, pour la seconde, notre choix s'est porté sur un processus AR(2). Pour la première période, le processus estimé est :

$$p_t = 0,47 + 0,89 p_{t-1} \cdot$$

(88,96) (16,97)

Pour la seconde période, la représentation AR(2) suivante a été estimée :

$$p_t = 0,27 + 1,14 p_{t-1} - 0,20 p_{t-2} \cdot$$

(49,78) (11,64) (- 2,04)

La statistique t est indiquée entre parenthèses. Notons que, pour la seconde période, le processus AR(2) possède deux racines caractéristiques réelles de 0,91 et 0,22. Comme la racine dominante est près de 1, le processus est caractérisé par de longues oscillations du même type que celles prédites par le processus AR(1) estimé pour la période 1. Pour la première période, l'équation (2') peut être utilisée directement pour estimer le taux d'intérêt réel. Pour la seconde, dans le cas où le logarithme du niveau des prix suit un processus AR(2) :

$$p_t - p_0 = (1 - \alpha_1)(p_{t-1} - p_0) + \alpha_2(p_{t-2} - p_0) + \varepsilon_t ,$$

---

14. Le taux d'intérêt nominal est celui calculé par Homer (1963) pour les titres de rente perpétuelle du gouvernement britannique durant cette période. L'indice des prix des produits de base de Mitchell et Deane (1962) et Mitchell et Jones (1971) est utilisé comme mesure du niveau des prix.

où  $\varepsilon_t$  est un bruit blanc, on montre aisément que l'équation (2') devient<sup>15</sup> :

$$TMSI \cong r_t + (\alpha_1 - \alpha_2)(p_t - p_0) + \alpha_2(p_t - p_{t-1}) . \quad (2'')$$

Cette équation a été utilisée pour estimer le taux d'intérêt réel pour la période post-napoléonienne. Étant donné les  $\alpha_1$  et  $\alpha_2$  estimés (1,14 pour  $1 - \alpha_1$  et -0,20 pour  $\alpha_2$ ), il est intéressant de constater que le taux d'intérêt réel subjectif est égal au taux d'intérêt nominal majoré de 6 % de l'écart entre le niveau des prix courant et sa valeur étalon, moins une proportion de 20 % du taux d'inflation courant. Pour évaluer le taux d'intérêt réel, l'agent accorde donc un certain poids à l'écart observé entre le niveau des prix et la valeur étalon et un certain poids au taux d'inflation courant.

Les résultats de l'exercice sont présentés aux Figures 2a et 2b et au Tableau 1a. Pour la période pré-napoléonienne, le taux d'intérêt réel affiche un écart-type de 1,67 % et une moyenne de 3,55 % et oscille entre un minimum de 1,16 % et un maximum de 7,80 %<sup>16</sup>. Le taux de rendement nominal pour cette période affiche un écart-type de 0,64 %, une valeur minimum de 2,83 % et un maximum de 5,41 %. Le coefficient de corrélation entre la contribution des prix au taux d'intérêt nominal, facteur que nous appelons simplement « la contribution » dans la suite du texte, et le taux d'intérêt nominal est de 0,59. Environ 53 % de la variance du taux réel provient de la variance de la contribution, 14 %, de la variance du taux d'intérêt nominal, et 33 %, des covariances.

---

15. Par exemple, dans l'environnement macroéconomique stylisé de la section 2, on peut obtenir une équation du type (2'') si l'on remplace l'équation  $y = I(1)$  pour l'évolution de la production par  $y_t = y_{t-1} + \rho(y_{t-1} - y_{t-2}) + \varepsilon_t$ . Dans ce cas, le TMSI théorique est égal à  $r - \rho(p_t - p_{t-1}) + \alpha(1 - \rho)(p_t - p_0)$ . Étant donné les estimations des paramètres du processus AR(2), on obtient une estimation de 0,20 pour le coefficient d'autocorrélation  $\rho$  du taux de croissance de la production et une estimation de 0,075 pour le coefficient de correction des erreurs  $\alpha$ .

16. Notons que même si le taux d'intérêt réel estimé par cet exercice est calculé à partir du rendement des titres de rente perpétuelle, on ne peut le considérer comme un taux d'intérêt réel à long terme. En effet, il est calculé à partir de l'anticipation d'un retour des prix vers leur valeur étalon pour la prochaine année. Il mesure donc l'évaluation subjective du taux d'intérêt réel pour la prochaine année à partir du rendement réel escompté pour la détention de titres de rente perpétuelle durant une période d'une année. Nous faisons implicitement l'hypothèse que le gain de capital anticipé pour la détention du titre de dette est nul. Idéalement, on aurait dû utiliser des données du taux de rendement nominal d'un titre de dette à un an au début de l'année pour estimer le taux d'intérêt réel. Cependant, les données du taux de rendement des titres de rente perpétuelle sont les seules qui permettent de construire une série chronologique relativement fiable et de retracer l'évolution des taux d'intérêt au XVIII<sup>e</sup> et au XIX<sup>e</sup> siècle. Les observations des taux de rendement sont des moyennes annuelles. À ce sujet, consulter Homer (1963).

**Tableau 1a**

**Statistiques descriptives : estimation du taux d'intérêt réel en Grande-Bretagne à partir du taux d'intérêt à long terme**

| Niveau  | Moyenne | Écart-type | Minimum | Maximum |
|---|---------|------------|---------|---------|
| <i>pourcentage</i>  |         |            |         |         |
| <b>1718-1792</b>  |         |            |         |         |
| Taux de rendement nominal   | 3,57    | 0,64       | 2,83    | 5,41    |
| Contribution  | 0,03    | 1,22       | -2,06   | 2,66    |
| Taux de rendement réel  | 3,55    | 1,67       | 1,16    | 7,81    |
| Coefficient de corrélation (taux de rendement nominal, contribution) = 0,59 |         |            |         |         |
| Coefficient de corrélation (taux de rendement réel, contribution) = 0,96    |         |            |         |         |
| <i>pourcentage</i>  |         |            |         |         |
| <b>1818-1913</b>  |         |            |         |         |
| Taux de rendement nominal   | 3,17    | 0,40       | 2,25    | 4,42    |
| Contribution  | 0,07    | 1,57       | -3,47   | 3,88    |
| Taux de rendement réel  | 3,25    | 1,90       | -0,40   | 8,15    |
| Coefficient de corrélation (taux de rendement nominal, contribution) = 0,67 |         |            |         |         |
| Coefficient de corrélation (taux de rendement réel, contribution) = 0,987   |         |            |         |         |

