

# Établissement des prix et transmission des variations du taux de change : théorie et vérification empirique

---

*Michael B. Devereux et James Yetman\**

## Introduction

Au tout début des régimes de changes flottants, les économistes s'attendaient à observer une relation étroite entre les mouvements des taux de change et les variations des niveaux de prix nationaux. Se fondant sur le postulat de parité approximative des pouvoirs d'achat, ils étaient d'avis que la maîtrise de l'inflation intérieure deviendrait plus difficile en contexte de volatilité des taux de change. Or, une littérature abondante, portant sur de nombreux pays, a établi que les variations du taux de change et des prix intérieurs à la consommation sont tout au plus peu corrélées. La faible incidence des mouvements du taux de change sur les prix des biens échangés sur le plan international et, de façon plus générale, sur les indices globaux des prix a été amplement démontrée<sup>1</sup>.

Un débat s'est engagé récemment sur les causes du faible degré de transmission des modifications du taux de change aux prix. Certains auteurs font valoir que l'explication est en définitive d'ordre microéconomique et tient à diverses caractéristiques structurelles du commerce international,

---

1. Voir Engel (2002b) par exemple.

\* Les auteurs remercient de leurs observations Jeannine Bailliu et Beverly Lapham, les deux commentatrices de leur étude, de même que Tiff Macklem, Peter Stoorgaard et Michael Woodford. Ils tiennent à remercier également le Hong Kong Institute for Monetary Research pour son appui aux premiers stades de leur travail, Yang Liu pour son aide dans les recherches, de même que le Conseil de recherches en sciences humaines du Canada pour son soutien financier à Michael Devereux.

telles que la fixation, par des entreprises imparfaitement concurrentielles, des prix en fonction des marchés (Corsetti et Dedola, 2002), la part des produits locaux dans la composition des biens échangés (Corsetti et Dedola, 2002; Burstein, Neves et Rebelo, 2000), l'importance des biens non échangés sur le plan international dans la consommation (Betts et Kehoe, 2001) et le rôle de la substitution entre les biens consécutivement à des variations du taux de change (Burstein, Eichenbaum et Rebelo, 2002). D'après d'autres chercheurs, toutefois, l'absence de transmission des mouvements du taux de change est plutôt un phénomène de nature macroéconomique, lié à la lenteur de l'ajustement des prix à la consommation des biens (Engel, 2002a et b). Campa et Goldberg (2002) montrent que les deux facteurs influent sur les estimations du degré de transmission obtenues au fil du temps dans les pays de l'OCDE, mais ils privilégient au bout du compte une explication d'ordre microéconomique, fondée sur le changement de la composition des biens importés.

Il importe de savoir si la faible incidence des variations du taux de change sur les prix est imputable à la rigidité de ces derniers ou aux caractéristiques structurelles du commerce international. Par exemple, si le degré de transmission de ces variations aux prix présentait une relation systématique avec le régime de politique monétaire, comme l'avance Taylor (2000), cela tirerait à conséquence pour la conduite appropriée de la politique monétaire en économie ouverte.

Dans la présente étude, nous décrivons un modèle simple qui nous permettra d'évaluer le rôle que joue la lenteur de l'ajustement des prix dans la transmission des modifications du taux de change en économie ouverte. Notre démarche empirique s'inspire fortement de celle de Ball, Mankiw et Romer (1988). Nous suivons la méthode que ceux-ci préconisent pour établir si la rigidité des prix peut expliquer les différences entre les pentes des courbes de Phillips estimées pour divers pays. D'après notre modèle théorique et les résultats empiriques, cette rigidité contribuerait de façon importante à expliquer les différences entre pays dans le degré de transmission des variations du taux de change. Aussi croyons-nous que l'incidence de ces variations sur les prix est déterminée de façon endogène par le régime de politique monétaire.

Le modèle théorique simple qui nous sert à représenter le mode de transmission endogène des mouvements du taux de change fait abstraction de nombreux facteurs qui pourraient limiter leur incidence et met l'accent exclusif sur la rigidité des prix due à la présence de « coûts d'étiquetage » (*menu costs*). Lorsque la politique monétaire est modélisée à l'aide d'une règle de taux d'intérêt à la Taylor, on constate qu'elle détermine tant le taux d'inflation moyen que la volatilité du taux de change nominal. Les

répercussions de l'évolution du taux de change sur les prix sont fonction du type de choc que subit l'économie et de leur persistance. Par contre, si la fréquence de rajustement des prix est constante, l'incidence du taux de change est indépendante de la politique monétaire.

Nous permettons ensuite aux entreprises de choisir la fréquence de révision de leurs prix. Leur choix est le fruit d'un arbitrage entre le coût d'étiquetage lié à une modification du prix et la perte imputable au fait que le prix ne se situe pas au niveau optimal souhaité. D'une manière générale, la fréquence optimale de rajustement des prix varie avec le régime de politique monétaire. Plus le taux d'inflation moyen et la volatilité du taux de change nominal sont élevés, plus la fréquence de modification des prix retenue par les entreprises est forte pour un coût d'étiquetage donné. Et plus cette fréquence est forte, plus les variations du taux de change se répercutent sur les prix. Dans l'un des étalonnages de notre modèle, nous constatons que, lorsque le taux d'inflation annuel dépasse 25 %, les entreprises révisent leurs prix au cours de chaque période, de sorte que la rigidité des prix disparaît complètement. Dans ce cas, les mouvements du taux de change se transmettent aux prix de façon intégrale.

Nous calculons au moyen de notre modèle les coefficients globaux de transmission des variations du taux de change pour 122 pays. Une étude analogue de Choudhri et Hakura (2001) fait ressortir que l'incidence estimée de l'évolution du taux de change tend à varier systématiquement avec le taux d'inflation moyen. À l'instar de ces auteurs, nous constatons que, dans les pays où l'inflation est très rapide, le degré de transmission des modifications du taux de change est très élevé, et dans bien des cas non significativement différent de un. Puis nous montrons qu'il existe une relation non linéaire entre le coefficient de transmission estimé et le taux d'inflation moyen. L'incidence des variations du taux de change augmente avec l'inflation, mais à un rythme décroissant. Ces résultats attestent à première vue l'importance que revêt la rigidité des prix pour la détermination du degré de transmission moyen. Dans les pays à très forte inflation, les prix sont pour ainsi dire flexibles; par conséquent, le coût du maintien de prix fixes et celui d'une modification des prix s'équilibrent parfaitement, si bien que l'évolution du taux de change se répercute entièrement sur les prix.

L'étude est structurée de la façon suivante. La première section décrit le problème que doit résoudre l'entreprise pour établir son prix. À la section suivante, ce problème est intégré à un modèle de détermination du taux de change. La troisième section examine les déterminants du degré de transmission des variations du taux de change dans le cadre du modèle. À la quatrième section, la fréquence de rajustement des prix est endogénéisée. Les résultats empiriques sont exposés à la cinquième section, qui est suivie de la conclusion.

## 1 L'entreprise importatrice

Dans la présente section, nous déterminons la stratégie optimale d'une entreprise en matière de prix, étant donné une fréquence exogène de modification des prix. Cette façon de procéder est conforme pour l'essentiel au modèle de Calvo (1983), à ceci près que l'entreprise importe des biens au lieu d'en produire. Prenons l'exemple d'un groupe d'entreprises nationales qui importent un bien de consommation de l'étranger pour le vendre aux consommateurs locaux. Le coût marginal de chacune des entreprises est  $P_t^*$  en monnaie étrangère. Supposons que chaque entreprise  $i$  active sur le marché intérieur se trouve en présence de la demande suivante :

$$C_t(i) = \left( \frac{P_t(i)}{P_t} \right)^{-\lambda} C_t,$$

où  $P_t(i)$  est le prix fixé par l'entreprise et  $P_t$  l'indice synthétique des prix des biens importés vendus sur le marché intérieur (cette fonction de demande est obtenue plus loin en maximisant l'utilité de l'économie nationale). Le profit de l'entreprise à la période  $t$  est donné par

$$\Pi_t(i) = P_t(i)C_t(i) - S_t P_t^* C_t(i).$$

La variable  $S_t$  représente le taux de change. L'entreprise établit par hypothèse son prix dans la monnaie nationale. Si elle pouvait modifier son prix entièrement à son gré, elle le fixerait au niveau souhaité  $\hat{P}_t(i)$ , soit

$$\hat{P}_t(i) = \frac{\lambda}{\lambda - 1} S_t P_t^*.$$

Supposons cependant que l'entreprise ait à assumer un coût d'étiquetage  $F$  chaque fois qu'elle modifie son prix,  $F$  correspondant à une proportion des profits de régime permanent. À l'exemple de Calvo (1983), nous faisons l'hypothèse que la probabilité que l'entreprise révise son prix durant une période quelconque est de  $1 - \kappa$ ; la probabilité que ce prix reste inchangé est donc de  $\kappa$ , *peu importe à quand remonte sa dernière modification*. (Ces probabilités sont endogénéisées à la quatrième section.)

