



HAL
open science

Effet peso : présentation théorique et application à la politique monétaire

Nicolas Million

► **To cite this version:**

Nicolas Million. Effet peso : présentation théorique et application à la politique monétaire. 2007. halshs-00144659

HAL Id: halshs-00144659

<https://shs.hal.science/halshs-00144659>

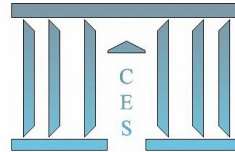
Submitted on 4 May 2007

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.



Distributed under a Creative Commons Attribution 4.0 International License



**Effet peso : présentation théorique et application
à la politique monétaire**

Nicolas MILLION

2007.12



CENTRE NATIONAL
DE LA RECHERCHE
SCIENTIFIQUE

Effet peso: présentation théorique et application à la politique monétaire

Nicolas Million*
Banque de France[†]
Université Paris 1 Panthéon-Sorbonne

*L'auteur tient à remercier L. Clerc, P.-Y. Hénin, C. Jardet et J.-S. Mésonnier pour leurs conseils et leurs commentaires. Je reste seul responsable des éventuelles insuffisances de ce travail.

[†]Banque de France, Direction de la Recherche, 41-1422 POMONE, 75049 Paris cedex 01. Tél. 01 4292 4965, Fax. 01 4292 6292. Les opinions exprimées sont exclusivement celles de l'auteur et n'engagent pas la Banque de France.

Résumé

Cet article traite des implications théoriques liées à la présence d'un effet Peso pour les anticipations. Après avoir présenté l'effet Peso comme la probabilité d'apparition d'un événement rare mais suffisamment important pour être pris en compte dans les prévisions, nous présentons un modèle permettant d'isoler l'erreur de prévision systématique. La manifestation de cette erreur systématique provient en particulier d'une information imparfaite concernant les états futurs ainsi que pour le régime courant. Cette incertitude du régime courant amène les agents à mettre en oeuvre un processus d'apprentissage du modèle. Dans la dernière partie de cet article, nous précisons comment une banque centrale crédible peut limiter l'apparition d'effets Peso.

Numéros de classification du *Journal of Economic Literature*: E4, C12, C22.

Mots clés: Effet Peso, marchés efficients, anticipation rationnelles.

Abstract

This article deals with the theoretical implications implied by the presence of Peso effects in expectations. After presenting the Peso effect as the probability of occurrence of an unusual event though important enough to be taken into account in the forecasts, we present a model able to isolate the systematic expectation error. The appearance of this error comes especially from imperfect information concerning the future states as well as the current regime. This uncertainty about the current regime leads the agents to implement a learning process for the model. In the last part of this article, we show how a credible central bank can limit the occurrence of Peso effects.

Journal of Economic Literature classification numbers: E4, C12, C22.

Key words: Peso effect, efficient markets, rational expectations.

1 Introduction

La propriété d'efficience informationnelle des marchés financiers implique que le prix courant d'un actif incorpore à tout moment toute l'information disponible et que les erreurs d'anticipation des agents en ce qui concerne les valeurs futures de cet actif sont imprévisibles. Cette situation repose sur l'hypothèse de rationalité des agents, selon laquelle leurs anticipations sont fondées sur une distribution de probabilité subjective qui coïncide avec la distribution génératrice des valeurs des variables.

A l'inverse, lorsque l'information à propos des états de la nature courant et futurs est difficilement extractible, (par exemple dans un environnement instable), la distribution de probabilité subjective des agents peut alors différer de la distribution objective. Cela se produit en particulier lorsque les agents anticipent rationnellement des changements dans la distribution future des chocs, qui ne se réalisent pas *ex post*. L'information limitée des agents concernant le futur entraîne l'apparition d'erreurs d'anticipation systématiques qui proviennent d'événements non observés *ex post*.

Cet ensemble de résultats spécifiques d'inférence sur petits échantillons est connu sous l'appellation de problèmes du Peso (ou effets Peso). De manière générale, le problème du Peso se produit lorsque les agents attribuent une probabilité relativement faible à la possibilité d'un événement rare (OPA, dévaluation . . .) mais qui entraînerait une très forte désutilité. Plus formellement, un effet Peso a lieu quand les agents prévoient *ex ante* un changement de régime qui n'est pas observé *ex post*. Le changement de régime inclut usuellement un état catastrophique, c'est-à-dire susceptible d'engendrer une forte chute de l'utilité marginale des agents, dont la probabilité d'occurrence est très faible.

Cet article a pour but d'étudier l'impact des effets Peso sur les anticipations des agents et de présenter un cadre statistique propice à son étude. Cela s'effectuera en considérant des modèles de plus en plus complets et se terminera par une application aux changements de régime monétaire. La prochaine section reprend donc le cadre initial de l'effet Peso mis en avant par M. Friedman pour ensuite étudier plus précisément ses effets sur la propriété d'efficience d'un marché financier dans une troisième section. La quatrième section présente le cadre statistique permettant la modélisation du problème du Peso en présence d'incertitudes sur les états futurs de la nature. La section 5 généralise le problème du Peso lorsque la connaissance du régime courant est imparfaite et introduit la notion d'apprentissage. La section suivante étudie l'impact de l'effet peso sur les anticipations du taux d'inflation lorsque la politique monétaire évolue. La dernière section récapitule l'article en insistant sur les enjeux du problème du Peso ainsi que sur les méthodes

d'évaluation empiriques appropriées.

2 La première mise en évidence de l'effet Peso

Le problème du Peso complique considérablement les tests des hypothèses qui sont fondées sur les anticipations rationnelles. Ceci est le cas de l'Hypothèse d'Efficiency des Marchés (EMH), qui suppose que les valeurs observées de la variable d'intérêt diffèrent des anticipations des agents par une erreur aléatoire de moyenne nulle non autocorrélée. Ainsi, un rejet de l'Hypothèse d'Efficiency des Marchés (EMH) à partir de tests empiriques peut être trompeur en raison du problème du Peso.

2.1 La contribution de M. Friedman

Bien que l'origine précise du terme "effet Peso" ne soit pas clairement identifiée, de nombreux économistes l'attribuent à Milton Friedman dans son étude du marché du taux de change mexicain entre juin 1974 et juin 1976 (cf. Rogoff (1980)). Alors que le taux de change du Peso mexicain par rapport au dollar américain était fixe, il était échangé régulièrement avec une décote à terme pendant plusieurs années, en raison d'une anticipation de dévaluation (qui s'est finalement produite en 1976¹). Durant cette période, les taux d'intérêt sur les dépôts mexicains étaient largement supérieurs aux taux américains et ce, bien que le niveau du change soit resté à 0.08\$ par Peso d'avril 1954 à août 1976.

Friedman a interprété l'écart de parité des taux d'intérêt américains et mexicains comme un biais sur le marché provenant de l'anticipation d'une dévaluation du Peso. Ainsi, si l'échantillon est observé antérieurement à cette dévaluation, cet écart de taux peut paraître incohérent *ex post* compte tenu de la fixité du taux de change, alors qu'il est tout à fait rationnel *ex ante* puisqu'il résulte de l'anticipation par les agents d'un changement du régime de change.

Le terme "effet Peso" a alors été utilisé pour décrire une situation où il existe une probabilité positive qu'un changement important dans le mécanisme générateur de données (PGD) des variables économiques apparaisse dans l'échantillon observé. Cet événement est considéré comme suffisamment important pour que les agents prennent en compte cette probabilité lors de la détermination de leur prévision.

¹Cette dévaluation devient effective en août 1976 quand le taux de change entre ces deux monnaies chute à 0.05\$ par peso.

2.2 Rumeur de dévaluation et décote pour le taux à terme

Nous allons montrer ci-après comment une rumeur de dévaluation peut entraîner une décote à terme pour le Peso.

