

LA DYNAMIQUE DE LA REPERCUSSION DES EVOLUTIONS DE CHANGE SUR LES PRIX EN AMERIQUE LATINE

Stéphane Colliac*

La littérature sur la répercussion-prix des dépréciations de change (*pass-through*) a pour objectif de déterminer la sensibilité de l'inflation domestique aux évolutions du taux de change nominal. Si les dépréciations sont conséquentes et que leurs répercussions sur les prix sont fortes, l'autorité monétaire ne contrôle plus l'évolution des prix. L'autonomie de la politique monétaire est donc conditionnée par le degré de répercussion-prix.

Ce phénomène est particulièrement important pour les pays d'Amérique Latine, où des phénomènes d'indexations des prix domestiques aux prix étrangers ont été observés par le passé. Notre étude nous permet de conclure que ces derniers appartiennent effectivement au passé. Les coefficients de répercussion-prix, mesurés pays par pays, ont diminué pour se rapprocher de ceux qui prévalent dans les pays industriels développés. Il semble, d'après notre étude, que ceci s'explique par l'éloignement dans le temps d'un historique d'inflation forte. Cette dernière justifiait une indexation qui disparaît dès lors qu'une ère durable de stabilité des prix se fait jour.

Classification JEL: E31, F40, O54

Mots clés: *répercussion-prix des dépréciations de change, politique monétaire, inflation*

INTRODUCTION

L'objectif primordial d'une autorité monétaire, qui agit indépendamment de toute intervention extérieure, est le contrôle des évolutions du niveau général des prix. Elle peut avoir des difficultés à y parvenir si les outils dont elle dispose n'ont pas d'impact sur ces évolutions, ou si ce dernier est incertain. Ce problème peut notamment provenir de l'instabilité de la fonction de demande de monnaie, dans un contexte d'innovation financière, situation observée dans tous les pays

* T-A-C, La Saigeais, 35140 Saint-Hilaire des Landes.

colliac@gmail.com

Cet article a été écrit alors que l'auteur appartenait au Lare-efi (U. Montesquieu Bordeaux IV).

développés. Il pourrait également être attribuable au fait que des instruments financiers ou de paiement existent en dehors de tout contrôle de l'autorité monétaire. La banque centrale peut ainsi avoir des difficultés à contrôler les évolutions monétaires dans le contexte d'une épargne et de paiements dollarisés. Plus ces phénomènes sont développés, plus ils peuvent provoquer une déconnection entre les évolutions de l'offre de monnaie locale et l'activité. Cette dernière peut, dans ce cadre, être financée par le biais de l'utilisation de moyens de paiement dollarisés. Elle pourra l'être également par la conversion d'une épargne en monnaie étrangère en moyens de paiement en monnaie locale, dans une ampleur qui pourra potentiellement être instable et donc difficilement prévisible.

Cependant, ici, la difficulté n'est pas qu'il n'existe pas de lien entre l'offre de monnaie et les prix, mais simplement qu'il est délicat de le saisir. Or, le problème peut être plus conséquent pour la banque centrale. Elle risque de perdre toute capacité d'action sur les évolutions du niveau général des prix. Ce dernier peut, en pratique, répondre aux fluctuations du taux de change de la monnaie locale par rapport à une monnaie étrangère. Ceci signifie que les prix convertis en monnaie étrangère sont stables dans le temps. Dans ce cas, même si l'unité de compte formelle est la monnaie locale, les prix sont fixés de fait en monnaie étrangère. On peut dire, également, que les prix domestiques sont indexés sur l'évolution du taux de change. Ceci correspond à un phénomène dit de dollarisation réelle. Dans ce cadre, lorsque l'augmentation des prix en monnaie locale et la dépréciation de la monnaie locale sont de la même ampleur, alors l'indexation est parfaite. La dollarisation réelle est intégrale. Pour juger de l'ampleur de ce phénomène, l'horizon de temps est également à considérer. La répercussion des évolutions du taux de change sur celles des prix peut être très rapide, ou prendre des années. Dans le second cas, l'autorité monétaire conserve un pouvoir, comme c'est le cas dans les pays développés. Cependant, plus le délai de répercussion est court, moins le fait de conserver une monnaie nationale n'a de sens, car cela induit une inflation importante. La dollarisation totale est, dans ce cadre, une solution. Nous allons donc tenter de déterminer si les pays d'Amérique Latine souffrent de ce type de mal.