Comment pouvons-nous déterminer le prix qui sera établi par l'entreprise? Comme maintes études (dont Walsh, 1998) l'ont démontré, la condition de maximisation intertemporelle des profits peut être représentée par une fonction négative du carré de l'écart attendu du prix pratiqué par rapport au prix souhaité (tous deux exprimés en logarithme) au cours de chaque

période. La fonction objectif de l'entreprise peut donc prendre la forme d'une *fonction de perte*, donnée par

$$L_t = F + E_t \left[ \sum_{j=0}^{\infty} (\beta\kappa)^j (\tilde{p}_t(i) - \hat{p}_{t+j}(i))^2 + \frac{(1-\kappa)}{\kappa} \sum_{j=1}^{\infty} (\beta\kappa)^j L_{t+j} \right],$$

où les minuscules désignent les logarithmes des variables correspondantes.  $L_t$  représente la différence proportionnelle entre, d'une part, les profits que l'entreprise réaliserait si elle pouvait modifier son prix librement à chaque période et, d'autre part, les profits effectivement obtenus (après déduction du coût d'étiquetage  $F$ ) quand elle établit son prix à la période  $t$ , conformément aux hypothèses du modèle de Calvo<sup>2</sup>. La perte totale,  $L_t$ , englobe : a) la perte immédiate  $F$ , à savoir la part des profits moyens consacrée à l'ajustement du prix; b) l'espérance de la valeur actualisée des pertes découlant de l'écart entre le prix nouvellement fixé,  $\tilde{p}_{ft}(i)$ , et le prix souhaité,  $\hat{p}_{ft+j}(i)$ ; c) la valeur attendue de la fonction de perte à chaque période au cours de laquelle l'entreprise pourra de nouveau réviser son prix, la probabilité d'une telle révision étant de  $1 - \kappa$ .

On peut facilement montrer que le prix optimal du point de vue de l'entreprise qui s'apprête à rajuster son prix est donné par l'équation récursive

$$\tilde{p}_t(i) = (1 - \beta\kappa)\hat{p}_t + \beta\kappa E_t \tilde{p}_{t+1}(i).$$

Étant donné la définition de  $\hat{p}_{ft}$ , il s'ensuit que

$$\tilde{p}_t(i) = (1 - \beta\kappa)(\hat{\lambda} + s_t + p_t^*) + \beta\kappa E_t \tilde{p}_{t+1}(i), \quad (1)$$

où  $\hat{\lambda} = \ln(\lambda/(\lambda - 1))$ .

Si nous imposons aux entreprises importatrices qui modifient leur prix à la période  $t$  une contrainte de symétrie les obligeant à choisir un prix identique, l'indice des prix des biens importés, au sein de l'économie nationale, peut être représenté par l'approximation logarithmique suivante :

$$p_t = (1 - \kappa)\tilde{p}_t + \kappa p_{t-1}. \quad (2)$$

Considérées ensemble, les équations (1) et (2) déterminent l'incidence des variations du taux de change sur les prix. Cependant, comme l'équation (1) définit le nouveau prix en fonction non seulement du taux de change contemporain mais aussi de la totalité des taux de change attendus dans

---

2. Le coût d'étiquetage n'intervient pas ici dans le processus décisionnel de l'entreprise. Lorsque  $\kappa$  est endogène, cependant, ce coût devient déterminant.

l'avenir, il est évident que la relation entre  $s_t$  et  $p_t$  dépend des propriétés temporelles de  $s_t$ . Il est à noter que, lorsque  $\kappa \rightarrow 0$ , la loi du prix unique se vérifie, de sorte que, si  $p_t^*$  est maintenu constant, les mouvements du taux de change se répercutent intégralement sur le niveau des prix intérieurs<sup>3</sup>.

En combinant les équations (1) et (2), nous obtenons l'équation d'inflation suivante pour les prix des biens importés :

$$\pi_t = \eta(\hat{\lambda} + q_t) + \beta E_t \pi_{t+1}, \quad (3)$$

où  $\pi_t = p_t - p_{t-1}$  représente le taux d'inflation des biens importés,  $q_t = s_t + p_t^* - p_t$  est le taux de change réel et  $\eta = (1 - \beta\kappa)(1 - \kappa)/\kappa > 0$ . Cette équation d'inflation prospective a été utilisée par de nombreux auteurs<sup>4</sup>. L'inflation des biens importés est plus élevée si le taux de change réel dépasse sa valeur d'équilibre en contexte de flexibilité des prix, soit  $-\hat{\lambda}$ . La mesure dans laquelle le taux de change réel peut s'écarter de ce niveau d'équilibre est fonction du degré de rigidité des prix. À mesure que  $\kappa \rightarrow 0$ , le paramètre  $\eta$  augmente, et l'écart du taux de change réel par rapport à sa valeur d'équilibre en contexte de flexibilité des prix diminue.

## 2 La détermination du taux de change

Dans la section précédente, nous avons défini une relation entre le taux d'inflation des biens importés et les valeurs contemporaine et future anticipée du taux de change (équation [3]). Nous allons maintenant élaborer une condition distincte que nous combinerons à l'équation (3) pour déterminer le taux de change et le taux d'inflation des biens importés. L'hypothèse qui sous-tend le modèle est que l'économie est si petite et ouverte sur l'extérieur que le panier de consommation global se compose exclusivement de biens importés<sup>5</sup>. Par conséquent, le taux d'inflation des biens importés est le même que le taux d'accroissement de l'indice des prix à la consommation (IPC). Nous pouvons ainsi postuler que la règle monétaire suivie par la banque centrale revêt la forme suivante :

$$i_t = \phi + \delta \pi_t + u_t, \quad (4)$$

où  $i_t$  est le taux d'intérêt nominal et le paramètre  $\delta$  traduit l'orientation de la politique monétaire. Dans l'esprit de la règle de Taylor, nous faisons

3. Nous verrons plus loin que, lorsque  $\kappa \rightarrow 0$ , la politique monétaire continue d'influer tant sur les prix que sur le taux de change nominal, mais dans la même proportion, de sorte que le degré de transmission des variations du taux de change est inchangé.

4. Devereux (2001) et Monacelli (2001) se sont servis d'une équation de ce genre pour analyser l'incidence des mouvements du taux de change sur les prix.

5. À noter qu'il n'y a aucun bien non échangé sur le plan international.

l'hypothèse que  $\delta \geq 1$ , ce qui implique que l'autorité monétaire relève le taux d'intérêt réel *ex post* quand le taux d'inflation observé augmente. Une valeur plus faible de  $\delta$  dénote une politique monétaire plus « souple ». Le paramètre  $\phi$  correspond au taux d'intérêt nominal pris pour cible dans la règle monétaire. Lorsque  $\phi > 0$ , la banque centrale s'efforce de maintenir systématiquement le taux d'intérêt à un bas niveau. Enfin,  $u_t$  est une variation aléatoire du taux d'intérêt, qui rend compte de l'incertitude caractérisant la règle monétaire (p. ex., l'incertitude entourant le type ou les préférences de l'autorité monétaire).

Nous posons une deuxième condition, celle, bien connue, de la parité des taux d'intérêt sans couverture :

$$i_t = i_t^* + E_t s_{t+1} - s_t. \quad (5)$$

Cette condition se vérifie (dans les limites d'une approximation linéaire) dans le cas de toute économie nationale où les détenteurs d'actifs peuvent acquérir des obligations libellées en monnaie étrangère échangeables à l'échelle internationale.

En combinant les équations (4) et (5), on obtient

$$\phi + \delta \pi_t + u_t = r_t^* + E_t q_{t+1} - q_t + E_t \pi_{t+1}, \quad (6)$$

où  $r_t^* = i_t^* - E_t(p_{t+1}^* - p_t)$  est le taux d'intérêt réel à l'étranger, qui est exogène. L'équation (6) implique l'égalité du taux d'intérêt nominal visé par l'autorité monétaire et du taux d'intérêt nominal en vigueur au pays (déterminé par la condition de parité des taux sans couverture). Elle établit une relation entre le taux d'inflation et les valeurs contemporaine et future attendue du taux de change réel.

Les équations (3) et (6) forment un système dynamique simple qui peut être résolu en fonction du taux d'inflation intérieur et du taux de change réel. Mais pour cela, il faut préciser les processus générateurs de chocs. Pour les besoins de la présente analyse, nous ne nous intéressons qu'aux chocs monétaires intérieurs<sup>6</sup>. Supposons que ceux-ci sont générés de la manière suivante :

$$u_t = \rho u_{t-1} + \varepsilon_t,$$

---

6. Nous faisons notamment l'hypothèse que le taux d'intérêt réel à l'étranger est constant.

où  $0 \leq \gamma \leq 1$  et  $\varepsilon_t$  est un choc indépendant et identiquement distribué de moyenne zéro. Grâce à ces hypothèses, il est facile de montrer que les solutions pour le taux d'inflation et le taux de change réel sont

$$\pi_t = \frac{(r^* - \phi)}{(\delta - 1)} - a u_t, \quad (7)$$

$$q_t = \frac{(r^* - \phi)(1 - \beta)}{\eta(\delta - 1)} - \hat{\lambda} - b u_t, \quad (8)$$

$$\text{où } a = \frac{\eta}{[(\delta - \rho)\eta + (1 - \rho)(1 - \beta\rho)]}$$

$$\text{et } b = \frac{(1 - \beta\rho)}{[(\delta - \rho)\eta + (1 - \rho)(1 - \beta\rho)]}.$$

Ces deux conditions s'interprètent de la façon suivante sur le plan intuitif. Si le taux d'intérêt nominal visé par l'autorité monétaire est inférieur au taux d'intérêt réel observé en régime permanent à l'étranger, c.-à-d. si  $r - \phi > 0$ , le taux d'inflation est positif en régime permanent. Le taux de change réel en régime permanent est alors déterminé par le taux d'inflation en régime permanent, ainsi que par la marge ajoutée au coût des biens importés en régime permanent. Il convient de noter que, plus le coefficient de l'inflation est élevé dans la règle monétaire, plus le taux d'inflation moyen et la dépréciation (en régime permanent) du taux de change réel sont faibles. C'est pourquoi une politique monétaire plus « restrictive » (une valeur supérieure de  $\delta$ ) implique un taux d'inflation moyen plus bas pour un différentiel  $(r^* - \phi)$  donné. Le taux de marge en situation de monopole,  $\hat{\lambda}$ , influence sur le taux de change réel en régime permanent, mais non sur le taux d'inflation moyen.