Si la politique de taux de change du gouvernement mexicain est entièrement crédible (régime 0) et trouve une adhésion pendant un certain nombre d'années, alors le taux de change anticipé s'exprime comme $E(s_{t+1}/\Omega_t) = E_t s_{t+1} = s_{t+1} = s_t$ pour toutes les périodes du régime 0, où Ω_t désigne l'ensemble d'information disponible à la date t . Par conséquent, sous l'hypothèse de « complète crédibilité », les anticipations sont correctes pour toutes les périodes.

À présent, on suppose que les investisseurs commencent à croire que l'engagement du gouvernement mexicain pour un taux de change fixe s'affaiblit et qu'il existe une probabilité non nulle q pour que le Peso soit dévalué et une probabilité $(1 - q)$ pour qu'il demeure « fixe ». Appelons cette dernière période « la crédibilité partielle ». Un investisseur rationnel aura donc une anticipation donnée par :

$$E(s_{t+1}/\Omega_t) = qs_{t+1}^1 + (1 - q)s_{t+1}^0 = s_{t+1}^0 + q(s_{t+1}^1 - s_{t+1}^0)$$

où s_{t+1}^0 est le taux de change sous le régime de taux de change fixe (régime 0) et s_{t+1}^1 est le nouveau taux de change résultant d'une dévaluation du Peso.

Supposons que, durant la période de « crédibilité partielle », le gouvernement mexicain ne modifie pas le taux de change si bien que nous n'observons que le régime 0. Les données vérifieront par conséquent $s_{t+1}^0 = s_t^0$, où s_t^0 est la parité fixe existante à la date t . Par conséquent, les anticipations $E_t s_{t+1}$ ne seront pas égales à la valeur constante² s_t^0 sur cette période de crédibilité partielle:

$$E_t s_{t+1} = s_t^0 + q(s_{t+1}^1 - s_t^0) \neq s_t^0$$

Le problème du Peso apparaît ainsi parce qu'une hypothèse est testée avec un ensemble limité de données dans lequel il existe des variables aléatoires non observables (par exemple la probabilité de modification de la politique du gouvernement).

²Pour alléger les notations, nous exprimons le conditionnement par Ω_t par la notation E_t .

3 Implications empiriques de l'effet Peso

Les conséquences statistiques d'un problème du Peso sur l'inférence sont immédiates : si la distribution *ex post* (c'est-à-dire observée) est différente de la distribution *ex ante* (à partir de laquelle les agents fondent leurs anticipations), alors les moments calculés à partir de l'échantillon sont peu susceptibles de coïncider avec leurs contreparties théoriques.

3.1 Test d'efficience informationnelle biaisé

Selon l'hypothèse des anticipations rationnelles, nous avons :

$$s_{t+1} = E_t s_{t+1} + e_{t+1}$$

L'erreur de prévision *ex post* e_{t+1} pour la période de « crédibilité partielle » est :

$$\begin{aligned} e_{t+1} &= s_{t+1} - E_t s_{t+1} \\ &= s_t^0 - E_t s_{t+1} = q(s_t^0 - s_{t+1}^1) < 0 \end{aligned}$$

Par conséquent, l'erreur de prévision *ex post* e_{t+1} n'est pas nulle en espérance et est donc biaisée. On remarque que même si q est faible, le biais dans l'erreur de prévision e_{t+1} peut encore apparaître si la variation potentielle de s sous le nouveau régime est considérée comme importante (c'est-à-dire si l'amplitude $s_t^0 - s_{t+1}^1$ est grande). La moyenne des valeurs pour s_t n'est donc plus une représentation pertinente des vraies anticipations des agents: la propriété d'une erreur d'anticipation e_{t+1} centrée autour de zéro n'est plus vérifiée dans l'échantillon correspondant à la période de « crédibilité partielle ».

Une autre des conséquences directes de l'effet Peso est que les erreurs d'anticipations *ex post* (observées sur l'échantillon) peuvent être corrélées à l'ensemble d'information disponible. Si s_t^0 varie légèrement, alors une régression de e_{t+1} sur le taux de change s_t^0 va produire un coefficient non nul, infirmant la propriété d'orthogonalité de la prévision. Ce coefficient de régression sera égal à q si s_{t+1}^1 est constant sur la période de l'échantillon et peut être proche de q si s_{t+1}^1 varie seulement légèrement dans le temps. Par conséquent, nous sommes en présence d'une réfutation apparente de l'hypothèse d'efficience informationnelle puisque l'erreur de prévision n'est pas indépendante de l'information disponible au temps t . Cela amène les chercheurs à mesurer incorrectement les anticipations et par conséquent les prévisions peuvent apparaître fallacieusement biaisées.

Si le marché des changes à terme est conforme à l'EMH et si le spéculateur est neutre vis-à-vis du risque, alors le taux *forward*³ f_t constitue un prédicteur sans biais du taux *spot* s_t futur anticipé:

$$E_t(f_t - s_{t+1}) = 0$$

La propriété d'absence de biais pour le taux *forward* implique aussi que la prime à terme ($f_t - s_t$) est un prédicteur sans biais de la variation future du taux *spot*:

$$f_t - s_t = E_t(\Delta s_{t+1})$$

Si les investisseurs pensent qu'une dévaluation est probable, alors⁴ $s_{t+1}^1 > s_{t+1}^0$ et par conséquent, $E_t s_{t+1} > s_t^0$. Dans ce cas, le taux de change à terme $f_t = E_t s_{t+1}$ sera en permanence au-dessus de la valeur constante observée pour le taux *spot* s_t^0 si la rumeur ne se réalise pas. Le fait que le taux *forward* du Peso soit continuellement au-dessus du taux *spot* s_t (en logarithme) implique des opportunités d'arbitrage persistantes pour les intervenants du marché.

Si nous disposons d'un ensemble de données plus long qui inclut une période pendant laquelle le gouvernement mexicain annonce un taux de change fixe, mais que les agents croient ensuite que ce taux annoncé pourrait être abandonné pour une réévaluation du Peso, alors l'analyse précédente s'appliquerait à nouveau. Toutefois, pendant cette « période de crédibilité partiellement favorable », les erreurs de prévision systématiques seraient maintenant positives. Par conséquent, avec un ensemble assez long de données dans lequel des événements non observés « favorables » et « non favorables » se produisent souvent de manière égale, notre ensemble de données se conformerait éventuellement aux postulats d'absence de biais et d'indépendance par rapport à l'ensemble d'information pour des erreurs de prévision provenant d'anticipations rationnelles.

3.2 Validité de la formule d'évaluation rationnelle

En plus de perturber les tests d'efficience informationnelle par le non-respect de la propriété de non biais et d'orthogonalité, l'effet Peso peut également avoir des conséquences sur la validité de la formule d'évaluation rationnelle.

Soit P_t le cours d'une action et P_t^* celle du cours parfaitement prévu (correspondant à des erreurs de prévision nulles). Supposons que cette action

³Le taux *forward* f_t peut éventuellement être utilisé pour tester $E_t s_{t+1} = f_t$.

⁴Ici le taux de change spot est libellé en pesos par dollar donc une croissance du taux s correspond à une dévaluation du peso.

rapporte des dividendes. Ces dividendes sont anticipés par les agents par la valeur $E_t D_{t+1}$ comportant tous un même taux d'escompte δ . Le cours de l'actif est égal à sa valeur fondamentale qui représente l'anticipation du dividende actualisé⁵ par le taux d'escompte δ :

$$P_t = \delta E_t D_{t+1}$$

Dans le cas d'une forte hausse des dividendes futurs, consécutive à l'éventualité d'une Opération Publique d'Achat (OPA), l'anticipation de ces dividendes sur cet échantillon de données est une moyenne pondérée des niveaux les plus élevés des dividendes et du niveau « normal » et constant des dividendes. Cependant, si l'OPA ne se réalise pas, le rendement de l'actif est constant et est donc plus faible que celui anticipée par les agents⁶.