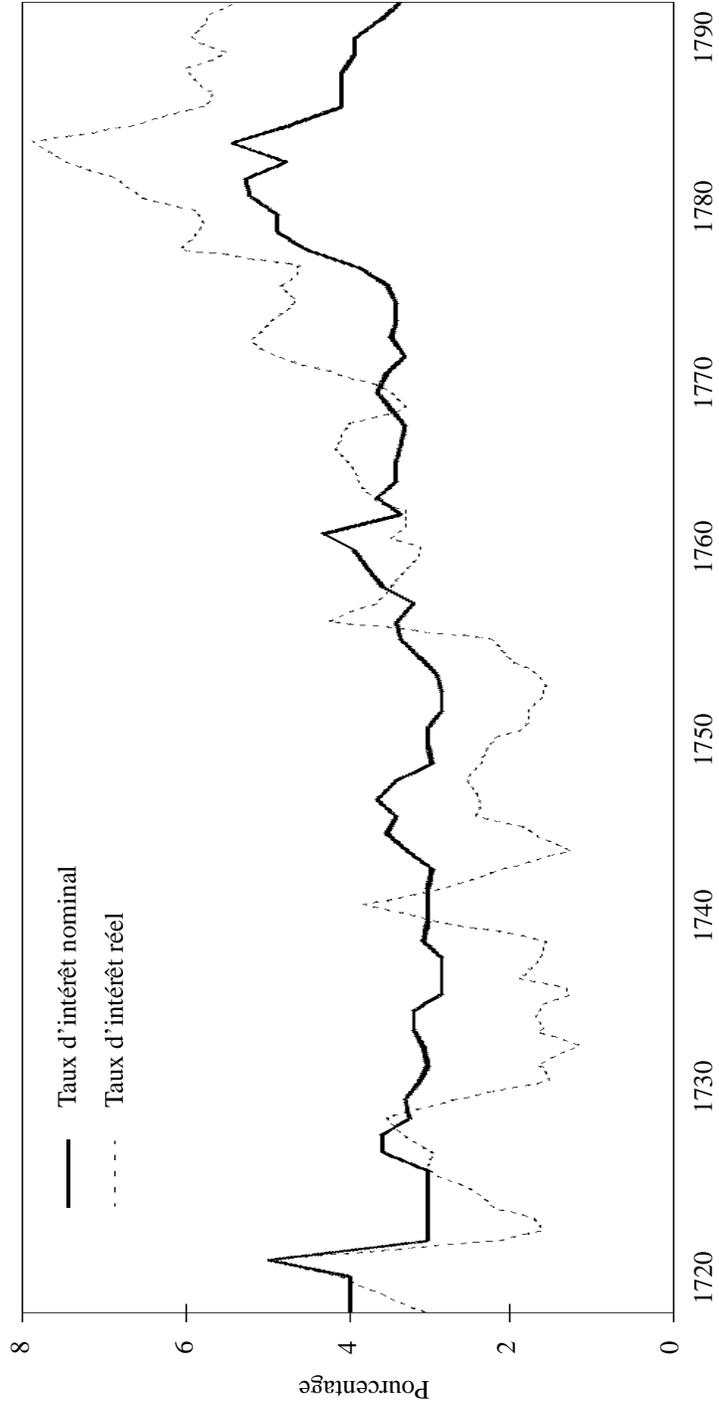
Source : Homer (1963) et calculs de l'auteur

Le taux d'intérêt réel est légèrement plus variable durant la période post-napoléonienne, pour laquelle on a estimé un écart-type de 1,90 %, une moyenne de 3,25 %, un maximum de 8,15 % et un minimum de -0,40 %. Il est intéressant de noter que, pour cette période, le taux de rendement nominal affiche un écart-type de seulement 0,40 %. Son coefficient de corrélation avec la contribution est de 0,67. Ainsi, pour les deux sous-périodes, les anticipations de retour du niveau des prix amplifient les variations du taux d'intérêt réel, puisqu'elles sont fortement corrélées avec le taux d'intérêt nominal. Cependant, pour la période post-napoléonienne, l'essentiel de l'évolution du taux d'intérêt réel (70 %) est expliqué par la contribution directe des anticipations de retour des prix, le taux d'intérêt nominal variant très peu.

Le taux d'intérêt réel estimé atteint ses sommets généralement en période de guerre<sup>17</sup>. Il atteint un sommet historique de plus de 8 % à la fin des guerres napoléoniennes et il est généralement élevé durant la période

17. La relation entre le taux d'intérêt réel et les périodes de guerre permet d'interpréter dans une nouvelle perspective la « solution martiale » proposée par Benjamin et Kochin (1984) pour expliquer le paradoxe de Gibson. Ces derniers associent l'évolution du taux d'intérêt nominal et du niveau des prix en Grande-Bretagne durant la période de l'étalon à l'évolution des dépenses militaires.