Un choc monétaire de nature expansionniste (c.-à-d. une diminution de  $u_t$ ) entraîne une montée de l'inflation et une dépréciation du taux de change réel. Plus le choc est persistant, plus le taux d'inflation et le taux de change réel y réagissent vivement; par contre, plus l'élasticité de la règle monétaire au taux d'intérêt est élevée, moins les réactions sont accusées.

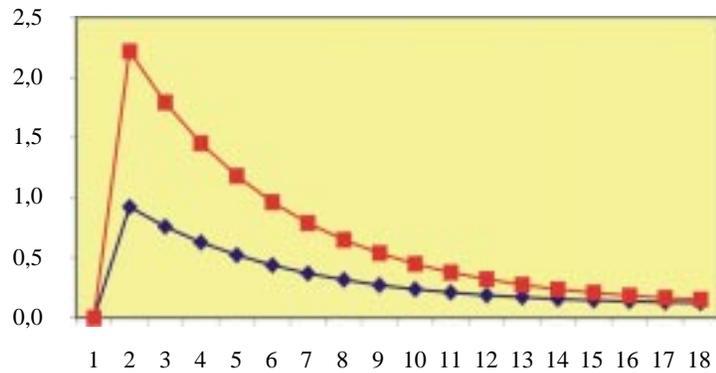
La Figure 1 illustre quelques-unes des propriétés dynamiques du modèle en présence d'un choc monétaire<sup>7</sup>. Trois paramètres sont déterminants pour l'analyse. Premièrement, l'orientation de la politique monétaire  $\delta$  a une incidence sur l'ampleur des réactions respectives de  $\pi$  et de  $q$ , mais pas sur l'ampleur *relative* de celles-ci. Une règle monétaire plus restrictive (une

7. Les valeurs paramétriques retenues dans la Figure sont précisées à la quatrième section.

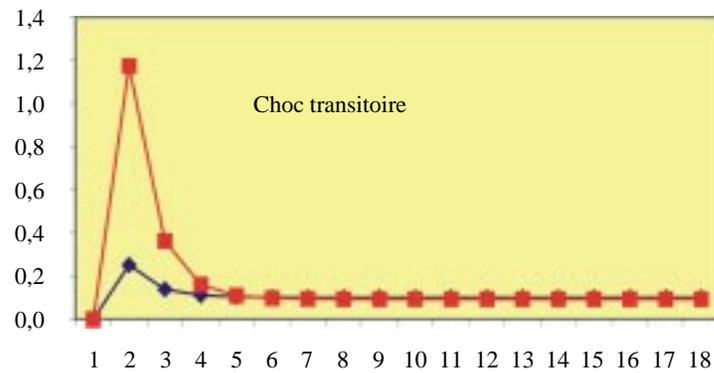
**Figure 1**  
**Taux de change réel et inflation**

◆ Inflation  
 ■ Taux de change réel

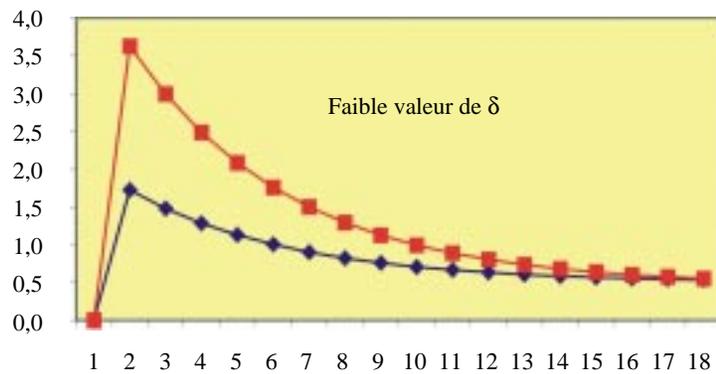
**Figure 1a**



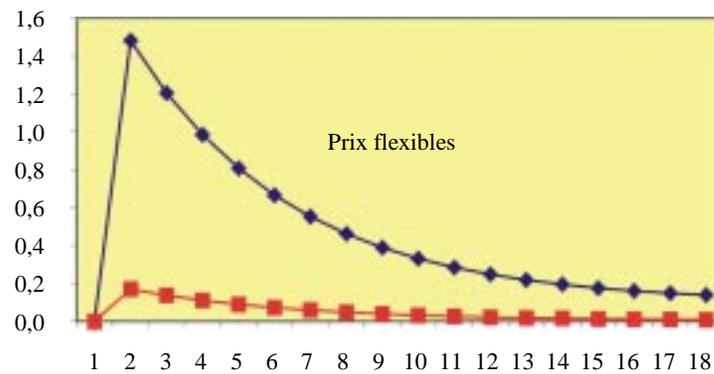
**Figure 1b**



**Figure 1c**



**Figure 1d**



valeur plus élevée de  $\delta$ ) a pour effet de réduire la réaction du taux d'inflation et du taux de change réel à un choc monétaire, mais exactement dans la même proportion.

Comme on pouvait s'y attendre, une accentuation de la rigidité des prix (une baisse de  $\eta$ ) provoque une réaction plus vive du taux de change réel mais moins forte du taux d'inflation, étant donné qu'en présence de prix plus rigides, le niveau des prix met plus de temps à s'ajuster. Enfin, une hausse de la persistance du choc ( $\rho$ ) a deux effets distincts. D'abord, le taux d'inflation et le taux de change réel réagissent tous deux avec plus de vigueur et de persistance. Mais ce n'est pas tout : une persistance plus élevée du choc influe également sur la *taille relative* des variations de  $q_t$  et de  $\pi_t$ . Un choc ayant un caractère plus transitoire exerce moins d'effet sur le taux d'inflation intérieur que sur le taux de change réel. Moins le choc est persistant, plus la réaction observée se limite au taux de change réel. Nous verrons plus bas que ce phénomène implique une plus faible incidence des variations du taux de change nominal sur les prix dans le cas de chocs passagers.

### 3 L'incidence de l'évolution du taux de change sur les prix

Passons maintenant à la question centrale de notre recherche : comment les variations du taux de change nominal se répercutent-elles sur le niveau des prix intérieurs? Dans notre cadre d'analyse, la transmission non immédiate de ces variations peut s'expliquer uniquement par la lenteur de l'ajustement des prix. Comme nous ne nous intéressons qu'aux chocs découlant de la politique monétaire intérieure, si les prix s'ajustaient instantanément, le taux de change réel serait constant et la loi du prix unique se vérifierait continuellement. Notre principal objectif est d'isoler les facteurs structurels liés à la lenteur de l'ajustement des prix qui empêchent les mouvements du taux de change de se répercuter sur ces derniers.

Le processus de transmission des variations du taux de change est représenté par la relation entre le taux de change nominal et le niveau des prix intérieurs. En prenant pour point de départ l'équation d'inflation (équation [6]), nous pouvons exprimer le niveau des prix intérieurs de la façon suivante :

$$p_t = \frac{(r^* - \phi)}{(\delta - 1)} - au_t + p_{t-1}.$$

En combinant cette équation et celle relative au taux de change réel, nous pouvons définir ainsi le taux de change nominal :

$$s_t = \frac{\phi}{(\delta - 1)} + (b + a)u_t - bu_{t-1} + s_{t-1}.$$

Les chocs auxquels sont soumis le taux de change nominal et le niveau des prix sont permanents puisque les deux équations présentent une racine unitaire. Il se peut néanmoins que leur dynamique soit très différente à court terme en présence d'un lent ajustement des prix. On constate que le taux de change réagit toujours davantage que le niveau des prix intérieurs en courte période, car de tels chocs entraînent tant une dépréciation immédiate du taux de change réel qu'une augmentation des prix au pays. Par conséquent, de façon générale, les variations du taux de change ne se répercutent pas intégralement à court terme dans l'économie nationale. Mais comme le taux de change réel tend à revenir à sa valeur d'équilibre, la hausse subséquente du taux de change nominal est plus lente que celle du niveau des prix.