Afin de simplifier davantage, on suppose que dans le régime 0 (pas d'OPA), les dividendes futurs D_{t+1}^0 sont anticipés comme constants et sont égaux *ex post* à D . Le régime 1 peut être considéré comme le régime correspondant à la rumeur d'une OPA qui, si elle se produisait, ferait croître les dividendes, si bien que $D_{t+1}^1 > D_{t+1}^0$.

Les intervenants sur le marché des actions accordent une probabilité q pour le régime 1 si bien que l'anticipation réelle des investisseurs est de:

$$E_t D_{t+1} = q D_{t+1}^1 + (1 - q) D_{t+1}^0$$

Puisque la rumeur existe ($q \neq 0$), les investisseurs rationnels posent le cours de l'action égal à sa nouvelle valeur fondamentale $E_t D_{t+1}$:

$$P_t = \delta [D_{t+1}^0 + q(D_{t+1}^1 - D_{t+1}^0)] \quad (1)$$

Cette équation montre que le cours de l'action peut fluctuer en fonction soit des changements de points de vue sur q (probabilité d'une OPA), soit des changements de points de vue sur les dividendes futurs ($D_{t+1}^1 - D_{t+1}^0$).

Si l'OPA ne se réalise jamais, alors un niveau constant sera versé pour les dividendes (i.e. $D_{t+1}^0 = D$). Dans ce cas, le chercheur mesurera le cours

⁵Pour plus de détails, voir Cuthbertson et Nitzche (2004) et Jondeau (2001).

⁶Ainsi, les agents commettent une erreur de prévision systématique au sein de l'échantillon considéré. Remarquons que si la période d'échantillon était plus longue, alors on observerait éventuellement des périodes pour lesquelles les agents anticiperaient des dividendes plus faibles (qui elles aussi ne se réaliseraient jamais) et ainsi, sur l'ensemble de l'échantillon complet étendu, la moyenne des erreurs de prévision serait nulle. Encore une fois, le problème du peso apparaît parce que l'on n'observe qu'un échantillon réduit de données.

parfaitement prévu P_t^* *ex post* sur l'ensemble des observations par la valeur constante $P_t^* = \delta D_{t+1}$.

Considérons maintenant les conséquences du problème du Peso pour les tests de régression de P_t^* sur P_t :

$$P_t^* = a + bP_t + u_t \quad (2)$$

D'après Scott (1990), si la formule d'évaluation rationnelle (2) est vérifiée en tant que modèle de détermination des cours d'action (cf. Shiller (1981)), alors nous avons $P_t^* = P_t + v_t$ où v_t est un bruit blanc. Dans ce cas, l'hypothèse d'efficience informationnelle implique $\{a = 0 \text{ et } b = 1\}$ dans (2).

Supposons que les dividendes D_{t+1}^0 dans le régime 0 varient dans le temps. Puisque l'OPA ne se produit jamais en réalité, le cours parfaitement prévu est $P_t^* = \delta D_{t+1}^0$. Cependant, d'après (1), le cours réel déterminé par les fondamentaux est :

$$P_t = P_t^* + \delta q(D_{t+1}^1 - D_{t+1}^0) \quad (3)$$

Soit

$$P_t^* = P_t - \delta q(D_{t+1}^1 - D_{t+1}^0) \quad (4)$$

Par comparaison avec le vrai modèle (4), l'estimateur des MCO de b dans l'équation (2) sur l'échantillon des données est biaisé en raison de la corrélation entre P_t et les dividendes $(D_{t+1}^1 - D_{t+1}^0)$. Il est également prévu que le paramètre a dans (2) soit différent de zéro et ce paramètre variera dans le temps, si q et $(D_{t+1}^1 - D_{t+1}^0)$ varient également dans le temps. Dans ce cas, le modèle (2) servant à tester la relation entre P_t^* et P_t est mal spécifié puisqu'il existe une variable omise. Un test faible de l'absence du problème du Peso peut donc s'effectuer par la vérification de la stabilité temporelle de a et de b . Le test d'efficience informationnelle $\{a = 0 \text{ et } b = 1\}$ ne pourra alors être mis en oeuvre que si a et b sont stables.

Cependant, les études empiriques ne testent pas systématiquement la constance de a et de b avant de procéder au test habituel de H_0 . Naturellement, si a et b sont instables temporellement, ceci peut être dû à de nombreuses raisons, autres que le problème du Peso. Mais la non-constance de a et de b pourrait rendre invalides des tests fondés sur l'hypothèse selon laquelle les paramètres de cette régression sont constants.

Dans la prochaine section, nous allons introduire un modèle autorisant plusieurs régimes afin de mieux prendre en compte l'effet Peso et les erreurs de prévision.

4 Modélisation de l'effet peso

Nous allons ci-après présenter une approche permettant de décomposer l'erreur de prévision afin de prendre en compte ces différents états de la nature.

4.1 Erreurs intra-régime et incertitude sur les états de la nature

Evans (1996) a fourni une méthode générale d'analyse pour l'effet Peso lorsque le régime futur est inconnu des agents⁷.

Soit y_{t+1} la variable anticipée *ex ante* par les agents en tenant compte de l'ensemble d'information disponible à l'instant t . Nous définissons l'erreur d'anticipations rationnelles, e_{t+1} , pour la prévision d'une variable y_{t+1} comme:

$$e_{t+1} \equiv y_{t+1} - E(y_{t+1}/\Omega_t)$$

Ce terme d'erreur possède donc *ex ante* toutes les propriétés d'une erreur de prévision sous l'hypothèse d'anticipations rationnelles (moyenne nulle, propriété d'orthogonalité). En revanche, il est possible que cette propriété ne soit pas vérifiée *ex post* dès lors que le régime prévalant à la date $t + 1$ n'est pas connu des agents.

Pour examiner comment les propriétés de l'erreur de prévision sont affectées par la présence de plusieurs régimes, y_{t+1} est supposé alterner entre deux processus. Ces modifications dans le Processus Générateur des Données (PGD) sont indiquées par des changements à valeurs discrètes pour la variable z_t prenant la valeur zéro ou un ($z_t = 0$ ou 1). En notant $y_{t+1}(z)$ la valeur réalisée de la variable pour le régime $z_{t+1} = z$, Evans (1996) considère le comportement des erreurs de prévision $y_{t+1}(z) - E_t(y_{t+1})$ en présence d'effets peso. Cela s'effectue en décomposant la variable réalisée en une anticipation conditionnelle au régime z noté $E_t(y_{t+1}(z))$ et en un résidu noté w_{t+1} :

$$y_{t+1} \equiv E_t(y_{t+1}(0)) [1 - z_{t+1}] + E_t(y_{t+1}(1)) z_{t+1} + w_{t+1}$$

soit

$$y_{t+1} \equiv E_t(y_{t+1}(0)) + \Delta E_t(y_{t+1}) z_{t+1} + w_{t+1} \quad (5)$$

où $\Delta E_t(y_{t+1}) z_{t+1} \equiv E_t(y_{t+1}(1)) - E_t(y_{t+1}(0))$. Il est toujours possible de décomposer y_{t+1} sous la forme (5) quelque soit le processus suivi par y_{t+1} dans chacun des deux régimes ou la spécification précise de l'ensemble d'information Ω_t .

⁷Lorsqu'aucune incertitude n'entoure le régime courant, on parle d'effet peso pur.