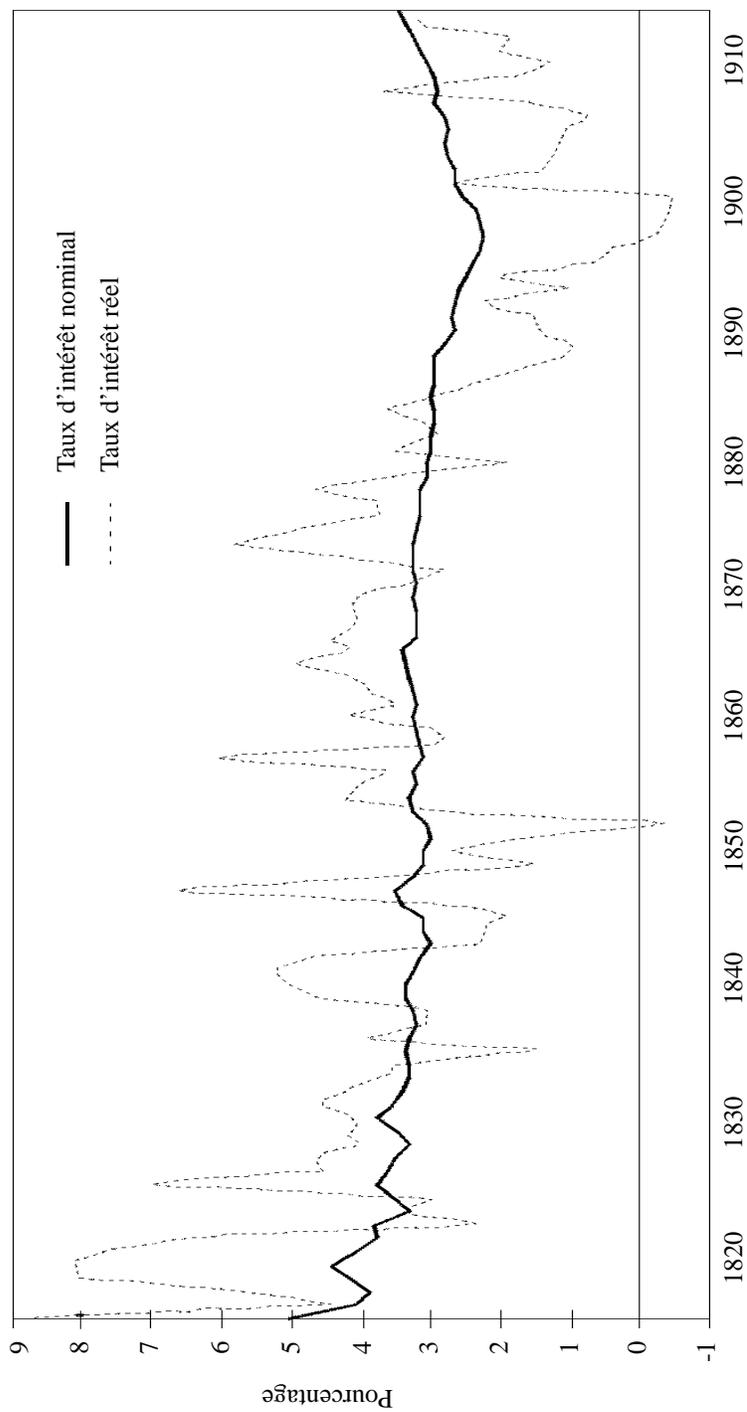
**Figure 2a**  
**Estimation du taux d'intérêt réel en Grande-Bretagne**  
**à partir du taux d'intérêt à long terme, période 1717-1792**



Nota : Le taux d'intérêt nominal est le taux de rendement des titres de rente perpétuelle (Homer, 1963).

Source : Homer (1963) et calculs de l'auteur

**Figure 2b**  
**Estimation du taux d'intérêt réel en Grande-Bretagne**  
**à partir du taux d'intérêt à long terme, période 1816-1913**



Nota : Le taux d'intérêt nominal est le taux de rendement des titres de rente perpétuelle (Homer, 1963).

Source : Homer (1963) et calculs de l'auteur

tumultueuse de la deuxième moitié du XVIII<sup>e</sup> siècle, marquée par la guerre de Sept ans, la guerre d'indépendance américaine et les guerres de la Révolution française. Les deux seules périodes pour lesquelles on a observé un taux d'intérêt réel négatif sont des périodes qui coïncident avec des découvertes d'or importantes. En effet, 1853 suit de près les ruées vers l'or de la Californie et de l'Australie et, abstraction faite de la dernière décennie, c'est durant cette année-là, selon Hawtrey (1947, p. 47), que le stock mondial d'or a crû le plus rapidement au XIX<sup>e</sup> siècle. En effet, la fin du XIX<sup>e</sup> siècle a été marquée par les ruées vers l'or de l'Alaska et du Yukon et, surtout, par celles de l'Afrique du Sud et par la mise au point du processus d'extraction au cyanure (Barsky et Summers, 1988, p. 598)<sup>18</sup>.

Interprétée dans le contexte des équations (2') et (2''), la corrélation positive entre le niveau des prix et le taux d'intérêt nominal durant la période de l'étalon-or n'a rien de paradoxal. Le taux d'intérêt nominal n'a pas besoin de s'ajuster autant aux variations du TMSI, car il évolue de façon procyclique par rapport aux cycles des prix. Une partie de l'ajustement du TMSI découle de l'incidence que les anticipations d'un retour du niveau des prix vers sa valeur étalon ont sur le taux d'intérêt réel.

En guise de comparaison, nous présentons au Tableau 1b des estimations du taux d'intérêt réel anticipé au Canada pour la période inflationniste 1952-1994. Durant cette période, le niveau des prix n'est pas stationnaire et le taux d'intérêt réel est estimé à partir d'une équation de type (1). Le taux de rendement nominal est le taux de rendement moyen des obligations à long terme du gouvernement du Canada. Ce taux est celui qui se rapproche le plus de celui des titres de rente perpétuelle utilisé pour la période de l'étalon-or. Le taux d'inflation anticipé provient d'un modèle de Markov à changement de régime dont se sert le département des Recherches de la Banque du Canada pour estimer l'inflation future dans les modèles de l'économie canadienne<sup>19</sup>. Le taux d'intérêt réel varie entre un minimum de -2,32 % et un maximum de 9,46 %, et son écart-type est de 2,71 %. Le taux d'intérêt réel depuis 1952 affiche donc une plus grande variabilité que celle que nous avons estimée pour la période de l'étalon-or à partir de l'anticipation d'un retour du niveau des prix. Le taux d'intérêt nominal est considérablement plus variable qu'il ne l'était durant la période de l'étalon-or, puisqu'il affiche un écart-type de 2,87 %. Le gros de la variabilité du taux d'intérêt nominal provient de la période 1970-1982, qui a vu le taux d'inflation fluctuer très fortement. Cependant, même pour la

---

18. De 1880 à 1896, le niveau des prix est tombé de 23 % aux États-Unis. C'est en s'inspirant de cette baisse de prix que Frank Baum a créé le personnage de Dorothée dans *Le magicien d'Oz*, publié en 1900. Il s'agit d'une critique allégorique de l'étalon-or. Consulter à ce sujet Rockoff (1990) et Mankiw (1994, p. 168).