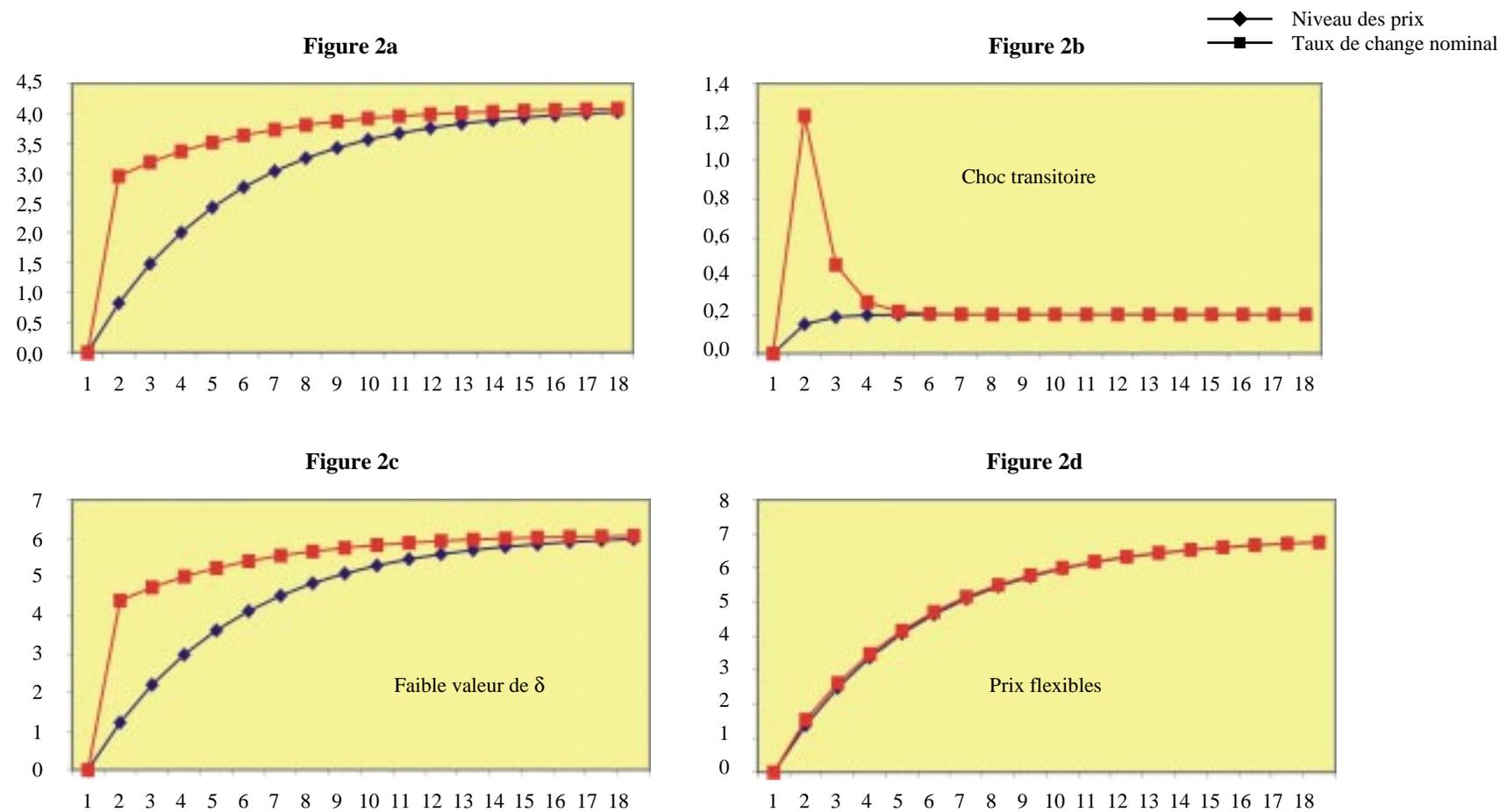
La Figure 2 illustre la réaction du taux de change nominal et du niveau des prix à un choc de politique monétaire. Deux paramètres sont déterminants pour l'ampleur de cette réaction. Lorsque le choc est persistant, le taux de change et le niveau des prix tendent tous deux à s'accroître graduellement au fil du temps à la suite du choc initial. Quand le choc est transitoire, le taux de change tend à « surréagir » et à dépasser initialement le niveau qu'il atteindra dans le nouveau régime permanent. Le degré de rigidité des prix détermine la mesure dans laquelle les mouvements du taux de change excèdent les variations initiales du niveau des prix. On voit donc bien que le degré de transmission implicite des mouvements du taux de change au niveau des prix intérieurs est très sensible à la persistance du choc sous-jacent, leur incidence étant beaucoup plus faible lorsque les chocs ont un caractère passager.

La politique monétaire influe-t-elle sur le degré de transmission des variations du taux de change? La réponse à cette question est non pour des valeurs de  $\kappa$  et une persistance données. Une politique monétaire plus restrictive (une valeur plus élevée de  $\delta$ ) a pour effet d'atténuer la réaction des prix et du taux de change au choc, mais dans des proportions identiques. L'incidence immédiate des mouvements du taux de change peut être décrite par la fonction suivante :

$$\frac{\text{cov}_{t-1}(s_t, P_t)}{\text{var}_t(s_t)}.$$

Dans le cas de chocs de taux d'intérêt, cette expression est égale à  $a/(a + b) = \eta/(\eta + (1 - \beta\rho))$ . Sa valeur est donc indépendante de la

**Figure 2**  
**Profils de réaction à une variation du taux d'intérêt à l'étranger**



règle monétaire pour une valeur donnée de  $\eta$ . Toutefois, comme nous le verrons, la règle monétaire peut influencer de façon importante sur l'incidence des variations du taux de change lorsqu'on permet à la fréquence de rajustement des prix d'être déterminée de façon endogène.

Le Tableau 1 décrit l'effet d'un choc en fonction du temps écoulé, compte tenu également de son degré de persistance et de la taille de  $\kappa$ . Plus le choc est persistant, plus les mouvements du taux de change ont tendance à se répercuter dans l'immédiat et plus l'inflation augmente. Mais cette incidence s'atténue beaucoup par la suite. Dans le cas de chocs très passagers, les variations du taux de change se répercutent très faiblement sur les prix dans l'immédiat, mais leur degré de transmission atteint rapidement l'unité, le taux de change diminuant à mesure que s'élève le niveau des prix.

**Tableau 1**  
**Incidence des variations du taux de change**

	Scénario de base	Choc transitoire	Faible rigidité des prix
$t = 1$	0,28	0,12	0,89
$t = 2$	0,47	0,41	0,95
$t = 5$	0,76	0,98	0,99
$t = 10$	0,81	1,00	1,00

#### 4 Rigidité endogène des prix

Jusqu'ici, nous avons fait l'hypothèse que  $\kappa$  était fixé de manière exogène. Dans la plupart des travaux consacrés aux effets de la politique monétaire aux États-Unis, les chercheurs font l'hypothèse d'une rigidité constante des prix nominaux. Dans l'étalonnage décrit ci-dessus, nous avons donné une valeur de 0,75 à  $\kappa$ , ce qui implique que le prix médian est modifié tous les quatre trimestres. Cependant, si l'on veut comparer les estimations entre pays, il est irréaliste d'adopter une seule valeur pour  $\kappa$ . La rigidité des prix s'explique par les coûts que leur ajustement entraîne pour les entreprises, qu'il s'agisse de « coûts d'étiquetage » ou de coûts liés à une modification des contrats conclus (cf. Devereux et Yetman, 2001). S'il est probable que ces coûts de transaction soient du même ordre d'un pays à l'autre, les avantages qu'une entreprise peut retirer d'une modification de son prix peuvent quant à eux différer de façon appréciable. De plus, ils varieront de manière systématique, selon le taux d'inflation moyen et la variabilité du taux de change. Plus le taux d'inflation sera élevé, plus il coûtera cher à une entreprise d'établir son prix dans la monnaie nationale pour ensuite voir son rendement réel éroder par la dépréciation du taux de change. Et plus la *variance* de l'inflation sera forte, plus grande sera la valeur attendue des

pertes subies parce que les prix sont fixés pour de longues périodes. Enfin, lorsque la variance du taux de change nominal est élevée, le barème des « coûts marginaux » de l'entreprise est plus variable et son prix s'écarte davantage en moyenne du prix efficient. On s'attendrait en conséquence à ce que, dans les pays caractérisés par i) un plus haut taux d'inflation moyen et une volatilité supérieure de l'inflation et ii) un taux de change nominal plus variable,  $\kappa$  soit plus faible, du fait que les coûts d'étiquetage tendent à être amplement compensés par les pertes que l'entreprise essuierait en ne faisant pas varier son prix dans la monnaie nationale. Mais comme  $\kappa$  représente le déterminant clé du degré de transmission des variations du taux de change nominal, nous pouvons en déduire que ces mêmes deux facteurs devraient contribuer à accroître l'incidence de ces variations.

En outre, dans notre modèle, tant le taux d'inflation moyen que la volatilité de l'inflation et du taux de change sont liés à l'orientation de la politique monétaire. Lorsque la valeur de  $\delta$  est plus élevée, c'est-à-dire que la politique monétaire est plus restrictive, le taux d'inflation moyen est plus bas, tout comme la variance du taux de change. On s'attendrait donc à ce que les pays qui appliquent une politique monétaire plus « défensive » se caractérisent par une plus faible incidence du taux de change sur les prix.