L'estimation du degré de dollarisation réelle requiert en pratique le recours à des techniques économétriques afin d'estimer le lien existant entre une dépréciation du taux de change et le taux d'inflation dans un pays donné. Le terme *pass-through* est utilisé dans la littérature anglo-saxonne. Nous le traduirons, à la suite de Cazals [1991], par « effet de répercussion-prix ». En tout état de cause, ce lien peut donc être faible, si la dollarisation réelle l'est, comme c'est le cas dans les pays du cœur financier, ces derniers ne connaissant pas de dollarisation réelle. Il peut être plus important dans des pays subissant une indexation de fait des prix domestiques sur une monnaie étrangère, comme le dollar.

La littérature qui concerne l'effet de répercussion-prix est diverse. Une partie dominante d'entre elle s'attache à déterminer l'impact microéconomique d'évolutions des prix internationaux sur la stratégie de fixation des prix des firmes domestiques. Une revue de ce type de littérature est fournie par Goldberg et Knetter [1997] ou par Mennon [1995]. L'agrégation des différentes stratégies doit permettre de donner des fondements microéconomiques à l'évolution macroéconomique observée. En particulier, l'effet de répercussion-prix d'une dépréciation peut être influencé par des comportements de marge.

Notre approche est différente et se situe dans un cadre d'analyse macroéconomique. En ce domaine, l'analyse porte directement sur les agrégats et obéit à deux objectifs. Il s'agit de mesurer le degré de répercussion-prix, dans un premier temps, puis d'identifier ses déterminants. Si l'on observe qu'une dépréciation de 10% induit une augmentation du niveau général des prix de 10%, l'effet de répercussion-prix est de 100%. Les prix nationaux s'ajustent intégralement à la variation du taux de change et les prix en monnaie étrangère sont inchangés. On peut donc dire que les prix sont fixés en monnaie étrangère (dollarisation réelle) et que les prix en monnaie nationale n'en sont que le reflet. Toute variation du taux de change est extrêmement coûteuse pour un tel pays. Un régime de change plus flexible favoriserait une politique monétaire plus autonome. Or, un effet de répercussion-prix fort incite à un ancrage du taux de change, puisque l'autorité monétaire ne contrôle pas les évolutions du niveau général des prix.

Le délai avec lequel la répercussion d'une variation du taux de change sur le niveau général des prix s'établit, est également important. Si les évolutions du taux de change sont répercutées intégralement, mais par exemple pas avant 10 années, la dollarisation réelle n'est pas forte, car l'autorité monétaire conserve une certaine autonomie d'action. En effet, une politique expansionniste induisant une dépréciation du taux de change ne se traduira par une inflation supplémentaire réellement importante qu'au terme d'une très longue période. La dollarisation réelle est donc autant un phénomène lié à l'ampleur de l'ajustement, qu'à sa rapidité.

Nous présenterons, dans un premier temps, notre approche qui consiste en l'adoption d'un modèle de formation des prix, de type *mark-up*. Dans une seconde section, nous commenterons nos résultats. Enfin, nous déterminerons les déterminants des valeurs des coefficients de répercussion-prix, au travers d'une approche économétrique.

LA METHODOLOGIE ADOPTEE

Notre approche est fondée sur celle avancée par De Brouwer et Ericsson [1998], développée par Garcés-Díaz [2001], et reprise par Hausmann, Panizza et Stein [2001]. Ces auteurs retiennent l'équation de formation des prix, de type *mark-up*, suivante :

$$P = \mu W^\lambda F^\beta$$

Le niveau général des prix (P) est formé à partir des salaires (W) et des prix internationaux libellés en monnaie locale (F). Cette dernière composante est calculée à partir du produit du taux de change et d'un indice mesurant les prix internationaux. μ est le paramètre de type *mark-up*, tandis que λ et β représentent les élasticités de long terme des salaires et des prix internationaux. La somme de ces deux élasticités, si l'on fait une hypothèse d'homogénéité devrait être égale à l'unité. De même manière que Hausmann, Panizza et Stein [2001], nous sommes contraints de procéder à une simplification supplémentaire de l'analyse, en omettant la variable liée aux salaires. Nous ne disposons, en effet, pas de données mensuelles pour cette série. Or l'analyse des mécanismes de répercussion-prix

doit se faire sur la base de données mensuelles, car cette périodicité est celle qui semble la plus proche de la dynamique servant au processus de génération des données.