19. Voir à ce sujet Laxton, Ricketts et Rose (1994) et Ricketts (1996).

**Tableau 1b****Statistiques descriptives : estimation du taux d'intérêt réel au Canada à partir du taux d'intérêt à long terme**

| Niveau                    | Moyenne | Écart-type | Minimum | Maximum |
|---------------------------|---------|------------|---------|---------|
| <i>pourcentage</i>        |         |            |         |         |
| <b>1952-1994</b>          |         |            |         |         |
| Taux de rendement nominal | 8,25    | 2,87       | 3,63    | 15,22   |
| Inflation anticipée       | 4,25    | 2,95       | 1,17    | 11,51   |
| Taux de rendement réel    | 3,99    | 2,71       | -2,32   | 9,46    |

Coefficient de corrélation (taux de rendement nominal, inflation anticipée) = 0,57

Coefficient de corrélation (taux de rendement réel, inflation anticipée) = - 0,49

Nota : L'inflation anticipée est une moyenne annuelle estimée à partir d'un modèle de Markov (voir Laxton, Ricketts et Rose, 1994, pour un modèle similaire). Le taux de rendement nominal est le taux de rendement moyen des obligations du gouvernement du Canada à plus de 10 ans.

Source : Données fournies par Nicholas Ricketts, département des Recherches, Banque du Canada

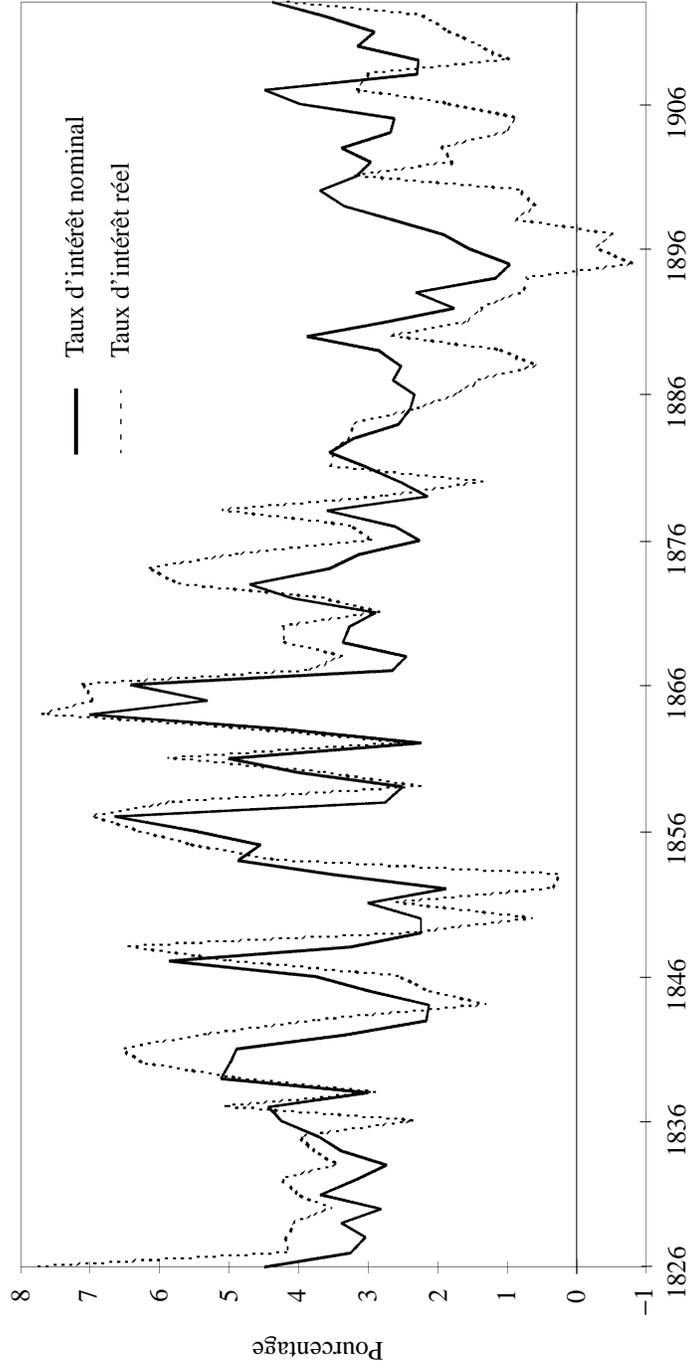
période antérieure à 1970 et pour celle postérieure à 1982, la variabilité du taux d'intérêt nominal excède celle observée durant la période de l'étalon-or. L'écart-type du taux nominal est de 1,13 % entre 1956 et 1969 et de 1,38 % pour la période postérieure à 1982.

Cet exercice comparatif illustre jusqu'à quel point le taux d'intérêt nominal est amené à s'ajuster dans un monde inflationniste. Dans un régime de stabilité des prix, le taux d'intérêt nominal a moins besoin de s'ajuster pour deux raisons : le taux d'inflation anticipé est constant (et nul) et une partie de l'information intertemporelle est véhiculée par le système de prix. Notons enfin que la série du taux d'intérêt réel anticipé affiche le même caractère épisodique depuis 1952 que celui que l'on observe durant la période de l'étalon-or. Jusqu'en 1970, le taux d'intérêt réel varie dans le voisinage de 3 %. Durant les années 70, il est généralement négatif ou nul et, depuis le début des années 80, il est relativement élevé puisqu'il excède en moyenne 6 %.

Afin de vérifier la robustesse de l'analyse empirique de cette section, nous avons répété l'estimation du taux d'intérêt réel *ex ante* à partir de la série des taux d'intérêt nominaux à court terme, toujours dans le cas de la Grande-Bretagne<sup>20</sup>. Cette série, une moyenne annuelle de taux à trois mois, est disponible depuis 1824. Nous avons utilisé le même processus AR(2) que celui qui a été estimé pour l'ensemble de la période post-napoléonienne. Les résultats sont présentés aux Figures 3 et 4 et au Tableau 2. La série des taux d'intérêt nominaux à court terme est beaucoup plus variable que celle

20. Tirée de Mitchell et Deane (1962).

**Figure 3**  
**Estimation du taux d'intérêt réel en Grande-Bretagne**  
**à partir du taux d'intérêt à court terme, période 1825-1913**



Nota : Le taux d'intérêt nominal est une moyenne annuelle des bons à trois mois (Mitchell et Deane, 1962).