Nous noterons $w_{t+1}(0)$ et $w_{t+1}(1)$ les erreurs d'anticipations commises par les agents quand $z_{t+1} = 0$ et $z_{t+1} = 1$ respectivement. Nous avons alors la représentation suivante :

$$w_{t+1} = (1 - z_{t+1}) w_{t+1}(0) + z_{t+1} w_{t+1}(1)$$

avec $w_{t+1}(z_{t+1}) = y_{t+1}(z_{t+1}) - E_t[y_{t+1}(z_{t+1})]$ pour $z_t = 0$ ou 1 . Cette variable vérifie en particulier $E_t[w_{t+1}(z_{t+1})] = 0$ pour $z_t = 0$ ou 1 . De plus, ce terme est non corrélé à l'ensemble d'information en t . En effet:

$$E_t[w_{t+1}] = E(E_t[w_{t+1}/z_{t+1}]) = E[(1 - z_{t+1}) E_t[w_{t+1}(0)] + z_{t+1} E_t[w_{t+1}(1)]] = 0$$

Puisque l'espérance conditionnelle à Ω_t des deux membres de (5) implique $E_t(w_{t+1}) = 0$, le terme d'erreur w_{t+1} possède les propriétés conventionnelles propres à l'hypothèse de rationalité. Si les agents connaissent parfaitement la nature du régime apparaissant en $t+1$ (i.e. la valeur de z_{t+1}), les anticipations des agents $E_t(y_{t+1}(z))$ coïncident avec $E_t(y_{t+1})$, l'espérance mathématique de y_{t+1} conditionnelle à Ω_t . Dans ce cas, le terme w_{t+1} coïncide avec l'erreur d'anticipation e_{t+1} des agents. Cette erreur w_{t+1} est définie comme l'erreur de prévision intra-régime puisqu'elle représente l'erreur quand le régime en $t+1$ est connu.

4.2 Connaissance imparfaite des régimes futurs

A partir de la décomposition (5), il est possible de montrer que l'erreur d'anticipation e_{t+1} ne coïncide pas avec l'erreur d'anticipation intra-régime w_{t+1} , si les agents ne connaissent pas avec certitude la nature du régime en $t+1$. L'espérance mathématique des deux membres de l'équation (5) correspond à:

$$E_t[y_{t+1}] = E_t[y_{t+1}(0)] + \Delta E_t(y_{t+1}) E_t[z_{t+1}]$$

Or $e_{t+1} = y_{t+1} - E_t[y_{t+1}]$. Donc

$$e_{t+1} = E_t(y_{t+1}(0)) + \Delta E_t(y_{t+1}) z_{t+1} + w_{t+1} - E_t[y_{t+1}(0)] + \Delta E_t(y_{t+1}) E_t[z_{t+1}]$$

Ainsi

$$e_{t+1} = w_{t+1} + (z_{t+1} - E_t[z_{t+1}]) \Delta E_t(y_{t+1}) \quad (6)$$

Cette équation montre comment les erreurs d'anticipation du marché e_{t+1} sont liées aux erreurs d'anticipation intra-régime w_{t+1} .

Un effet Peso a lieu quand les agents anticipent *ex ante* un changement de régime qui ne se réalise pas *ex post*. L'effet Peso disparaît et les deux

erreurs de prévision coïncident dans trois situations. Le premier cas que nous avons considéré précédemment correspond à la situation où le régime futur est connu en t . Dans ce cas, $E_t [z_{t+1}] = z_{t+1}$ et l'erreur de prévision est l'erreur standard intra-régime (i.e. $e_{t+1} = w_{t+1}$) si bien qu'il n'y a pas d'effets Peso. En revanche, quand z_{t+1} n'est pas encore connu en t , un effet Peso peut affecter les propriétés de l'erreur d'anticipation e_{t+1} par l'intermédiaire de l'amplitude $\Delta E_t (y_{t+1})$. Lorsque les prévisions intra-régime diffèrent, cela peut générer des erreurs d'anticipations rationnelles *ex post* non nulles en moyenne, si bien qu'elles apparaissent biaisées. *A fortiori*, si cette différence est nulle ou négligeable ($\Delta E_t (y_{t+1}) \simeq 0$), l'erreur d'anticipation ne sera pas affectée par l'effet Peso. Enfin, le troisième cas d'absence d'effet Peso correspond de manière triviale à une probabilité nulle ou quasi-nulle d'apparition du régime 1 ($\Pr (z_{t+1} = 1/\Omega_t) = 0$).

Pour illustrer ce dernier cas, nous supposons que seul le régime 0 est observé *ex post*, ce qui correspond à $z_t = 0, \forall t$. Sous cette hypothèse, l'erreur d'anticipation est égale à:

$$e_{t+1} (0) = w_{t+1} - \Pr (z_{t+1} = 1/\Omega_t) \Delta E_t (y_{t+1}) \quad (7)$$

car $E_t [z_{t+1}] = \Pr (z_{t+1} = 1/\Omega_t)$

Si les agents croient en la possibilité d'un changement de régime *ex ante* (c'est-à-dire si $\Pr (z_{t+1} = 1/\Omega_t) > 0$), alors l'erreur d'anticipation e_{t+1} observée *ex post* sera biaisée et corrélée à l'ensemble d'information en t , même si les agents sont rationnels au sens de Muth. Lorsque la probabilité d'apparition du régime 1 est non-nulle, l'erreur d'anticipation rationnelle contient une composante supplémentaire qui est la différence entre les prévisions intra-régime multipliée par la probabilité que le régime apparaisse.

Plus généralement, l'amplitude avec laquelle ces erreurs d'anticipations peuvent être biaisées et corrélées à l'ensemble d'information en t sur un échantillon donné dépend de la fréquence des changements de régime sur cet échantillon. L'effet dans ce cas sur les propriétés de l'erreur de prévision dépendra des propriétés à distance finie de l'erreur de prévision pour les régimes $z_{t+1} - E [z_{t+1}/\Omega_t]$. Dans le cas extrême où seulement un régime apparaît ($z_t = 1$ ou $z_t = 0 \forall t = 1, 2, \dots, T$), les erreurs correspondront à celles de l'équation (7). Sinon, les erreurs de prévision seront une moyenne pondérée de $e_{t+1} (1)$ et $e_{t+1} (0)$ (définie de manière analogue à (7)). Lorsque le nombre de changement de régimes dans l'échantillon est représentatif de la distribution sous-jacente de ces changements de régimes, à partir de laquelle les anticipations rationnelles des agents sont générées, alors l'erreur de prévision pour les régimes manifestera une moyenne nulle si bien que la forme faible de l'hypothèse de rationalité sera vérifiée.

5 Effet Peso généralisé et effets d'apprentissage

Nous avons vu précédemment qu'un rejet de l'hypothèse d'anticipations rationnelles peut provenir d'un problème de Peso; un biais peut apparaître même lorsque les agents sont rationnels au sens de Muth (1961) (c'est-à-dire qu'ils utilisent toute l'information disponible pour obtenir la prévision optimale).

Alternativement, le rejet de l'hypothèse d'anticipations rationnelles est peut-être dû au fait que les agents sont « irrationnels » et par conséquent font des erreurs de prévision systématiques. Cependant, cela pourrait aussi bien être dû au fait que les agents mettent un certain temps à connaître les nouveaux processus générateurs de données. Pendant la phase d'apprentissage, ils réalisent ainsi des erreurs systématiques, parce qu'ils ne connaissent pas le vrai modèle. Cet apprentissage peut persister pendant un laps de temps si les fondamentaux affectant la variable à prévoir varient continuellement.

5.1 Information limitée pour le régime courant

Une extension concernant le problème du Peso (mentionné comme étant un effet Peso généralisé par Kaminsky (1993)) concerne la situation où les agents ne connaissent pas le régime actuel dans lequel ils se trouvent.