L'exemple suivant illustrera notre propos. Pour faciliter l'exposition, nous postulons à partir d'ici que les chocs  $u_t$  sont indépendants et identiquement distribués, ce qui permet de définir le niveau des prix et le taux de change comme suit :

$$p_t = \frac{(r^* - \phi)}{(\delta - 1)} - \frac{\eta}{\delta\eta + 1} u_t + p_{t-1}$$

$$s_t = \mu + \frac{(1 + \eta)u_t}{\delta\eta + 1} - \frac{u_{t-1}}{\delta\eta + 1} + s_{t-1},$$

où  $\mu = \phi/(\delta - 1)$  représente le rythme de dépréciation moyen du taux de change, qui décroît en  $\delta$ , comme nous l'avons déjà mentionné. La variance de l'inflation est

$$\sigma_\pi^2 = \left( \frac{\eta}{\delta\eta + 1} \right) \sigma_u^2$$

et celle des variations du taux de change est donnée par

$$\sigma_{\Delta s}^2 = \left[ \left( \frac{(1 + \eta)}{\delta\eta + 1} \right)^2 + \frac{1}{(\delta\eta + 1)^2} \right] \sigma_\varepsilon^2.$$

Les variances  $\sigma_\pi^2$  et  $\sigma_{\Delta s}^2$  sont des fonctions décroissantes de  $\delta$ . Si nous posons que  $\kappa$  est déterminé de manière endogène dans chacun des pays, nous pouvons nous attendre à ce que sa valeur soit liée systématiquement à la politique monétaire de chaque pays.

Il est possible d'illustrer la solution optimale obtenue pour  $\kappa$  dans chaque entreprise. Abstraction faite du taux de marge constant, le prix souhaité par l'entreprise au cours de chaque période est conditionné par le taux de change :

$$\hat{P}_{t+j}(i) = \left\{ \begin{array}{l} s_t, j = 0 \\ s_t + j\mu + \frac{(1+\eta)u_{t+j}}{\delta\eta+1} + \frac{\eta}{\delta\eta+1} \sum_{i=1}^{j-1} u_{t+i} - \frac{u_t}{\delta\eta+1}, \forall j > 0 \end{array} \right\}.$$

En se servant de l'équation (1), il est alors facile de montrer que les entreprises établissent leur prix de la façon suivante :

$$\tilde{p}_t(i) = s_t - \frac{\beta\kappa u_t}{\delta\eta+1} + \frac{\beta\kappa\mu}{1-\beta\kappa}.$$

La valeur optimale de  $\kappa$  détermine ainsi la probabilité que le prix de l'entreprise reste inchangé au cours de chaque période à l'avenir. Nous faisons l'hypothèse que l'entreprise doit arrêter la valeur de  $\kappa$  avant d'établir son prix à chaque période, de manière que  $E_{t-1}L_t$  se situe à un niveau minimum. Toutefois, comme l'environnement est stationnaire, elle choisira la même valeur de  $\kappa$  durant chaque période. Autrement dit, l'entreprise choisit  $\kappa$  de façon à minimiser la fonction de perte stationnaire

$$L_t = \frac{(1-\beta\kappa)}{(1-\beta)} \left[ F + E_{t-1} \sum_{j=0}^{\infty} (\beta\kappa)^j (\tilde{p}_t(i) - \hat{p}_{t+j}(i))^2 \right].$$

En remplaçant  $\tilde{p}_t(i)$  et  $\hat{p}_{t+j}(i)$  dans la fonction de perte stationnaire, nous obtenons

$$L_t = \frac{(1-\beta\kappa)}{(1-\beta)} \left[ F + \frac{\beta\kappa\mu^2}{(1-\beta\kappa)^3} + \frac{\beta\kappa\sigma_u^2}{(\delta\eta+1)^2(1-\beta\kappa)^2} ((1-\beta\kappa)(2(1+\eta)-\beta\kappa) + \eta^2) \right].$$

Chaque entreprise choisit la fréquence de rajustement  $\kappa$  de manière à minimiser cette fonction de perte stationnaire, en considérant comme données les valeurs prises par  $\kappa$  dans le reste des entreprises. En d'autres termes, elle traite comme donné le processus stochastique relatif à

l'évolution du taux de change, et donc les valeurs de  $\mu$  et de  $\eta$ , au moment de choisir  $\kappa$ . La situation correspond à un équilibre de Nash si la valeur  $\kappa^N$  est définie de manière à ce que la relation suivante soit respectée :

$$\frac{\partial L}{\partial \kappa}(\kappa^N, \mu, \eta) = 0,$$

où  $\mu = \mu(\kappa^N)$ ,  $\eta = \eta(\kappa^N)$ . La solution de  $\kappa^N$  n'est généralement pas obtenue de façon analytique, mais on peut recourir à une méthode de résolution numérique assez simple. Nous utilisons les valeurs paramétriques suivantes pour ce calcul. La valeur de référence de  $\delta$  est fixée à 1,5, et le facteur d'actualisation  $\beta$  à 0,95. Si la valeur de référence de  $\kappa$  est 0,75,  $\eta$  est égal à 0,096. En établissant  $\phi$  à 0,015, on obtient un taux d'inflation de 3 % en régime permanent. L'écart-type du taux de change ( $\sigma_{\Delta s}$ ) est fixé à 5 %, à l'intérieur de la plage des valeurs estimées pour les pays de l'OCDE, de sorte que la variance des chocs,  $\sigma_{\varepsilon}^2$ , est égale à 0,0015. Ces valeurs paramétriques impliquent  $F = 0,066$ , c'est-à-dire que le coût d'ajustement du prix absorbe 6,6 % des profits en régime permanent. Nous faisons ensuite varier le paramètre  $\delta$ , ce qui revient à modifier à la fois la moyenne et la variance de l'inflation, pour examiner le degré de dépendance de  $\kappa$  à l'égard de  $\delta$ .

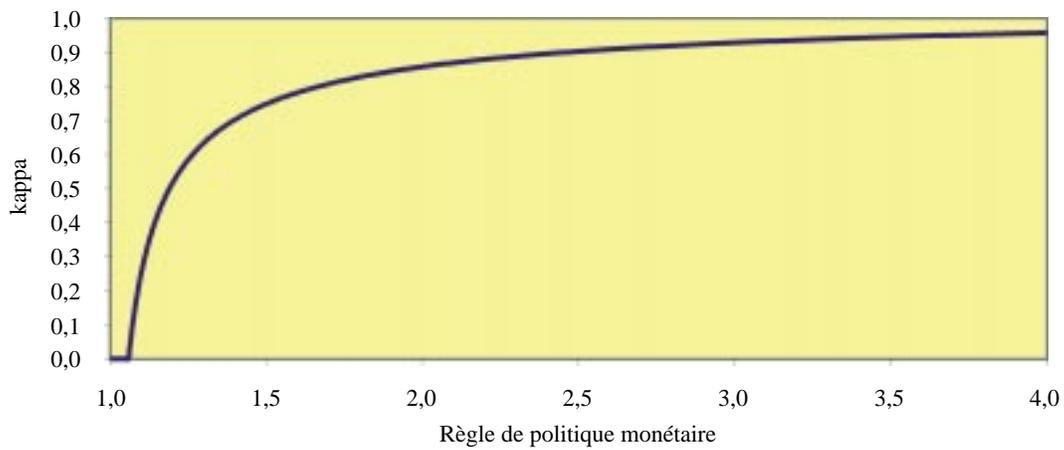
La Figure 3 illustre la dépendance de  $\kappa^N$  envers la règle de politique monétaire. Lorsque  $\delta$  descend au-dessous de 1,5,  $\kappa$  diminue de façon marquée. Quand  $\delta$  est inférieur à 1,06, la rigidité des prix est complètement éliminée et les entreprises modifient leur prix à chaque période. Lorsque  $\delta$  dépasse 1,5,  $\kappa$  augmente mais plafonne rapidement au-dessus de 0,8. Ces résultats peuvent aussi être exprimés par rapport à la durée moyenne des contrats ou au laps de temps moyen écoulé entre les révisions de prix, donné par  $1/(1 - \kappa)$ . Si  $\delta$  baisse, la durée moyenne des contrats se raccourcit, et lorsque  $\delta = 1,06$ , les prix sont modifiés au cours de chaque période. À mesure que  $\delta$  s'accroît, l'intervalle durant lequel les prix demeurent fixes s'allonge.

La Figure 4 montre la relation entre  $\kappa$  et les taux d'inflation moyens, donnée par  $\phi/(\phi - 1)$ . Dans notre paramétrage du modèle, tous les prix deviennent flexibles lorsque l'inflation dépasse 25 %.