**Figure 4**  
**Comparaison des taux d'intérêt réels estimés à partir**  
**des taux d'intérêt nominaux à court terme et à long terme,**  
**période 1825-1913**

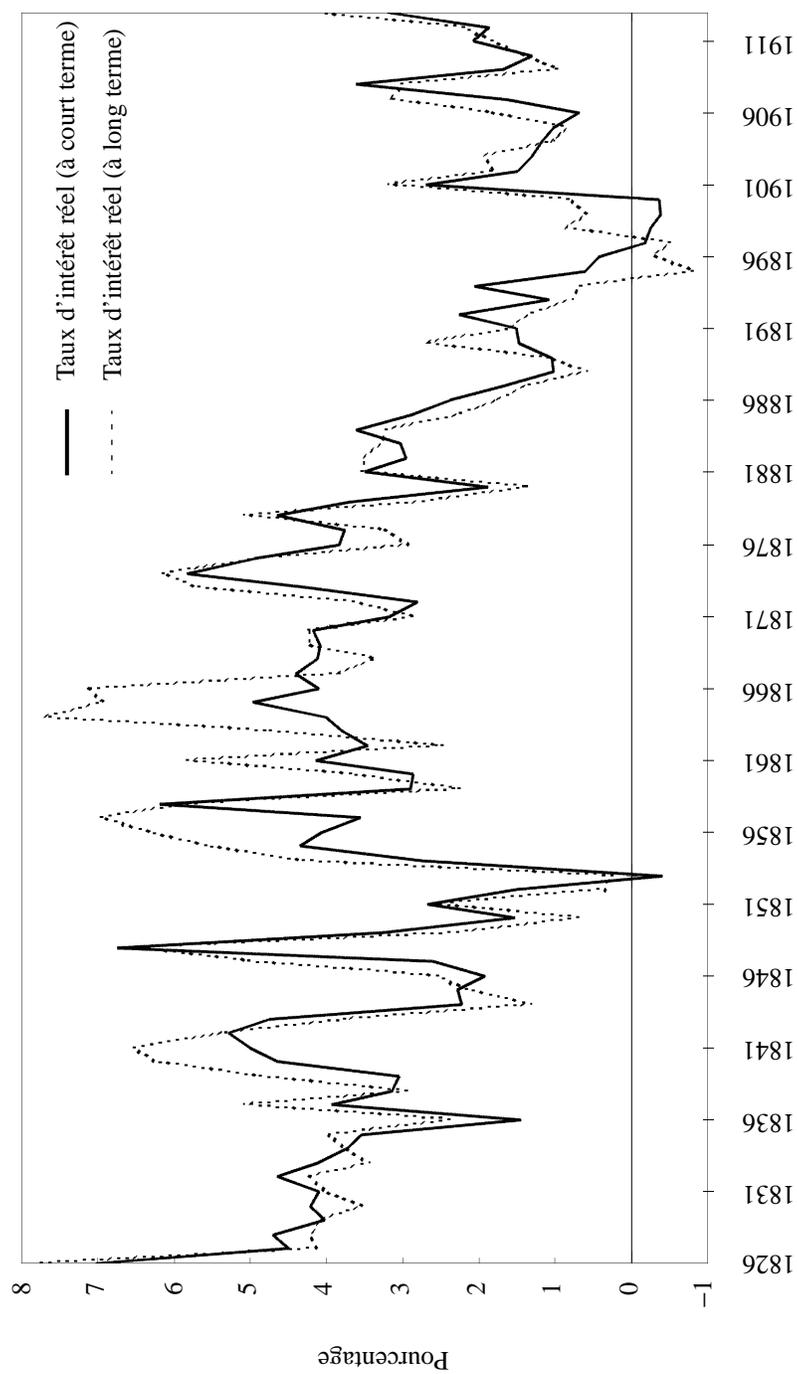


Tableau 2

**Statistiques descriptives : estimation du taux d'intérêt réel en Grande-Bretagne à partir du taux d'intérêt à court terme**

| Niveau                    | Moyenne | Écart-type | Minimum | Maximum |
|---------------------------|---------|------------|---------|---------|
| <i>pourcentage</i>        |         |            |         |         |
| <b>1825-1913</b>          |         |            |         |         |
| Taux de rendement nominal | 3,35    | 1,16       | 0,96    | 7,00    |
| Contribution              | -0,13   | 1,39       | -3,47   | 3,23    |
| Taux de rendement réel    | 3,22    | 2,02       | -0,81   | 7,73    |

Coefficient de corrélation (taux de rendement nominal, contribution) = 0,244

Coefficient de corrélation (taux de rendement réel, contribution) = 0,855

des taux de rendement des titres de rente perpétuelle. L'écart-type de la première est en effet presque trois fois plus élevé que celui de la dernière. Le coefficient de corrélation entre les deux séries est de 0,49. La corrélation entre la contribution des prix et le taux d'intérêt nominal à court terme est toujours positive (0,24), mais elle est beaucoup plus faible que celle observée avec les taux de rendement à long terme (0,67)<sup>21</sup>. La variabilité du taux d'intérêt réel estimé à partir des taux à court terme est à peine plus élevée que celle du taux estimé à partir des taux à long terme (écart-type de 2,02 par rapport à 1,90) et la corrélation entre les deux estimations est extrêmement forte, soit 0,85. La Figure 4 illustre à quel point les deux méthodes produisent des estimations comparables du taux d'intérêt réel. La série produite à partir des taux à long terme suit de près, avec un léger décalage, celle produite à partir des taux à court terme. Sur le plan théorique, les deux séries se doivent d'être relativement comparables, puisqu'elles mesurent toutes deux les taux d'intérêt réel *ex ante* pour la détention de titres de dette qui sont, dans une certaine mesure, des substituts<sup>22</sup>.