Afin de linéariser le modèle, nous passons à une relation en logarithmes (variables en minuscules) :

$$p = \ln(\mu) + \beta f$$

Afin de détecter la présence de racines unitaires, nous n'utilisons pas le test traditionnel de type Augmented Dickey Fuller (ADF). La présence d'hétéroscédasticité dans notre échantillon introduit un biais qui a tendance à faire diverger cette statistique de sa loi asymptotique. Comme le test Phillips-Perron (PP) permet de corriger cela, nous choisissons de l'utiliser. Or, lorsque nous l'appliquons sur les variables en niveaux, la plupart ne semblent pas stationnaires. Une régression économétrique directe entre les variables que nous avons définies serait donc fallacieuse. Elles sont cependant intégrées du même ordre, $I(1)$, puisque le test PP permet de rejeter la présence d'une racine unitaire sur les séries en différences premières. Nous reportons les résultats de ces tests dans l'annexe. A la suite de Garcés-Díaz [2001] et de Hausmann, Panizza et Stein [2001], nous procédons donc à une étude en termes de cointégration afin de représenter conjointement la formation des prix à long terme et de capturer la dynamique prévalant à court terme. L'équation retenue est proche de celle estimée par Garcés-Díaz [2001].

$$dp_t = \phi(p_{t-1} - \hat{\beta}f_{t-1} - \hat{\alpha}) + \gamma dp_{t-1} + \tau df_t + \varepsilon_t$$

Il s'agit d'un modèle à correction d'erreur, au travers duquel une dynamique de court terme peut s'établir, par le biais de l'inflation passée (dp_{t-1}) et d'une évolution des prix internationaux contemporaine (df_t). La relation de long terme, retardée, apparaît comme une force de rappel vers une valeur d'équilibre de long terme, dès lors que la valeur du coefficient attaché au mécanisme de correction d'erreur (ϕ) prend une valeur négative. Ainsi, un choc contemporain sur les prix internationaux exprimés en monnaie locale va induire une inflation immédiate au travers du terme df_t , et ultérieure au travers du mécanisme de correction d'erreur (les niveaux des prix local et international changent) et de la variable d'inflation retardée. L'effet global, de long terme, d'une modification des prix internationaux sur les prix locaux est estimé au travers du paramètre $\hat{\beta}$ de la relation de long terme. A partir des dynamiques de court terme, la convergence vers cette valeur est garantie par le signe négatif du coefficient ϕ . Elle se fera plus ou moins graduellement, au regard de la valeur des coefficients.

La répercussion immédiate d'une modification des prix internationaux sur les prix domestiques correspond au coefficient estimé τ . L'effet total, à long terme, est mesuré au travers du coefficient $\hat{\beta}$. L'estimation des degrés de répercussion-prix intermédiaires, par exemple à 12 mois, nécessite de procéder à une simulation de l'effet d'un choc sur les prix internationaux, par exemple de 10%, au cours du temps. Cette simulation est opérée pour chaque pays étudié à partir des coefficients estimés lors des régressions économétriques. On peut également mesurer, par ce biais, la rapidité avec laquelle les ajustements s'opèrent, au travers de la variable dite « durée de vie moyenne » d'un choc, qui

correspond à la réalisation de la moitié de l'ajustement de la valeur actuelle du niveau général des prix vers sa valeur de long terme.

Nous avons procédé à une estimation du degré de répercussion-prix qui prévalait durant les années quatre-vingt, quatre-vingt-dix et sur la période récente. On peut donner un exemple de la procédure employée, au travers de l'étude du cas du Mexique entre 1990 et 1999. Dans un premier temps, nous estimons la relation de long terme prévalant entre les prix internationaux et les prix domestiques :