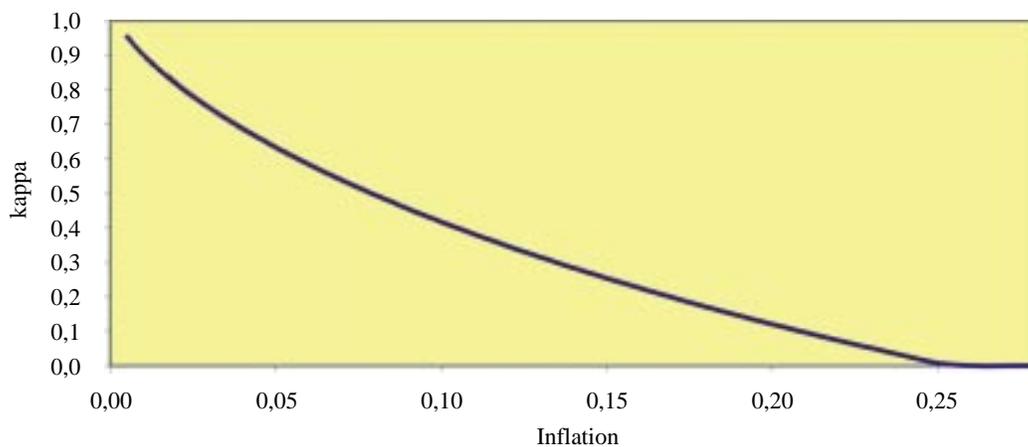
Enfin, à la Figure 5, les estimations du degré de transmission des variations du taux de change obtenues à partir du modèle sont représentées en fonction de la règle de politique monétaire<sup>8</sup>. Conformément à ce qui ressortait des figures précédentes, le degré de transmission de ces variations aux prix est très faible à court terme (moins de 10 %) dans notre étalonnage de référence.

8. Dans ce cas particulier, cette incidence est égale à  $\eta/(\eta + 1)$ .

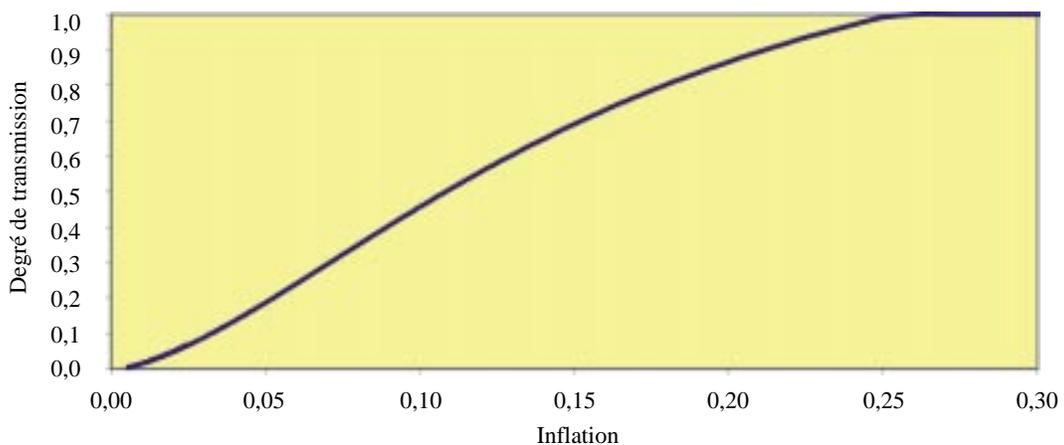
**Figure 3**  
Probabilité que le prix reste inchangé et politique monétaire



**Figure 4**  
Probabilité que le prix reste inchangé et inflation



**Figure 5**  
Degré de transmission des variations du taux de change et inflation



Mais il augmente de pair avec le taux d'inflation : lorsque celui-ci dépasse 25 %, les mouvements du taux de change se répercutent intégralement sur les prix.

## 5 Résultats empiriques

Comme notre modèle théorique est trop simple pour que nous l'estimions directement, nous allons en tester les prévisions de façon indirecte. De manière générale, notre modèle porte sur le rôle des coûts d'étiquetage dans la détermination de la vitesse à laquelle les variations du taux de change se répercutent sur le niveau des prix intérieurs. Dans les pays qui ont un taux d'inflation peu élevé et une devise stable, on peut s'attendre à ce que l'incidence des mouvements du taux de change soit faible. En pareil cas, si des chocs macroéconomiques nécessitent un ajustement du taux de change réel, on ne devrait pas observer de relation statistique étroite entre l'évolution du taux de change et celle du niveau des prix intérieurs. Par contre, dans les pays qui se caractérisent par une inflation bien plus forte et une volatilité supérieure du taux de change, l'on s'attendrait à ce que l'incidence des variations du taux de change soit plus importante, du fait que les coûts d'étiquetage y sont amplement neutralisés par la perte qui découlerait de l'existence d'un écart notable entre le prix fixé et le prix souhaité. En outre, la relation observée ne devrait pas être linéaire : lorsque l'inflation franchit un certain seuil, elle ne devrait plus influencer sur le degré de transmission des variations du taux de change. Une fois ce seuil dépassé, tous les prix s'ajustent continuellement, et l'évolution du taux de change se répercute intégralement sur les prix.

Notre hypothèse fondamentale est que le degré de transmission des variations du taux de change est lié en fin de compte à l'orientation de la politique monétaire. Une politique monétaire excessivement expansionniste implique un taux moyen d'inflation plus élevé ainsi qu'une plus forte volatilité du taux de change.

Nous testons cette hypothèse en procédant à la régression de l'équation suivante :

$$\Delta P_{tj} = \beta_{1j} \Delta S_{t-1j} + \beta_{2j} \Delta P_t^*,$$

où  $P_t$  est l'IPC dans le pays  $j$ ,  $S_t$  est le taux de change de la monnaie de ce pays en dollars américains et  $P_t^*$  est l'IPC aux États-Unis<sup>9</sup>. Nous avons retenu des données de fréquence annuelle afin d'écarter les fluctuations à

---

9. L'inclusion d'une ordonnée à l'origine ne modifie pas les résultats.

court terme du taux de change; ces données proviennent de la publication *Statistiques financières internationales*, du Fonds monétaire international<sup>10</sup>.

S'il est peu probable que cette équation puisse représenter dans sa totalité le processus de détermination de l'inflation, elle devrait parvenir à saisir l'incidence globale des mouvements du taux de change sur l'évolution des niveaux de prix nationaux<sup>11</sup>. Ainsi, bien que l'on s'attende à ce que les variations contemporaines et passées du taux de change influent sur l'inflation, nous n'incluons que les secondes dans la régression afin d'éviter que la relation endogène ne s'exerce en sens inverse (c.-à-d. du taux d'inflation intérieur vers le taux de change) et ne fausse l'estimation.

Le degré de transmission des variations du taux de change aux prix est mesuré par le coefficient  $\beta_1$ . Les estimations de  $\beta_1$  pour l'ensemble de la période étudiée sont très raisonnables et se situent dans la plupart des cas entre zéro et un (voir l'Annexe). Elles sont représentées aux Figures 6 et 7 sous la forme d'un nuage de points, avec le taux d'inflation moyen de chaque pays en abscisse. La Figure 6 montre les estimations de  $\beta_1$  obtenues pour tous les pays (à l'exclusion de quelques valeurs aberrantes), alors que la Figure 7 ne fait état que de celles qui sont significatives au seuil de 5 %.

Nous utilisons la méthode de Ball, Mankiw et Romer (1988) pour étudier la relation entre l'effet estimé des variations du taux de change et l'inflation tendancielle. Suivant l'hypothèse relative aux coûts d'étiquetage, le degré de transmission des mouvements du taux de change augmenterait avec le taux d'inflation moyen, mais de façon non linéaire, puisqu'au delà d'un certain seuil, le taux d'inflation moyen ne devrait plus influencer sur lui. En outre, d'après notre modèle, la volatilité du taux de change devrait accentuer l'incidence mesurée des variations du taux de change. Nous pouvons donc procéder à la régression de l'équation suivante :

$$\hat{\beta}_{1j} = a_1\pi_j + a_2\pi_j^2 + a_3\text{var}(\Delta S_j),$$

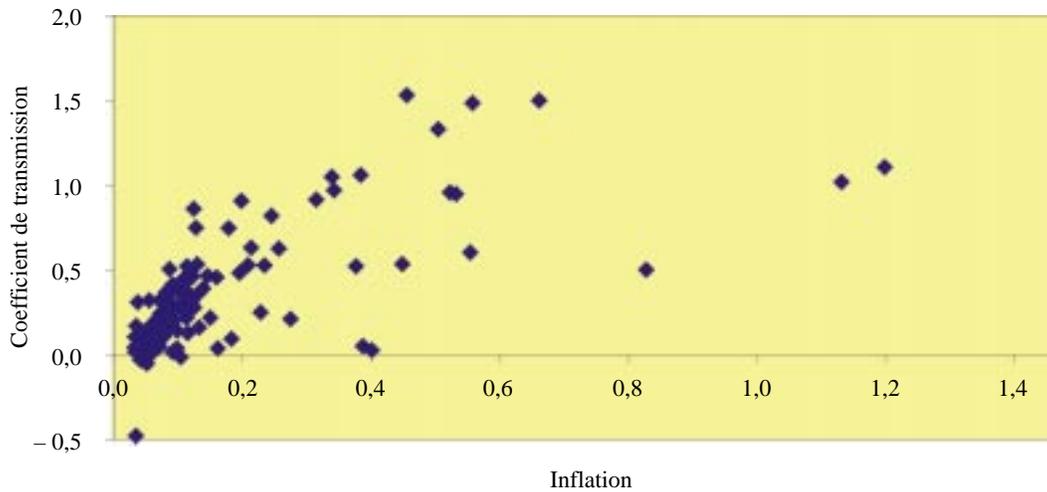
où  $\pi$  est le taux d'inflation moyen du pays  $j$  et  $\text{var}(\Delta S_j)$  représente la variance des fluctuations du taux de change par rapport au dollar É.-U.<sup>12</sup>.