Pour illustrer à quel point des effets d'apprentissage du régime courant peuvent contribuer à des problèmes de Peso dans les erreurs de prévision, supposons que la seule information disponible pour la prévision des agents consiste en un ensemble des valeurs courante et passées de la série $\Omega_t = \{y_t, y_{t-1}, \dots\}$. Dans ces circonstances, le degré d'incertitude à propos du régime courant est représentée par la distribution de probabilité conditionnelle $\Pr(z_t/\Omega_t)$. Dans le cas extrême où l'histoire des valeurs observées est auto-suffisante pour connaître le régime présent, $z_t = z$ et il n'y a pas d'incertitude sur le régime courant puisque pour $\Pr(z_t = z/\Omega_t) = 1$, nous retrouvons le cas de l'effet Peso pur.

Lorsque cette situation ne se produit pas (de telle sorte que l'ensemble d'information est insuffisante), nous avons $0 < \Pr(z_t/\Omega_t) < 1$ pour $z_{t+1} = \{0, 1\}$.

Il est possible d'illustrer cela à partir de l'identité suivante⁸:

$$\Pr(z_{t+1} = 0) \equiv \Pr(z_{t+1} = 0/z_t = 1) - \Pr(z_{t+1} = 0/z_t = 1) + \Pr(z_{t+1} = 0)$$

⁸Pour alléger les notations, nous avons supprimé le conditionnement par Ω_t .

Si nous remplaçons $\Pr(z_{t+1} = 0)$ par cette dernière égalité dans l'équation (7) pour $z_{t+1} = 1$, nous obtenons:

$$e_{t+1}(1) = w_{t+1} + \Delta E(y_{t+1}) \cdot [\Pr(z_{t+1} = 0/z_t = 1) - \Pr(z_{t+1} = 0/z_t = 1) + \Pr(z_{t+1} = 0)] \quad (8)$$

Soit

$$e_{t+1}(1) = w_{t+1} + \Delta E(y_{t+1}) [\Pr(z_{t+1} = 0/z_t = 1)] - \Delta E(y_{t+1}) [\Pr(z_{t+1} = 0/z_t = 1) - \Pr(z_{t+1} = 0)] \quad (9)$$

Puisque

$$\Pr(z_{t+1} = 0) = \Pr(z_{t+1} = 0/z_t = 1) [1 - \Pr(z_t = 0)] + \Pr(z_{t+1} = 0/z_t = 0) \Pr(z_t = 0)$$

nous avons:

$$\Pr(z_{t+1} = 0/z_t = 1) - \Pr(z_{t+1} = 0) = [\Pr(z_{t+1} = 0/z_t = 1) + \Pr(z_{t+1} = 0/z_t = 0)] \Pr(z_t = 0)$$

Donc le dernier terme de (9) est égal à

$$\Delta E(y_{t+1}) [\Pr(z_{t+1} = 0/z_t = 1) + \Pr(z_{t+1} = 0/z_t = 0)] \Pr(z_t = 0)$$

Nous remarquons que cette expression représente le terme supplémentaire par rapport à l'équation (7). Ainsi, l'incertitude à propos du régime courant se manifeste par cette valeur dans l'erreur de prévision. Nous observons que celle-ci sera égale à 0 si la probabilité d'apparition du régime 0 au temps $t + 1$ est indépendante du régime courant z_t (i.e. $\Pr(z_{t+1} = 0/z_t = 1) = \Pr(z_{t+1} = 0/z_t = 0) = \Pr(z_{t+1} = 0)$) ou si les prévisions intra-régime sont égales ($\Delta E(y_{t+1}) = 0$). D'autre part, nous observons que des changements dans la probabilité $\Pr(z_t = 0)$ (provoqués par exemple par des effets d'apprentissage) peuvent contribuer à la modification de la structure du terme d'erreur. Par exemple, de nouvelles observations de y_t à l'intérieur d'un régime permettent aux agents d'améliorer leur apprentissage du régime courant de telle sorte que $\Pr(z_t/\Omega_t)$ peut varier de période en période.

5.2 Ajustement des probabilités par apprentissage

Il est donc possible de dévier du cadre strict du modèle avec anticipations rationnelles en considérant un processus d'apprentissage manifesté par des agents possédant une information imparfaite de l'économie.

Si les agents utilisent la règle de Bayes pour ajuster leur distribution de probabilité pour l'état courant à partir des valeurs courante et passées de la série, nous pouvons décrire la dynamique d'apprentissage par la formule suivante :

$$\Pr(z_t = 0/\Omega_t) = \frac{\Pr(z_t = 0/\Omega_{t-1}) \cdot L(y_t/z_t = 0, \Omega_{t-1})}{\sum_z \Pr(z_t = z/\Omega_{t-1}) \cdot L(y_t/z_t = z, \Omega_{t-1})} \quad (10)$$

avec

$$\Pr(z_t = z/\Omega_{t-1}) = \sum_{z_{t-1}} \Pr(z_t = z/z_{t-1}, \Omega_{t-1}) \cdot \Pr(z_{t-1}/\Omega_{t-1}) \quad (11)$$

et où $L(. / z_t, \Omega_{t-1})$ représente la vraisemblance d'observer la valeur y_t étant donné le régime z_t et l'ensemble Ω_{t-1} d'information passée.

L'équation (10) est simplement l'application de la règle de Bayes stipulant comment les observations du régime courant sont utilisées pour ajuster la probabilité de se situer dans le régime 0. La seconde équation (11) relie les distributions de probabilité des régimes courant et futurs.

Ces deux équations ont d'importantes implications quant à l'évolution de $\Pr(z_t = 0/\Omega_t)$ et par conséquent sur le comportement des erreurs de prévision. Premièrement, l'incertitude concernant le régime courant persistera tant que les agents accorderont une certaine vraisemblance pour les valeurs courantes provenant du régime 0 (c'est-à-dire tant que $L(y_t/z_t = 0, \Omega_{t-1}) > 0$).

Deuxièmement, $\Pr(z_t = 0/\Omega_t)$ s'approchera de zéro au fur et à mesure que le nombre d'observations consécutives provenant du régime 1 sera importante. En d'autres termes, si un régime persiste pendant un temps suffisamment long, des agents rationnels apprendront inéluctablement dans quel régime ils se trouvent.

Ces caractéristiques du processus d'apprentissage suggèrent que l'incertitude concernant le régime actuel est susceptible de contribuer de manière importante au biais *ex post* et à l'autocorrélation des erreurs de prévision à l'intérieur d'un régime si:

- les valeurs courante et passées de la série ne contiennent pas suffisamment d'information pour identifier le régime actuel
- le régime ne persiste pas assez longtemps

Ces deux conditions dépendent de la perception par les agents du caractère transitoire ou permanent des changements de régime apparents.

6 Application à la politique monétaire

Nous avons vu précédemment que l'apparition de biais d'anticipation *ex post* peut s'interpréter comme une manifestation d'effets Peso. Alors que de nombreuses études ont été consacrées à l'impact des problèmes de Peso sur le prix ou le rendement d'actifs financiers, il est possible d'interpréter des effets Peso pour les anticipations d'inflation comme la conséquence de changements de politique monétaire. Plus précisément, cette existence d'effets Peso peut provenir de la présence de deux régimes différents pour la valeur anticipée de cette variable.

6.1 Application aux changements de politique monétaire

L'effet de réputation qui pousse les banques centrales à améliorer leur crédibilité et la difficulté de perception des changements de régime monétaire par les agents ont sans doute eu comme conséquence de perturber les anticipations du secteur privé.