Selon l'explication du paradoxe de Gibson proposée dans la présente section, si le niveau des prix est corrélé positivement avec le taux d'intérêt nominal, il devrait également être corrélé avec le taux d'intérêt réel. Cette prédiction est compatible avec les conclusions de Sargent (1973) et Barsky et Summers (1988), qui ont évalué le taux d'intérêt réel à partir du

21. Shiller et Siegel (1977, p. 892-893) font référence à la corrélation positive entre le taux d'intérêt nominal à court terme et le niveau des prix en parlant du phénomène de Kitchin, du nom de Joseph Kitchin qui aurait noté cette corrélation en 1923.

22. La variance de la contribution, une composante commune aux deux séries de taux d'intérêt réel estimées, compte pour 69 % de la covariance entre ces séries. Le reste découle des covariances positives entre la contribution et le taux d'intérêt nominal à long terme (11 %), entre la contribution et le taux d'intérêt nominal à court terme (12 %) et entre les deux séries du taux d'intérêt nominal (7 %).

rendement des actions. Sargent (1973) concluait ainsi son étude exhaustive sur le paradoxe de Gibson (p. 446-447) :

Le paradoxe de Gibson semble avoir caractérisé dans les mêmes termes les taux d'intérêt réels et les taux d'intérêt nominaux. Il serait donc intéressant de trouver à ce paradoxe une explication qui clarifierait la nature de la relation entre les fluctuations des taux de rendement réels et du niveau des prix. [...] Nos résultats empiriques impliquent qu'il ne sert à rien de faire, pour expliquer le paradoxe de Gibson, l'hypothèse d'une influence unidirectionnelle de l'inflation sur le taux d'intérêt (ou d'une influence en sens inverse). Dans le contexte des modèles à deux variables, le taux d'intérêt et le taux d'inflation semblent s'influencer l'un l'autre.

Une relation causale unidirectionnelle entre le taux d'inflation anticipé et le taux d'intérêt nominal résulte de l'effet Fisher, comme l'illustrent les équations (1) et (2) du modèle précédent.

Enfin, on peut déduire de l'analyse présentée dans cette section que si une économie passe d'un régime où le niveau des prix est stationnaire à un autre régime où il est intégré d'ordre 1 et inflationniste, on devrait graduellement quitter le monde de Gibson pour entrer dans celui de Fisher. Cette prédiction est compatible avec un fait observé par Friedman et Schwartz (1982, p. 535) et qui les a tant surpris, à savoir qu'à partir des années 60, « quand les taux d'intérêt commencent à évoluer de concert avec les *variations* des prix, ils cessent d'évoluer de concert avec les *niveaux* des prix ». La transition de l'étalon-or vers le nouveau régime monétaire de l'après-guerre est analysée en profondeur par Klein (1975). Il note (p. 477) que le changement de la nature des anticipations explique pourquoi le modèle macroéconomique de St-Louis comptait une variable muette pour la période postérieure à 1960 dans son équation de taux d'intérêt. Klein (1975, p. 472) constate également, tout comme Gordon (1973, p. 462), sur la base des sondages de Livingston sur les anticipations de prix des économistes, que ceux-ci ont toujours anticipé une baisse de prix entre 1946 et 1952, sauf pendant les deux années de la guerre de Corée, soit en 1951 et en 1952. Friedman et Schwartz (1963, p. 584) observent le même phénomène entre 1946 et 1948 sur la base d'une comparaison entre les taux de rendement des actions et des obligations. Durant la période de transition entre le régime monétaire où le niveau des prix est stationnaire et le régime d'après-guerre, les agents ont anticipé longtemps des baisses de prix qui ne se sont jamais matérialisées<sup>23</sup>.

---

23. On ne doit donc pas se surprendre de constater que les taux d'intérêt nominaux ont pu demeurer à un niveau très faible durant cette période, car l'anticipation d'un retour des prix vers leur valeur étalon majorait le taux d'intérêt réel évalué subjectivement par les agents.

Mon grand-père a probablement attendu lui aussi, en vain, une baisse des prix entre 1948 et 1954. En 1960, il prenait sa retraite, au moment où les agents commençaient finalement à anticiper l'inflation. Retiré qu'il était alors, en bonne partie, d'une vie économique active, il n'adapta jamais son cadre d'évaluation subjective des prix. Il ne souffrit jamais d'illusion monétaire. Le modèle que j'avais utilisé pour comprendre son comportement n'était pas approprié au régime monétaire qu'il avait connu<sup>24</sup>.

#### 4 La mémoire des prix

L'analyse proposée dans la présente étude permet de considérer dans une nouvelle perspective le problème du choix intertemporel des agents dans différents régimes monétaires. Cette analyse améliore notre compréhension du concept d'illusion monétaire et permet d'expliquer, de façon non paradoxale, la relation observée entre le niveau des prix et les taux d'intérêt nominaux durant la période de l'étalon-or. Nous avons également montré qu'il est théoriquement possible que le taux d'intérêt réel devienne négatif dans un régime monétaire où le taux d'inflation tendanciel est nul. Le cas se serait même présenté à deux reprises en Grande-Bretagne en 1853 et entre 1896 et 1899. Toutes les conclusions que l'on peut tirer de la présente étude découlent du même point, à savoir que, si le niveau des prix suit un sentier stationnaire, il véhicule une partie de l'information pertinente quant aux choix intertemporels, au même titre que le taux d'intérêt.

Le succès de la lutte récente à l'inflation dans de nombreux pays soulève la question de la définition opérationnelle d'un régime monétaire non inflationniste. Dans ce contexte, notre étude souligne l'importance du rôle du système de prix comme véhicule de l'information intertemporelle pour le choix du régime monétaire optimal. Dans un régime monétaire où le niveau des prix est intégré d'ordre 1, le taux d'intérêt nominal est le seul prix qui véhicule l'information intertemporelle. Le taux d'intérêt nominal doit donc s'ajuster librement afin de suivre les mouvements du taux marginal de substitution intertemporelle.