$$p_{mex,t} = -2,231571 + 0,973949 f_{mex,t}$$

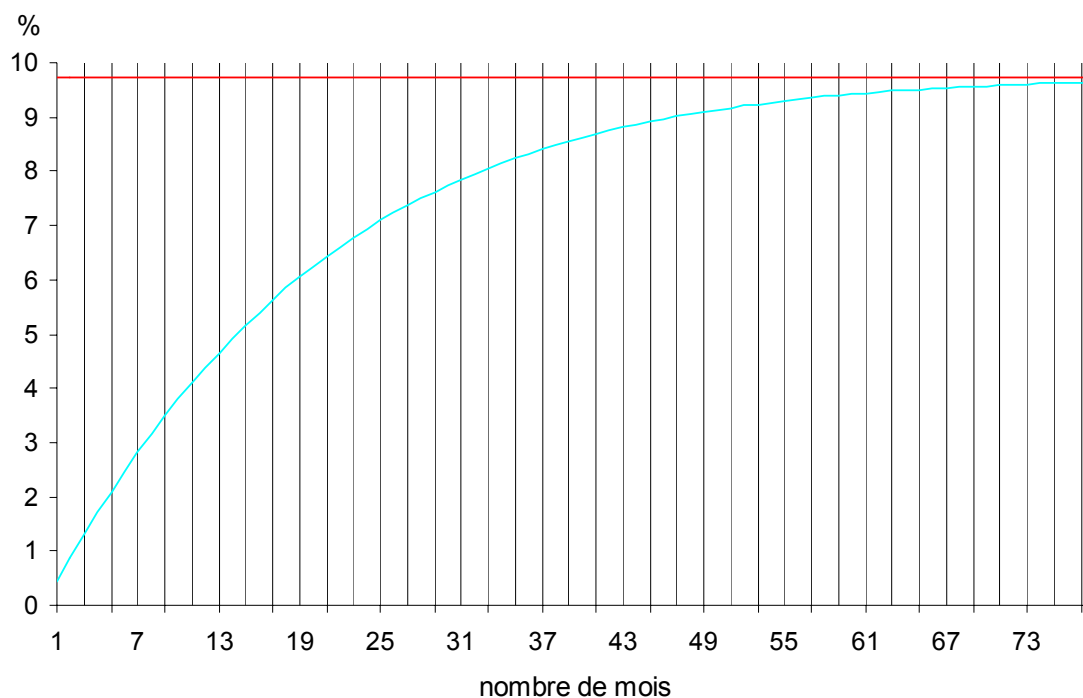
Ce résultat nous permet de paramétrer le modèle à correction d'erreur du Mexique et d'opérer son estimation :

$$d p_{mex,t} = -0,003724(p_{mex,t-1} + 2,231571 - 0,973949 f_{mex,t-1}) + 0,885462 d p_{mex,t-1} + 0,045383 d f_{mex,t}$$

Le degré de répercussion-prix immédiat est de près de 4,5%. Un accroissement des prix internationaux mesurés en monnaie locale de l'ordre de 10% induit une inflation de 0,45%. Cet accroissement peut très bien résulter d'une seule variation du taux de change, alors que les prix internationaux en monnaie étrangère restent inchangés. En tout état de cause, il s'agit d'un effet immédiat et direct. On suppose, par la suite, qu'il n'y avait pas d'inflation initiale et que, avant le choc sur les prix internationaux, on était à l'équilibre de long terme.

La hausse des prix lors du second mois (en t+1) est liée à l'inflation retardée et au jeu de la relation de long terme, car les prix nationaux et internationaux ont évolué en t. La hausse des prix sur deux mois (entre t-1 et t+1) équivaut donc à l'effet direct et immédiat (en t), aux conséquences en t+1 de l'inflation survenue en t, ainsi qu'à la force de rappel exercée en t+1 par les évolutions constatées en t. L'inflation est de 0,9%. L'ajustement se poursuit au cours des mois suivants et au terme des 12 premiers mois, l'inflation cumulée est d'environ 4,4%, ce qui équivaut à un degré de répercussion-prix de 0,44. Au terme d'une période de 347 mois, ce degré atteint sa valeur de long terme, c'est-à-dire 0,973949. La modification des prix internationaux s'est intégralement répercutée sur les prix domestiques. La répercussion est quasiment totale bien avant ce délai, comme le montre la figure 1, où la droite horizontale correspond à l'effet de long terme et la courbe équivaut à l'effet accumulé au bout de x mois. La « durée de vie moyenne » du choc, c'est-à-dire le délai au terme duquel le degré de répercussion-prix atteint la moitié de sa valeur de long terme, est de 14 mois.

Figure 1 : Impact d'un ajustement des prix internationaux sur les prix domestiques mexicains



LA DIMINUTION DU PHENOMENE DE DOLLARISATION REELLE

Une même procédure a été utilisée pour estimer l'ampleur et la dynamique des effets de répercussion-prix sur un échantillon de pays latino-américains, asiatiques et certains pays industriels développés, afin d'obtenir une traduction relativement concrète du phénomène de dollarisation réelle. Nos données proviennent des Statistiques Financières Internationales du FMI.