Afin de mieux appréhender cet impact, nous allons considérer la situation d'une banque centrale qui annonce une cible d'inflation dans le cadre de sa stratégie de politique monétaire. Cette annonce intervient après une période plus ou moins longue de taux d'inflation élevés si bien que l'historique des valeurs passées ne plaide pas en faveur d'une convergence rapide du taux d'inflation vers un niveau compatible avec la stabilité des prix. La crédibilité de la banque centrale se reflète alors dans la probabilité d'apparition du régime "taux d'inflation maîtrisé" par les agents. Parce que cette probabilité est amenée à évoluer en fonction des performances de la banque centrale et de la perception par les agents du changement effectif de ses préférences, nous allons l'autoriser à varier dans le temps ci-après dans notre nouveau modèle.

En reprenant les notations de Minford et Peel (2002), nous introduisons deux régimes différents pour le processus générateur de données (PGD) du taux d'inflation:

$$\pi_t = \bar{\pi}_1 + \rho\pi_{t-1} + v_t \text{ pour le régime 1}$$

$$\pi_t = \bar{\pi}_0 + v_t \text{ pour le régime 0}$$

où $\bar{\pi}_1$, $\bar{\pi}_0$, ρ sont des constantes et v_t est un processus bruit blanc faible⁹.

Le régime 0 correspond à la situation où l'inflation est maîtrisée auquel cas son taux se stabilise autour d'une valeur constante $\bar{\pi}_0$ au voisinage de la

⁹Par simplicité, ce terme d'erreur est supposé le même dans chacun des régimes.

cible d'inflation de la banque centrale. En revanche, le régime 1 désigne le cas où la banque centrale a échoué à mettre en oeuvre une politique agressive, ne l'a pas souhaité ou alors a manqué son objectif d'ancrage des anticipations sur une tendance décroissante. Le résultat est que l'inflation de la période courante sera fonction de la valeur passée atténuée par le coefficient de persistance ρ en plus d'une constante $\bar{\pi}_1$ plus élevée que celle correspondante au régime 0 ($\bar{\pi}_1 > \bar{\pi}_0$).

Il est supposé que les agents, en formant leurs anticipations rationnelles, ne savent pas quel régime prévaudra pour la période suivante. En revanche, ils affectent une probabilité q_t que le régime 1 se produira et $1 - q_t$ que ce sera le régime 0 qui apparaîtra. Comme précédemment, l'apparition de l'un des deux régimes est régie par la variable indicatrice non observable z_{t+1} telle que $\Pr(z_{t+1} = 1/\Omega_t) = q_t$. L'innovation réside ici dans le fait que cette probabilité évolue au fil du temps, au fur et à mesure que de nouvelles informations sont disponibles.

Comme précédemment, nous décomposons π_{t+1} à l'aide de la représentation (5):

$$\pi_{t+1} = \bar{\pi}_0 + (\bar{\pi}_1 - \bar{\pi}_0 + \rho\pi_t) z_{t+1} + v_{t+1} + w_{t+1} \quad (12)$$

Conformément à (19), l'erreur d'anticipation est égale à

$$\pi_{t+1} - E_t(\pi_{t+1}) = v_{t+1} + w_{t+1} + (\bar{\pi}_1 - \bar{\pi}_0 + \rho\pi_t) z_{t+1} - (\bar{\pi}_1 - \bar{\pi}_0 + \rho\pi_t) E_t(z_{t+1})$$

Soit

$$e_{t+1} = v_{t+1} + w_{t+1} + (\bar{\pi}_1 - \bar{\pi}_0 + \rho\pi_t) [z_{t+1} - q_t] \quad (13)$$

avec $q_t = E_t(z_{t+1})$ et $e_{t+1} = \pi_{t+1} - E_t(\pi_{t+1})$.

Nous observons à partir de cette équation¹⁰ que l'erreur de prévision *ex post* e_{t+1} manifestera un biais (mesuré par l'écart d'inflation entre les deux régimes $[\bar{\pi}_1 - \bar{\pi}_0]$) et une corrélation avec la valeur passée du taux d'inflation ($\rho\pi_t$) (qui fait partie de l'ensemble d'information) par l'intermédiaire de q_t , la probabilité associée au régime 1 par les agents, même si celui-ci ne se réalise pas pour l'échantillon observé.

Nous introduisons même une possibilité que l'erreur de prévision soit non-stationnaire lorsque $\rho = 1$. En effet, pour $\rho = 1$, le taux d'inflation se comporte comme une marche aléatoire avec dérive à chaque fois que le régime 1 apparaît.

¹⁰Nous retrouvons l'équation (6) avec $\Delta E_t(y_{t+1}) = \bar{\pi}_1 - \bar{\pi}_0 + \theta\pi_t$ et $q_t = E_t(z_{t+1})$.

6.2 Effets d'apprentissage et changements de régime monétaire

Il est possible de considérer que des erreurs systématiques apparaissant dans les anticipations d'inflation sont la manifestation d'effets Peso de la part des agents dans le cadre d'un processus d'apprentissage en présence de changements de régime monétaire.

6.2.1 Faits stylisés

De nombreuses études ont mis en évidence le biais manifesté par les anticipations des agents. A partir des estimations d'un modèle à changements de régime Markoviens dans Evans et Lewis (1995), il semble par exemple qu'une probabilité importante de rester dans l'état fortement persistant ait été perçue par les agents et ait maintenu les anticipations d'inflation au dessus de l'inflation réalisée pendant les années 1980. Ainsi, il semble que ceux-ci n'ont pas accordé autant de crédibilité à l'annonce du plan de désinflation de la Fed en 1979 mais ont préféré attendre que la baisse constatée du taux d'inflation devienne permanente. Ce constat est également cohérent avec d'autres études basées sur des données d'enquête telles que celle de Bismut (1988). Ces travaux dans leur ensemble ont insisté sur la mauvaise anticipation par les agents des taux d'inflation élevés pendant la fin des années soixante-dix et le début des années quatre-vingt pour les principaux pays de l'OCDE (optimisme systématique). Le fort déclin de l'inflation après 1982 a également été mal anticipé, surprenant les agents par son rythme et sa rapidité (excès de pessimisme). Ainsi, les erreurs d'anticipation se sont alors révélées plus élevées et sont également apparues, dans ce cas, autocorrélées, même si les prévisions sont construites rationnellement *ex ante*.

Ce rejet de la forme faible de l'hypothèse de rationalité pour certaines sous-périodes a également été révélé par l'article de Gardes et al. (1997) sur des données qualitatives d'enquête de conjoncture de l'INSEE, si bien que le modèle adaptatif semble être le processus majoritaire qui explique la formation des anticipations des agents.

6.2.2 Processus d'apprentissage en information limitée

Un processus d'apprentissage introduit des interactions dynamiques supplémentaires entre les politiques monétaires et les performances économiques. Plus précisément, la présence d'imperfections dans la formation des anticipations rend l'analyse des effets des politiques monétaires considérablement plus difficile que cela ne le serait sous l'hypothèse d'anticipations ra-

tionnelles. Ainsi, les politiques monétaires qui pourraient apparaître efficaces sous l'hypothèse d'anticipations rationnelles peuvent entraîner des conséquences beaucoup plus fâcheuses que celles attendues d'exercices d'inférence basées sur une hypothèse d'information parfaite. En particulier, les politiques qui n'ont pas réussi à maintenir le taux d'inflation dans un corridor étroit ont eu lieu pendant les périodes au cours desquelles les anticipations d'inflation des agents ne correspondaient pas avec les objectifs de la banque centrale.

Si nous relient ce phénomène à la littérature concernant les processus d'apprentissage des agents (cf Sargent (1969) et Evans et Honkapohja (2001)) en cas de changements de régime monétaire, il est possible de considérer que les anticipations des agents ne correspondent pas en moyenne aux séries issues du vrai modèle de l'économie. Puisque les agents considèrent les changements comme permanents ou transitoires seulement après un laps de temps, l'intuition est que la perception qu'ont les agents des valeurs futures change graduellement et des différences entre valeurs anticipées et réalisées peuvent persister pour certaines périodes.