Si l'on limite l'analyse aux questions relatives aux choix intertemporels, l'effet Summers est alors le seul argument théorique pertinent qui permette de trancher en faveur d'un régime (légèrement inflationniste) plutôt qu'un autre (où le taux d'inflation moyen serait nul). En effet, si l'on fait abstraction de la capacité du taux d'intérêt nominal de s'ajuster librement, il n'y a pas de différence substantielle entre une

---

24. La critique de Lucas (1976) s'applique donc à l'analyse des économistes qui ont utilisé une équation du type (1) plutôt que du type (2) ou (2') pour évaluer le comportement des agents dans la période de l'après-guerre et qui ont conclu à l'illusion monétaire.

situation où le taux d'inflation évolue à l'intérieur d'une fourchette de 1 à 3 % et une autre où il évolue à l'intérieur d'une fourchette de -1 à 1 %. L'élimination du taux d'inflation tendanciel n'a pas vraiment d'importance, car le niveau des prix ne véhicule pas d'information intertemporelle, tant qu'il est intégré d'ordre 1.

Notre étude montre également que ce n'est que dans le contexte de la stabilité des prix *en niveau* qu'un objectif d'inflation nulle, plutôt qu'un objectif d'inflation faible, devient vraiment significatif. L'élimination de l'inflation tendancielle permet alors aux agents d'utiliser la monnaie comme unité de compte intertemporelle, ce qui simplifie grandement les calculs économiques. Ce point est d'autant plus important que dans un régime où le niveau des prix est stationnaire, le système de prix véhicule une information complexe. Ainsi, comme l'effet Summers ne s'applique pas dans un régime où les prix sont stables, nous devons conclure qu'il n'y a aucune raison théorique d'opter pour un régime où le niveau des prix serait stationnaire autour d'une tendance qui croît dans le temps. Un régime caractérisé par la stabilité du niveau des prix est clairement supérieur du point de vue théorique.

Depuis le début des années 90, le taux d'inflation canadien, en dépit d'une dévaluation du huard, a fortement décru pour apparemment se stabiliser dans la partie inférieure de la fourchette cible de 1 à 3 % de la Banque du Canada. La présente étude montre que si l'on veut vraiment atteindre un objectif plus strict et ambitieux en matière de rigueur monétaire que celui observé au Canada depuis 1992, on doit être prêt à opter pour un changement radical de régime. Dans un tel cas, la banque centrale et les institutions financières devront tenir compte du fait que l'évolution du niveau des prix par rapport à son niveau d'équilibre de long terme exerce une incidence directe sur la détermination des taux d'intérêt. Si la banque centrale n'est pas prête à opter pour la stabilité des prix, notre étude montre qu'il semble plutôt vain de vouloir réduire davantage le taux d'inflation cible, qui est déjà relativement faible. Une réduction marginale du taux d'inflation cible ne pourrait en effet éliminer le véritable problème causé par l'inflation à l'affectation intertemporelle des ressources. Ce problème n'est pas lié intrinsèquement au taux d'inflation tant que ce dernier est faible et constant. Il est dû au fait qu'en l'absence d'un mécanisme monétaire de correction des erreurs — qu'il soit automatique, institutionnel ou discrétionnaire — qui permettrait de réaliser un objectif de stabilité des prix, les prix perdent leur capacité de véhiculer de l'information pertinente pour les choix intertemporels des agents. Un tel objectif permettrait de restaurer la mémoire des prix.

## Bibliographie

- Barro, R. J. (1979). « Money and the Price Level under the Gold Standard », *Economic Journal*, vol. 89, mars, p. 13-33.
- (1986). « Recent Developments in the Theory of Rules Versus Discretions », *Economic Journal*, vol. 96, supplément, p. 23-37.
- Barsky, R. B. et L. H. Summers (1988). « Gibson's Paradox and the Gold Standard », *Journal of Political Economy*, vol. 96, juin, p. 528-550.
- Benjamin, D. K. et L. A. Kochin (1984). « War, Prices, and Interest Rates: A Martial Solution to Gibson's Paradox ». In : *A Retrospective on the Classical Gold Standard, 1821-1931*, publié sous la direction de M. D. Bordo et A. J. Schwartz, Chicago, University of Chicago Press, p. 587-604.
- Black, R., T. Macklem et D. Rose (1998). « Des règles de politique monétaire permettant d'assurer la stabilité des prix », étude publiée dans le présent volume, Banque du Canada.
- Blanchard, O. et S. Fischer (1989). *Lectures on Macroeconomics*, Cambridge (Massachusetts), MIT Press.
- Bordo, M. D. and F. E. Kydland (1995). « The Gold standard as a Rule: An Essay in Exploration », *Explorations in Economic History*, vol. 32, octobre, p. 423-464.
- Box, G. E. P. et G. M. Jenkins (1970). *Time Series Analysis: Forecasting and Control*, San Francisco, Holden-Day.
- Cagan, P. (1965). *Determinants and Effects of Changes in the Stock of Money, 1875-1960*, New York, National Bureau of Economic Research.
- Chen, C. et C. W. J. Lee (1990). « A VARMA Test on the Gibson Paradox », *The Review of Economics and Statistics*, vol. 72, février, p. 96-107.
- Corbae, D. et S. Ouliaris (1989). « A Random Walk Through the Gibson Paradox », *Journal of Applied Econometrics*, vol. 4, juillet-septembre, p. 295-303.
- Fillion, J.-F. et R. Tetlow (1994). « Inflation zéro ou maintien du niveau des prix? Réponses fournies par un petit modèle d'économie ouverte soumis à des simulations stochastiques ». In : *Comportement des agents économiques et formulation des politiques en régime de stabilité des prix*, Actes d'un colloque tenu à la Banque du Canada en octobre 1993, Ottawa, Banque du Canada, p. 147-188.
- Fisher, I. (1907). *The Rate of Interest; Its Nature, Determination and Relation to Economic Phenomena*, New York, Macmillan.
- Fisher, I. (1930). *The Theory of Interest: As Determined by Impatience to Spend Income and Opportunity to Invest It*, New York, Macmillan.
- Friedman, M. et A. J. Schwartz (1963). *A Monetary History of the United States, 1867-1960*, Studies in Business Cycles n° 12, Princeton, Princeton University Press.
- (1982). *Monetary Trends in the United States and the United Kingdom; Their Relation to Income, Prices and Interest Rates, 1867-1975*, Chicago, University of Chicago Press.
- Gavin, W. T. et A. C. Stockman (1988). « The Case for Zero Inflation », Federal Reserve Bank of Cleveland, *Economic Commentary*, septembre, p. 1-14.
- (1991). « Why a Rule for Stable Prices May Dominate a Rule for Zero Inflation », Federal Reserve Bank of Cleveland, *Economic Review*, vol. 27, n° 1, p. 2-8.
- Gordon, R. J. (1973). « Interest Rates and Prices in the Long Run: A Comment », *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 5, février, p. 460-463.
- Hawtrey, R. G. (1947). *The Gold Standard in Theory and Practice*, 5<sup>e</sup> édition, New York, Longmans Green.
- Homer, S. (1963). *A History of Interest Rates*, New Brunswick (N.J.), Rutgers University Press.
- Howitt, P. (1994). « Séance de clôture ». In : *Comportement des agents économiques et formulation des politiques en régime de stabilité des prix*, Actes d'un colloque tenu à la Banque du Canada en octobre 1993, Ottawa, Banque du Canada, p. 599-607.
- Jastram, R. W. (1977). *The Golden Constant: The English and American Experience, 1560-1976*, New York, John Wiley.