10. Les codes correspondants sont ..RF.ZF.. pour le taux de change et 64..XZF.. pour le taux d'inflation. L'échantillon comprend tous les pays pour lesquels il existe au moins dix observations annuelles au cours de la période postérieure au régime de Bretton Woods (1970-2001), à l'exception de Hong Kong, dont le taux de change nominal n'affiche virtuellement aucune volatilité.

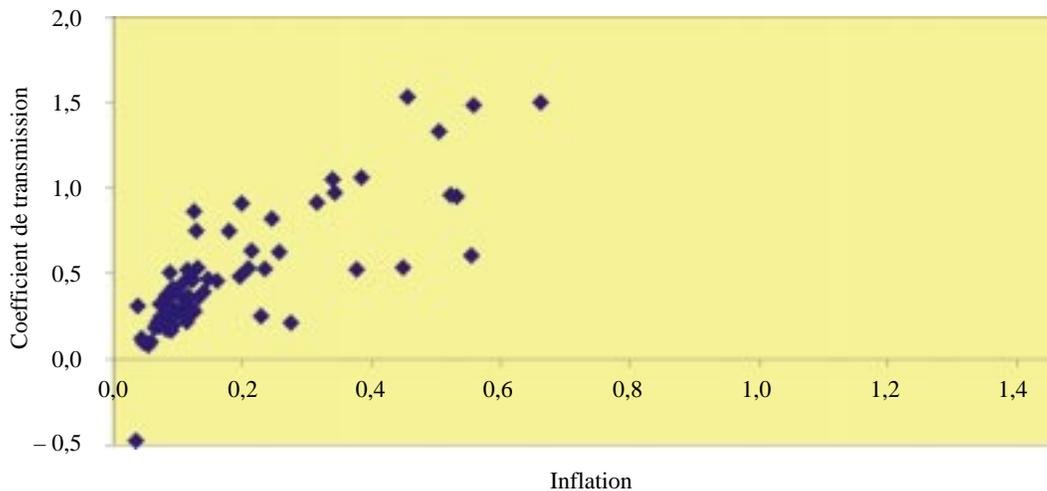
11. Choudhri et Hakura (2001) adopte une démarche analogue.

12. Si une ordonnée à l'origine est incluse, son coefficient n'est presque jamais significativement différent de zéro, et les résultats de l'estimation sont presque identiques à ceux présentés ici.

**Figure 6**  
**Degré de transmission des variations du taux de change (tous les pays)**



**Figure 7**  
**Degré de transmission des variations du taux de change (pays pour lesquels le coefficient de transmission est significatif)**



Dans le modèle considéré, les entreprises modifient la fréquence de révision de leurs prix en réaction aux variations du rythme de dépréciation moyen de la monnaie nationale. Le modèle suppose que ce dernier est égal au taux d'inflation moyen, alors qu'en réalité, les deux peuvent différer considérablement. Afin de tenir compte d'autres possibilités, nous faisons intervenir le rythme de dépréciation moyen et son carré, ainsi que l'écart-type du taux d'inflation intérieur, séparément puis ensemble dans l'équation estimée.

**Tableau 2**  
**Variable dépendante : coefficient de transmission estimé (tous les pays)**

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Inflation	1,68*** (0,11)	1,19*** (0,07)	1,09*** (0,11)	1,54*** (0,19)	1,11*** (0,11)	1,20*** (0,12)
Inflation au carré	-0,08*** (0,010)	-0,11*** (0,006)	-0,11*** (0,008)	-0,07*** (0,01)	-0,10*** (0,008)	-0,11*** (0,008)
Dépréciation du taux de change				1,07 (0,83)	1,47*** (0,46)	2,41*** (0,71)
Dépr. du taux de change au carré				-1,02 (1,27)	-2,46*** (0,71)	-3,29*** (0,85)
Écart-type de l'inflation		0,30*** (0,02)	0,30*** (0,02)		0,31*** (0,02)	0,31*** (0,02)
Écart-type du taux de change			0,29 (0,23)			-0,60* (0,35)
R <sup>2</sup>	0,85	0,95	0,95	0,86	0,96	0,96

Nota : Les écarts-types sont indiqués entre parenthèses; la présence d'astérisques simple, double et triple dénote des seuils de signification de 10 %, de 5 % et de 1 % respectivement.

Le Tableau 2 présente les estimations relatives aux 122 pays de l'échantillon. Les résultats font d'abord ressortir que l'incidence des variations du taux de change augmente avec le taux d'inflation moyen<sup>13</sup>, mais de moins en moins à mesure que l'inflation s'accroît. On observe la même chose dans le cas du rythme de dépréciation moyen du taux de change. La variance de l'inflation a également un effet positif et significatif sur le degré de transmission des mouvements du taux de change, même si l'on neutralise l'effet du taux d'inflation moyen et du taux d'inflation au carré. Si nous incluons *à la fois* le taux d'inflation moyen et le rythme de dépréciation moyen, ainsi que la variance de l'inflation, les coefficients de toutes les variables sont très significatifs. Les résultats montrent bien que l'inflation et le rythme de dépréciation moyen influent tous deux séparément sur le degré de transmission des variations du taux de change, mais que la relation positive entre chacune de ces deux variables et le degré de transmission n'est pas linéaire.

Les résultats décrits ci-dessus englobent tous les pays, y compris ceux dont les coefficients ne sont pas significatifs. Pour confirmer leur robustesse, nous avons répété l'estimation en n'incluant que les pays (au nombre de 75) pour lesquels le coefficient de transmission estimé est significatif au seuil de 5 %. Les résultats obtenus sont présentés au Tableau 3; ils sont très semblables à ceux du Tableau 2 et démontrent clairement le rôle explicatif du niveau et

13. Choudhri et Hakura (2001) parviennent aussi à cette conclusion.

**Tableau 3**  
**Variable dépendante : coefficient de transmission estimé (pays pour lesquels le coefficient est significatif)**

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Inflation	2,29*** (0,13)	1,45*** (0,14)	1,19*** (0,18)	3,42*** (0,19)	2,16*** (0,28)	2,16*** (0,28)
Inflation au carré	-0,16*** (0,01)	-0,13*** (0,01)	-0,12*** (0,01)	-0,24*** (0,02)	-0,17*** (0,02)	-0,17*** (0,02)
Dépréciation du taux de change				0,48 (0,61)	1,54*** (0,54)	1,68* (0,88)
Dépr. du taux de change au carré				-8,02*** (0,97)	-5,72*** (0,91)	-5,79*** (1,00)
Écart-type de l'inflation		0,26*** (0,03)	0,26*** (0,03)		0,19*** (0,03)	0,19*** (0,04)
Écart-type du taux de change			0,68** (0,32)			-0,09 (0,43)
R <sup>2</sup>	0,88	0,94	0,94	0,95	0,96	0,96

Nota : Les écarts-types sont indiqués entre parenthèses; la présence d'astérisques simple, double et triple dénote des seuils de signification de 10 %, de 5 % et de 1 % respectivement.

de la volatilité de l'inflation ainsi que celui de la dépréciation du taux de change<sup>14</sup>.

Si les coefficients sont estimés séparément pour les pays à forte inflation et ceux à faible inflation, l'influence du taux d'inflation moyen et du rythme de dépréciation moyen sur le degré de transmission des variations du taux de change s'atténue beaucoup (ces résultats ne sont pas présentés). Mais c'était à prévoir, car l'incidence des mouvements du taux de change ne devrait pas beaucoup varier entre les pays caractérisés par une inflation généralement faible (ou généralement forte). Dans l'ensemble, les résultats militent pour l'hypothèse selon laquelle la rigidité des prix joue un rôle déterminant dans l'incidence de l'évolution du taux de change sur le niveau général des prix.

14. Si les coefficients de l'inflation et de sa volatilité sont très peu sensibles au choix du modèle, ceux du taux de change et de sa volatilité le sont davantage. Par exemple, si l'on inclut une constante au premier stade de l'estimation, laquelle ne s'avère pas statistiquement significative dans le cas de la majorité des pays, le signe des coefficients des variables de taux de change est souvent contraire au signe attendu au second stade de l'estimation. Cette anomalie peut s'expliquer par le fort degré de colinéarité entre l'inflation et le taux de change (corrélation de 0,83, de 0,81 et de 0,77 entre leurs niveaux, les carrés de leurs niveaux et leurs écarts-types respectivement). En remplaçant chaque variable de taux de change par sa composante orthogonale à la variable d'inflation comparable, on parvient à supprimer cette anomalie.

## **Conclusions**

Dans ces pages, nous avons avancé deux idées importantes. Premièrement, l'incidence des variations du taux de change sur les prix dépend en partie de facteurs macroéconomiques, en particulier la rigidité des prix. Deuxièmement, elle est sensible au choix du régime de politique monétaire, du fait précisément que le degré de rigidité est fonction de ce dernier. Le modèle théorique montre comment l'incidence de l'évolution du taux de change dans une petite économie ouverte est déterminée par les caractéristiques structurelles de cette économie, telles que la persistance des chocs et le degré de rigidité des prix. Lorsque les entreprises peuvent modifier la fréquence de révision de leurs prix, on constate qu'une politique monétaire plus « souple » s'accompagne d'une hausse de cette fréquence et d'un effet plus marqué des mouvements du taux de change sur les prix. Selon nos résultats empiriques, la rigidité des prix influe manifestement sur le degré de transmission des variations du taux de change aux prix. Et plus le taux d'inflation moyen et le rythme de dépréciation moyen du taux de change sont élevés, plus l'incidence des variations de ce dernier sur les prix est forte, la relation observée n'étant toutefois pas linéaire, ainsi que le prévoit le modèle. Lorsque le taux d'inflation (ou le rythme de dépréciation moyen) est suffisamment élevé, les prix sont modifiés au cours de chaque période, et l'évolution du taux de change se répercute intégralement sur les prix.