Nous avons, dans un premier lieu, procédé à l'estimation des degrés de répercussion-prix, lors des années quatre-vingt, pour les pays pour lesquels nous disposons des données nécessaires pour mener l'analyse. La période d'intérêt va de 1980 à 1989, sauf pour les pays dont le régime inflationniste qui a prévalu à cette époque, s'est prolongé un peu après. Ceci a justifié l'utilisation de périodes légèrement différentes pour l'Argentine, le Brésil, le Pérou et l'Uruguay. En effet, l'Argentine s'est trouvée dans un régime de forte inflation, voire d'hyperinflation, jusqu'en 1991, le Brésil jusqu'en 1994, le Pérou jusqu'en 1993 et l'Uruguay jusqu'en 1991.

Tableau 1 : Estimation du degré de répercussion-prix (1980-1989)¹

	12 mois	Long Terme	Durée de vie moyenne (en mois)
Afrique du Sud	0,36	0,90	16
Allemagne	0,01	-0,06	58
Argentine (1980-1991)	0,98	1,00	2
Brésil (1980-1993)	1,06	1,03	2
Canada	0,00	0,27	52
Chili	0,52	0,73	6
Colombie	0,57	0,78	8
Corée du Sud	0,31	1,00	21
Haiti	-0,06	-0,19	29
Inde	0,35	0,89	17
Indonésie	0,25	0,51	14
Israël	1,05	1,06	1
Japon	-0,08	-0,18	14
Malaisie	0,07	0,15	13
Maroc	0,32	0,78	16
Mexique	0,61	0,97	9
Pakistan	0,27	0,61	14
Paraguay	0,22	0,69	22
Pérou (1980-1993m2)	0,93	1,10	2
Philippines	0,75	0,95	7
Royaume-Uni	0,05	0,82	53
Singapour	-0,10	-0,27	21
Thaïlande	0,16	0,49	20
Turquie	0,87	0,99	3
Uruguay (1980-1991)	0,67	0,98	9
USA	0,21	0,53	16
Venezuela	0,46	0,68	6

Nous avons inclus de nombreux pays latino-américains et, afin d'établir une base de comparaison, des pays appartenant à d'autres zones géographiques, ainsi que des pays industriels développés. Les résultats, pour ces derniers, démontrent un lien très faible entre le taux de change et les prix, puisque le coefficient estimé de la relation de long terme est assez souvent négatif². Dans les pays qui ont connu une inflation très forte dans la décennie, comme l'Argentine, la Bolivie, le

¹ La Bolivie, l'Égypte et la République Dominicaine sont exclues de l'analyse car, pour ces pays, le mécanisme à correction d'erreur est non convergent. Ceci signifie que le coefficient ϕ estimé (attaché à la relation de long terme) est positif. Dans ce cadre, le coefficient de répercussion-prix ne converge pas vers sa valeur de long terme. C'est un problème statistique qui empêche toute simulation de la dynamique de convergence.

² Concernant Haïti, les résultats sont liés à une rigidité importante du taux de change sur la première partie de la période.

Brésil, Israël, le Mexique, le Pérou et l'Uruguay, le degré de répercussion prix à long terme est proche de l'unité. La caractéristique principale de ces pays est encore davantage la rapidité de cet ajustement inflationniste, puisque la durée de vie moyenne d'un choc apparaît extrêmement courte, tandis que le coefficient de répercussion-prix à 12 mois est proche de l'unité en Argentine, au Brésil, en Israël et au Pérou. Le Brésil connaît même une surréaction à court terme, puisque la valeur du coefficient à 12 mois dépasse celle de la relation de long terme. En tout état de cause, on peut dire que ces pays connaissent une dollarisation réelle intégrale. Si l'on compare ces résultats avec ceux de pays asiatiques comme la Corée du Sud ou l'Inde, on s'aperçoit que les dynamiques à long terme sont proches, mais que l'ajustement est beaucoup plus lent, avec des durées de vie moyennes et des coefficients de répercussion-prix à 12 mois d'une ampleur beaucoup plus faible.

L'analyse sur les années quatre-vingt-dix aboutit à des résultats différents. Cette période a été marquée par l'adoption de plans de stabilisation par le change dans de nombreux pays, notamment latino-américains, afin de mettre fin à la période d'inflation antérieure. L'Argentine a adopté une caisse d'émission en 1991 au travers du plan de convertibilité, d'autres pays ont choisi des régimes de parités glissantes. Les évolutions pouvaient être préprogrammées (*crawling peg*) ou discrétionnaires (régimes de change fixes mais ajustables). On peut citer, par exemple, les cas du Mexique, en 1988, du Pérou, à partir de 1994, ou du Brésil, en 1994-1995, qui ont opéré des réformes profondes dans le mode de gestion du change et de la politique monétaire afin de mettre fin à l'inflation connue précédemment.