- Keynes, J. M. (1930). *A Treatise on Money*, vol. 2, *The Applied Theory of Money*, New York, Harcourt Brace.
- Klein, B. (1975). « Our New Monetary Standard: The Measurement and Effects of Price Uncertainty, 1880-1973 », *Economic Inquiry*, vol. 13, décembre, p. 461-484.
- Konieczny (1994). « Le taux d'inflation optimal, les théories en présence et leur applicabilité au Canada ». In : *Comportement des agents économiques et formulation des politiques en régime de stabilité des prix*, Actes d'un colloque tenu à la Banque du Canada en octobre 1993, Ottawa, Banque du Canada, p. 1-48.
- Kuchciak, C. (1997). « The Behaviour of Prices Under Changing Monetary Regimes: The United States and Great Britain », thèse de maîtrise, Université d'Ottawa.
- Laxton, D., N. Ricketts et D. Rose (1994). « Incertitude, apprentissage et crédibilité de la politique monétaire ». In : *Comportement des agents économiques et formulation des politiques en régime de stabilité des prix*, Actes d'un colloque tenu à la Banque du Canada en octobre 1993, Ottawa, Banque du Canada, p. 195-256.
- Lebow, D. E., J. M. Roberts et D. J. Stockton (1992). « Economic Performance under Price Stability », document de travail n<sup>o</sup> 125, U.S. Board of Governors of the Federal Reserve System, Washington (D.C.).
- Lee, C. W. J. et C. R. Petrucci (1986). « The Gibson Paradox and the Monetary Standard », *The Review of Economics and Statistics*, vol. 68, mai, p. 189-196.
- (1987a). « Prices, Interest Rates, and the Monetary Standard: A Study of the Gibson-Kitchin Phenomenon », *Journal of Macroeconomics*, vol. 9, printemps, p. 185-202.
- (1987b). « A Test of the Shiller-Siegel Hypothesis of the Gibson Paradox », *Australian Economic Papers*, vol. 26, juin, p. 157-164.
- Lucas, R. E., Jr. (1976). « Econometric Policy Evaluation: A Critique », *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, vol. 1, p. 19-46.
- Mankiw, N. G. (1994). *Macroeconomics*, New York, Worth.
- McCallum, B. T. (1990a). « Could a Monetary Base Rule Have Prevented the Great Depression? », *Journal of Monetary Economics*, vol. 26, août, p. 3-26.
- (1990b). « Targets, Indicators, and Instruments of Monetary Policy ». In : *Monetary Policy for a Changing Financial Environment*, publié sous la direction de W. S. Haraf et P. Cagan, Washington (D.C.), AEI Press, p. 44-70.
- McCulloch, J. H. (1991). « An Error-Correction Mechanism for Long-Run Price Stability: Panel Discussion », *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 23, août, p. 619-624.
- Mills, T. C. (1990). « A Note on the Gibson Paradox During the Gold Standard », *Explorations in Economic History*, vol. 27, juillet, p. 277-286.
- Mitchell, B. R. et P. Deane (1962). *Abstract of British Historical Statistics*, Cambridge, Cambridge University Press.
- Mitchell, B. R. et H. G. Jones (1971). *Second Abstract of British Historical Statistics*, Cambridge, Cambridge University Press.
- Perron, P. (1992). « Racines unitaires en macroéconomie : le cas d'une variable », *L'Actualité économique*, vol. 68, mars et juin, p. 325-356.
- Ricketts, N. (1996). « La mesure et l'interprétation des taux d'intérêt réels à court terme et de l'inflation attendue », *Revue de la Banque du Canada*, été, p. 23-39.
- Rockoff, H. (1990). « The 'Wizard of Oz' as a Monetary Allegory », *Journal of Political Economy*, vol. 98, août, p. 739-760.
- Sargent, T. J. (1973). « Interest Rates and Prices in the Long Run: A Study of the Gibson Paradox », *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 5, février, p. 385-449.
- Shiller, R. J. et J. J. Siegel (1977). « The Gibson Paradox and Historical Movements in Real Interest Rates », *Journal of Political Economy*, vol. 85, octobre, p. 891-907.
- Simons, H. C. (1936). « Rules versus Authorities in Monetary Policy », *Journal of Political Economy*, vol. 44, février, p. 1-30.
- Smith, A. (1776). *An Inquiry into the Nature and Causes of the Wealth of Nations*, édité par E. Cannan, New York, Random House, 1937.

- Summers, L. (1991). « How Should Long-Term Monetary Policy Be Determined? Panel Discussion », *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 23, août, p. 625-631.
- Sumner, S. (1993). « The Role of the Gold Standard in the Gibson Paradox », *Bulletin of Economic Research*, vol. 45, juillet, p. 215-228.
- Tobin, J. (1983). *Réflexions sur la théorie macroéconomique contemporaine*, Paris, Économica.
- Wicksell, K. (1907). « The Influence of the Rate of Interest on Prices », *Economic Journal*, vol. 17, juin, p. 213-220.
- Yeager, L. B. (1992). « Toward Forecast-Free Monetary Institutions », *Cato Journal*, vol. 12, printemps-été, p. 53-73.