En résumé, les résultats mettent fortement en lumière la nécessité pour la banque centrale de tenir compte de l'endogénéité du degré de transmission des variations du taux de change au moment de concevoir la politique monétaire d'une petite économie ouverte.

## Annexe

### Coefficients de transmission

Tableau A1

Pays	Nbre d'obs.	B <sub>1</sub>	Seuil de signif.	Pays	Nbre d'obs.	B <sub>1</sub>	Seuil de signif.
Afrique du Sud	29	0,33	0,000	Laos, Rép. démocratique populaire du	13	0,97	0,002
Algérie	29	0,47	0,000	Lesotho	24	0,30	0,002
Allemagne	28	0,05	0,129	Liban	24	1,33	0,002
Angola	11	5,86	0,029	Luxembourg	28	0,12	0,002
Arabie saoudite	17	-1,77	0,003	Madagascar	31	0,47	0,000
Argentine	25	4,02	0,000	Malaisie	29	-0,03	0,669
Australie	31	0,10	0,177	Malawi	20	0,82	0,000
Autriche	28	0,03	0,339	Maldives	12	0,42	0,138
Bahreïn, Royaume de	11	-1,24	0,038	Mali	13	0,17	0,123
Bangladesh	15	0,32	0,224	Malte	31	0,06	0,305
Belgique	28	0,10	0,018	Maroc	31	0,18	0,002
Bhoutan	20	0,41	0,003	Maurice	31	0,04	0,684
Bolivie	24	9,22	0,010	Mauritanie	16	0,04	0,606
Botswana	27	0,27	0,000	Mexique	26	1,05	0,000
Brésil	21	4,82	0,001	Mozambique	13	0,03	0,848
Bulgarie	16	1,11	0,233	Myannar	31	0,04	0,927
Burkina Faso	18	0,11	0,199	Namibie	21	0,22	0,001
Burundi	23	0,37	0,025	Népal	27	0,51	0,000
Cameroun	31	0,14	0,119	Nicaragua	18	7,14	0,005
Canada	31	-0,05	0,535	Niger	31	0,16	0,130
Cap-Vert	18	0,09	0,314	Nigéria	29	0,25	0,044
Chili	30	1,50	0,000	Norvège	31	0,07	0,289
Chine, Rép. populaire de	13	0,19	0,335	Nouvelle-Zélande	31	0,17	0,031
Chypre	31	0,08	0,041	Ouganda	21	0,61	0,044
Colombie	31	0,63	0,000	Pakistan	23	0,30	0,000
Congo, Rép. dém. du	22	10,81	0,059	Papouasie-Nouvelle-Guinée	30	0,31	0,001
Congo, République du	15	0,13	0,397	Paraguay	17	0,46	0,000
Corée	27	0,02	0,783	Pays-Bas	28	0,05	0,198
Costa Rica	26	0,75	0,000	Pérou	27	8,63	0,000
Côte d'Ivoire	31	0,11	0,126	Philippines	31	0,46	0,001
Danemark	31	0,05	0,188	Pologne	26	1,53	0,001
Égypte	16	0,13	0,103	Portugal	28	0,36	0,000
El Salvador	11	0,28	0,020	République centrafricaine	19	0,31	0,001
Équateur	21	0,92	0,000	République dominicaine	17	0,22	0,071
Espagne	28	0,20	0,002	Roumanie	11	1,02	0,074
Éthiopie	14	0,04	0,765	Royaume-Uni	31	0,11	0,080
Fidji	31	0,05	0,618	Rwanda	22	0,40	0,002
Finlande	28	0,03	0,592	Samoa	31	0,24	0,027
France	28	0,10	0,004	Sénégal	31	0,21	0,021
Gabon	30	0,22	0,036	Seychelles	31	0,32	0,038
Gambie	30	0,45	0,003	Sierra Leone	31	1,06	0,000
Ghana	25	0,05	0,736	Singapour	31	-0,48	0,006
Grèce	28	0,39	0,000	Slovénie	10	0,21	0,000

(à suivre)

**Tableau A1 (suite)**

Pays	Nbre d'obs.	B <sub>1</sub>	Seuil de signif.	Pays	Nbre d'obs.	B <sub>1</sub>	Seuil de signif.
Guatemala	16	0,30	0,025	Soudan	20	0,54	0,001
Guinée-Bissau	14	0,52	0,035	Sri Lanka	31	- 0,01	0,922
Haïti	11	0,75	0,000	Swaziland	29	0,26	0,001
Honduras	12	0,52	0,000	Suède	31	0,05	0,252
Hongrie	29	0,86	0,000	Suisse	31	0,02	0,601
Îles Salomon	28	0,36	0,002	Tanzanie	29	0,53	0,000
Inde	31	0,36	0,011	Tchad	18	0,16	0,311
Indonésie	26	0,16	0,075	Thaïlande	27	0,03	0,702
Iran, Rép. islamique d'	28	0,09	0,054	Togo	31	0,19	0,049
Irlande	28	0,19	0,004	Tongo	26	0,37	0,008
Islande	30	0,53	0,000	Trinité-et-Tobago	19	0,14	0,064
Israël	31	1,48	0,000	Tunisie	18	- 0,01	0,926
Italie	28	0,17	0,001	Turquie	30	0,96	0,000
Jamaïque	26	0,48	0,001	Uruguay	30	0,95	0,000
Japon	30	0,05	0,422	Vanuatu	25	0,04	0,785
Jordanie	24	0,25	0,009	Venezuela	24	0,63	0,001
Kenya	29	0,53	0,000	Zambie	12	0,50	0,196
Koweït	29	- 0,03	0,842	Zimbabwe	31	0,91	0,000

## Bibliographie

- Ball, L., N. G. Mankiw et D. Romer (1988). « The New Keynesian Economics and the Output-Inflation Trade-off », *Brookings Papers on Economic Activity*, n° 1, p. 1-65.
- Betts, C. M., et T. J. Kehoe (2001). « Real Exchange Rate Movements and the Relative Price of Nontraded Goods ». Document accessible à l'adresse <http://www.econ.umn.edu/~tkehoe/papers/nontraded.pdf>.
- Burstein, A., M. Eichenbaum et S. Rebelo (2002). « Why are Rates of Inflation So Low after Large Devaluations? », document de travail n° 8748, National Bureau of Economic Research.
- Burstein, A. T., J. C. Neves et S. Rebelo (2000). « Distribution Costs and Real Exchange Rate Dynamics During Exchange-Rate-Based Stabilizations », document de travail n° 7862, National Bureau of Economic Research.
- Calvo, G. A. (1983). « Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework », *Journal of Monetary Economics*, vol. 12, n° 3, p. 383-398.
- Campa, J. M., et L. S. Goldberg (2002). « Exchange Rate Pass-Through into Import Prices: A Macro or Micro Phenomenon? », document de travail n° 8934, National Bureau of Economic Research.
- Choudhri, E. U., et D. S. Hakura (2001). « Exchange Rate Pass-Through to Domestic Prices: Does the Inflationary Environment Matter? », document de travail n° 01/194, Fonds monétaire international.
- Corsetti, G., et L. Dedola (2002). « Macroeconomics of International Price Discrimination ». Document accessible à l'adresse <http://www.econ.yale.edu/~corsetti/euro/code.pdf>.
- Devereux, M. B. (2001). « Politique monétaire, flexibilité du taux de change et transmission des variations du taux de change ». In : *Les taux de change flottants : une nouvelle analyse*, actes d'un colloque tenu à la Banque du Canada, novembre 2000, Ottawa, Banque du Canada, p. 51-88.
- Devereux, M. B., et J. Yetman (2003). « Predetermined Prices and the Persistent Effects of Money on Output », *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 35, n° 5, p. 729-741. Document accessible à l'adresse <http://www.arts.ubc.ca/econ/devereux/jamespp.pdf>.
- Engel, C. (2002a). « Expenditure Switching and Exchange Rate Policy », *NBER Macroeconomics Annual*, vol. 17, n° 1, p. 231-272.
- (2002b). « The Responsiveness of Consumer Prices to Exchange Rates: A Synthesis of Some New Open-Economy Macro Models », *The Manchester School Supplement*, p. 1-15.
- Monacelli, T. (2001). « New International Monetary Arrangements and the Exchange Rate », *International Journal of Finance and Economics*, vol. 6, n° 4, p. 389-400.
- Taylor, J. B. (2000). « Low Inflation, Pass-Through, and the Pricing Power of Firms », *European Economic Review*, vol. 44, n° 7, p. 1389-1408.
- Walsh, C. E. (1998). *Monetary Theory and Policy*, Cambridge (Massachusetts), MIT Press.