Le postulat de rationalité n'est toutefois pas exclu puisqu'il a été démontré théoriquement (cf Fourgeaud et al. (1986) pour un des premiers résultats) que les anticipations des agents peuvent converger vers les valeurs correspondant à un équilibre général rationnel par l'intermédiaire d'un ajustement adaptatif. Par exemple, Brunner et al. (1980) ont montré que les agents manifestent des comportements d'apprentissage pour ajuster leurs anticipations rationnelles lorsqu'un choc modifie les paramètres du modèle macroéconomique.

6.2.3 Recherche de crédibilité et persistance de l'inflation

Alors que la question de la crédibilité peut devenir problématique notamment pour les pays qui ont un passé de taux d'inflation élevés, des gains de crédibilité peuvent s'interpréter dans un contexte d'apprentissage comme une meilleure connaissance par le public des véritables intentions de la banque centrale. Gagnon (1997) mentionne qu'un aspect plus important de la crédibilité peut résider dans la perception du public des changements futurs dans l'orientation de la politique monétaire, des résultats électoraux ou de chocs économiques qui pourraient affecter le comportement de la banque, de telle sorte qu'il existe toujours une probabilité positive pour que le régime courant se termine. Les prévisions sur la nature des régimes futurs possibles sont susceptibles d'être influencées par les régimes passés. Le point fondamental est que des régimes monétaires avec des cibles d'inflation très différentes des taux d'inflation moyens observés au cours des régimes précédents ne peuvent jamais être tout à fait crédibles à long terme aux yeux des marchés financiers. Ainsi, en dehors d'un phénomène lent d'apprentissage ou d'un manque de

détermination de la part de la banque centrale, les agents doivent affecter une certaine probabilité à un changement de régime.

La clé de la crédibilité sur le long terme est la valeur anticipée de l'inflation pour le prochain régime. Les agents mettent à jour leurs anticipations de l'inflation future sur la base des réalisations des régimes courant et passés. Les initiatives dans plusieurs pays pour augmenter l'indépendance de la banque centrale peuvent être interprétées comme une volonté de renforcer la crédibilité et ainsi de réduire la probabilité d'un changement de régime et donc d'apparition d'effets Peso.

7 Conclusion et interprétations

Cette étude a permis de présenter les problèmes d'inférence liés à l'apparition d'un effet Peso. Ce type de problème apparaît lorsqu'un événement se réalise moins souvent par rapport à ce qui est anticipé par les agents (par exemple, l'OPA ne se produit pas et les dividendes réels restent constants) sur un échantillon précis. Toutefois, le fait que cet événement est considéré comme catastrophique implique que l'éventualité de sa réalisation affecte les prix d'équilibre du marché, étant donné que les agents en ont tenu compte dans leurs anticipations.

Les problèmes d'inférence rencontrés en présence d'un effet Peso sont comparables à ceux obtenus dans un petit échantillon. Dans ce contexte, la notion de petit échantillon sert à caractériser un échantillon pour lequel la fréquence des changements de régime est non représentative de la vraie distribution. Ainsi, si la probabilité d'occurrence d'un des régimes est faible, c'est-à-dire si le changement de régime est un événement rare, il est fort probable qu'il ne soit pas observé sur un échantillon de taille habituellement considérée comme correcte pour l'inférence. Dans ce cas, un effet Peso peut altérer les propriétés des erreurs d'anticipations sur l'échantillon.

L'évaluation d'un biais systématique et d'une auto-corrélation pour les erreurs se heurte d'un point de vue empirique à plusieurs difficultés. Premièrement, l'échantillon des erreurs de prévision n'est pas observable. De plus, il n'est pas possible de le reconstruire via les techniques habituelles des modèles à changement de régimes. En effet, par définition de l'effet Peso, la fréquence des changements de régimes observés sur l'échantillon n'est pas représentative de la distribution à partir de laquelle les agents forment leurs anticipations.

Une voie possible pour détecter le problème du Peso est d'utiliser des données d'enquête précises sur les anticipations. Cependant, l'analyse des données d'enquête comporte en pratique ses propres problèmes. D'autre

part, il est possible que les problèmes du Peso soient assez répandus et que, dans tout ensemble de données d'enquête réelle que l'on possède, ils ne s'annulent pas. Naturellement, un ensemble de données plus long est susceptible d'atténuer ces problèmes, mais peut-être de ne pas les éradiquer complètement. En effet, l'existence de problèmes du Peso qui impliquent une fréquence égale d'« événements » positifs et négatifs qui s'annulent exactement dans l'ensemble des données disponibles pour le chercheur paraît invraisemblable. En particulier, la non-apparition d'un régime dans un échantillon particulier fournit le cas extrême pour un effet Peso. Une telle possibilité se produit lorsque, par exemple, il existe une faible probabilité de changement dans un régime. Dans une telle situation, il est impossible de distinguer dans un échantillon entre des anticipations rationnelles et une alternative non rationnelle, à moins d'identifier la probabilité d'apparition de l'événement et les régimes respectifs.

En l'absence de données d'enquête qui permettraient d'avoir des observations quant aux anticipations des agents, l'hypothèse de l'efficience informationnelle peut encore être testée, mais seulement sous l'hypothèse supplémentaire que le modèle choisi pour le test est celui réellement utilisé par les participants du marché et ainsi le vrai modèle. Une réfutation des propriétés d'anticipations rationnelles sur la base d'un modèle économétrique implique donc soit que les agents ne se comportent pas rationnellement, soit que le modèle économique utilisé n'est pas adéquat.

Ainsi, conformément aux défenseurs des anticipations rationnelles, l'échec apparent de l'hypothèse de rationalité dans les tests statistiques peut toujours être attribué à des problèmes de Peso dissimulés.

8 Annexes

8.1 Rappel sur les propriétés des prévisions sur un marché efficient

Si un marché de capitaux respecte la propriété d'efficience, les prix des actifs sont déterminés par le résultat de l'offre et de la demande sur un marché compétitif composé d'opérateurs rationnels. Ces opérateurs ajustent continuellement les prix en fonction de la disponibilité de nouvelles informations pertinentes pour la détermination des rendements et des prix d'équilibre.

Sous cette hypothèse d'efficience des marchés, le cours P_t ou le rendement R_t de l'action incorpore toutes l'information disponible; ainsi les cours ne peuvent varier entre le temps t et le temps $t + 1$ qu'à la suite de l'arrivée de "nouvelles" ou événements non anticipés. Les erreurs de prévision $e_{t+1} =$

$P_{t+1} - E_t P_{t+1}$ doivent donc être nulles en espérance (prévision non biaisé) :

$$\int P_{t+1} f(P_{t+1}/\Omega_t) dP_{t+1} = 0$$

et ne doivent être corrélées avec aucune information disponible Ω_t au moment de la formation des anticipations (propriété d'orthogonalité):

$$E(e'_{t+1} \Omega_t / \Omega_t) = 0$$

Ces deux propriétés constituent donc la forme faible de l'hypothèse de rationalité pour des prévisions faites sur un marché efficient.

8.2 Modélisation des anticipations d'inflation

Les anticipations d'inflation jouent un rôle essentiel en macro-économie et en finance. Cette annexe présente maintenant la manière dont les agents forment leur anticipations, en considérant deux scénarii simples de formations d'anticipations pour le taux d'inflation (cf. l'encadré technique de Gardes et al. (1997) pour plus de détails).

8.2.1 Anticipations adaptatives et inertie de l'inflation

Dans une configuration adaptative d'ordre un, les agents forment leurs anticipations à partir de la valeur passée du taux d'inflation mais en tenant compte de leur erreur de prévision précédente, si bien que leurs anticipations prennent la forme suivante:

$$E_t(\pi_{t+1}) = E_{t-1}(\pi_t) + \beta(\pi_t - E_{t-1}(\pi_t)) \quad (14)$$

$$= \beta\pi_t + (1 - \beta) E_{t-1}(\pi_t) \quad (15)$$

où $\beta \in [0, 1]$ reflète l'ampleur de la correction des erreurs passées¹¹. L'anticipation de l'inflation est alors uniquement fonction du taux passé et de l'anticipation de la période précédente. Parce que la formulation (14) ne fait intervenir que les valeurs passées des variables, les agents sont dits "backward-looking".

¹¹Les anticipations seront dites statiques dans le cas particulier où $\beta = 0$ ce qui signifie qu'aucun changement n'est attendu. $\beta = 1$ traduit une anticipation myope, dans le cadre de laquelle la prévision est identique à la valeur réalisée de la période précédente. Enfin, si les erreurs d'anticipation sont nulles pour chaque période quelle que soit la valeur de β , nous nous trouvons en présence de prévisions parfaites.

Si les agents forment leurs anticipations de manière extrapolative (i.e. $E_{t-1}(\pi_t) = \pi_t$), l'équation (14) s'écrit maintenant de la manière suivante en posant $\lambda = 1 - \beta$:

$$(1 - \lambda L) E_t(\pi_{t+1}) = (1 - \lambda) \pi_t \quad (16)$$

Nous pouvons en déduire que:

$$E_t(\pi_{t+1}) = \theta \pi_t \quad (17)$$

avec $\theta = (1 - \lambda L)^{-1} (1 - \lambda)$

Dans la formulation (17), l'anticipation $E_t(\pi_{t+1})$ s'exprime comme une combinaison infinie des valeurs passées du taux d'inflation, inertie dont l'importance est donnée par la valeur du paramètre β . Cette inertie de l'inflation est un phénomène qui est décrit par Robert Solow (1956) en ces termes:

”En anticipant l'inflation, nous la créons, et l'ayant créée, nous l'anticipons”

Dans ces conditions, le processus de formation des anticipations peut paraître extrême: affirmer que les individus commettent systématiquement des erreurs est plus restrictif que d'admettre qu'ils ne se trompent en moyenne jamais. Certes les individus ne sont pas tous des économètres omniscients et omnipotents, comme le rappellent certains économistes. Mais l'hypothèse semble moins restrictive dans des conditions économiques normales que celle, inverse, qui consiste à énoncer qu'ils se trompent systématiquement et sont incapables de comprendre l'économie.

8.2.2 Les anticipations rationnelles

Sous l'hypothèse d'anticipations rationnelles, les agents anticipent l'inflation en utilisant de manière optimale toute l'information dont ils disposent. Les individus forment leurs anticipations, non seulement sur la base des observations du passé, mais également sur la connaissance supposée du vrai modèle de l'économie. Par exemple, les agents ont une idée de la façon dont la banque centrale agit pour déterminer la quantité de monnaie en circulation et pour mener sa politique. Les individus sont donc capables de reconstituer l'influence des régimes de politique monétaire sur l'économie, en particulier sur l'inflation.

Nous avons alors

$$\pi_t^e = E(\pi_t | \Omega_t) \quad (18)$$

où Ω_t est l'ensemble de toute l'information connue à la date t . $E(\pi_t | \Omega_t)$ est le meilleur prédicteur de l'inflation sachant Ω_t . La relation (18) peut s'écrire aussi:

$$E((\pi_t - \pi_t^e) | \Omega_t) = 0 \quad (19)$$

qui signifie que les erreurs d'anticipations conditionnelles à toute l'information connue en t sont nulles.

L'hypothèse de rationalité au sens de Muth (1961) suppose donc que les anticipations subjectives des agents individuels sont égales aux espérances mathématiques conditionnelles fondées sur la vraie distribution de probabilité. Les agents économiques sont supposées se comporter comme s'ils formaient leurs anticipations subjectives selon les espérances mathématiques du vrai modèle.

Depuis la critique de Lucas¹², il est reconnu que les nouvelles politiques monétaires sont neutres même à court terme parce que les individus comprennent le modèle et sont donc capables d'anticiper et de prévoir l'incidence de la politique sur l'économie. Ils vont alors intégrer immédiatement dans leurs revendications salariales les effets d'une possible hausse des prix et la mesure n'aura finalement aucun impact sur l'économie réelle.

References

- [1] Bismut, C. (1988): "Réflexion sur le niveau des taux d'intérêt réels depuis le début des années quatre-vingt", *documents de travail CEPPII*, No. 88.05.
- [2] Brunner, K., Cukiermann, A., et A.H. Meltzer (1980): "Stagflation, Persistent Unemployment and the Permanence of Economic Shocks", *Journal of Monetary Economics*, 6.
- [3] Cuthbertson, K., et D. Nitzche (2004): *Quantitative Financial Economics*, Wiley Ed..
- [4] Evans, G., et S. Honkapohja (2001): *Learning and Expectations in Macroeconomics*, Princeton, NJ: Princeton University Press.
- [5] Evans, M.D., et K. Lewis (1995): "Do Expected Shifts in Inflation Affect Estimates of the Long-Run Fisher Relation ?", *Journal of Finance*, 50, 225-253.

¹²cf Lucas (1972).

- [6] Evans, M.D. (1996): "Peso problems: their theoretical and empirical implications", *Handbook of Statistics*, 14, 21, 613-646.
- [7] Fourgeaud, C., Gouriéroux, C. et J. Pradel (1986): "Learning procedures and convergence to rationality", *Econometrica*, 54, 845-868.
- [8] Gardes, F. Ghabri, S., Pichery, M.C. et J.L. Madre (1997): "Rationalité des anticipations des ménages: tests qualitatifs" *Revue Economique*, 48, 639-652.
- [9] Gagnon, J.E. (1997): "Inflation Regimes and Inflation Expectations", *International Finance Discussion Papers* No .581.
- [10] Jondeau, E. (2001): "Volatilité et mésalignement sur les marchés financiers", *Bulletin de la Banque de France* No. 95.
- [11] Kaminsky, G. (1993): "Is there a Peso Problem? Evidence from the Dollar/Pound exchange rate, 1976-1987", *American Economic Review*, 83, 450-472.
- [12] Lucas, R.E. (1972): "Expectations and the Neutrality of Money", *Journal of Economic Theory*, 4, 103-124.
- [13] Minford, P. et D. Peel (2002): *Advanced Macroeconomics, a primer*, Edward Elgar, UK.
- [14] Muth, J.F. (1961): "Rational Expectations and the Theory of Price Movements", *Econometrica*, 29, 315-335.
- [15] Rogoff, K.S. (1980): "Esays on Expectations and Exchange Rate Volatility", Ph.D. dissertation, Massachusetts Institute of Technology.
- [16] Sargent, T.J. (1969): "Commodity Price Expectations and the Interest Rate", in W.E. Gibson and G.G. Kaufman, ed., *Monetary Economics: Readings on Current Issues*, Mc Graw Hill Book Co, NY.
- [17] Scott, L.O. (1990): "Asset prices, Market fundamentals and long-term Expectations: some new tests of Present Value Models", manuscrit, Université de Georgie, Athens, GA.
- [18] Shiller, R.J. (1981): "Do Stock Prices move too much to be justified by subsequent Changes in Dividends?" *American Economic Review*, 71, 421-436.
- [19] Solow, R.M. (1956): "A contribution to the theory of economic growth", *Quarterly Journal of Economics*, 70, 65-94.