La période d'analyse utilisée est 1990-2001. Nous choisissons décembre 2001 comme date de fin, car il apparaît qu'elle constitue à la fois une rupture majeure pour trois pays, l'Argentine, la Turquie et l'Uruguay. Il s'agit également de la fin des crises qui ont vu la quasi-totalité des pays ayant adopté des engagements de change rigides *de jure*, les abandonner au terme, le plus souvent, d'*arrêts brutaux* des flux de capitaux. Pour certains pays, la période d'analyse est légèrement différente. Concernant l'Argentine, le Pérou, l'Uruguay et le Brésil, le début de période est retardé afin de le faire coïncider avec le début d'un régime de faible inflation. Pour la Chine, il s'agit d'un problème de disponibilité de données. Pour l'Equateur, la dollarisation totale en 2000, et pour l'Allemagne, l'adoption de l'Euro en 1999, sont des changements institutionnels majeurs qui conditionnent une modification de la date de fin d'analyse.

Premièrement, si l'on compare ces résultats avec les précédents, nous pouvons remarquer que les pays qui ont adopté un régime de change fixe, telle la caisse d'émission argentine, connaissent un degré de répercussion-prix à la fois plus faible et plus rapide. Ceci traduit l'absence de flexibilité du taux de change. L'inflation résiduelle trouve plus probablement sa source dans une dynamique interne, que nous ne pouvons pas mesurer puisque nous ne disposons pas de données mensuelles sur les salaires. Cependant, on peut remarquer que la disparition de la dollarisation réelle se fait au prix d'un renoncement total à toute politique monétaire. Bien que le degré de répercussion-prix soit faible, la dollarisation réelle peut être qualifiée de conséquente pour cette raison, puisque la politique monétaire est volontairement « importée ». Dans ce contexte, la valeur du coefficient de répercussion-prix perd de son importance. Seule la durée de vie moyenne conserve une signification, car on peut la considérer comme un

indicateur avancé d'un possible accroissement du degré de répercussion-prix après un éventuel abandon du régime de change fixe.

Tableau 2 : Estimation du degré de répercussion-prix (1990-2001)³

	12 mois	Long Terme	Durée de vie moyenne (en mois)
Afrique du Sud	0,26	0,81	22
Allemagne (1990-1998)	0,06	0,29	40
Argentine (1992-2001)	0,05	0,09	10
Bolivie	0,36	1,27	24
Brésil (1995-2005)	0,30	0,50	11
Canada	0,03	0,21	46
Chili	0,56	1,67	23
Chine (1994-2001)	0,04	0,49	51
Colombie	0,40	1,48	24
Corée du Sud	0,28	0,76	22
Costa Rica	0,52	1,34	17
Egypte	0,18	0,68	33
Equateur (1990-1999)	0,73	1,15	4
Haiti	0,31	1,23	42
Inde	0,30	1,01	24
Indonésie	0,47	0,70	8
Israël	0,55	1,32	16
Japon	-0,05	-0,12	15
Malaisie	0,10	0,66	63
Maroc	0,18	0,78	33
Mexique	0,41	1,10	18
Pakistan	0,48	1,01	13
Paraguay	0,68	1,24	11
Pérou (1994-2001)	0,40	1,34	19
Philippines	0,28	1,17	31
Rép Dominicaine	0,57	1,44	22
Royaume-Uni	0,03	-0,01	145
Singapour	-0,10	-0,49	39
Thaïlande	0,19	0,74	29
Turquie	0,91	1,03	3
Uruguay (1992-2001)	0,93	1,32	7
USA	0,12	0,43	33

Pour ce qui est d'autres pays précédemment inflationnistes, le Brésil, Israël, le Mexique et le Pérou, la situation s'améliore. La stabilisation s'opère par le biais d'une diminution du coefficient de répercussion-prix à 12 mois, qui traduit un allongement du délai de réaction à un choc sur le taux de change. Ceci se vérifie très bien, également, si l'on considère l'indicateur de durée de vie moyenne. Le fait que la « viscosité » de l'ajustement s'accroisse donne donc des marges de manœuvre monétaires à l'ensemble de ces pays.

³ Le Venezuela est exclu pour la même raison que plus haut. Le mécanisme à correction d'erreur est non convergent.

Concernant d'autres pays, comme l'Equateur, la Turquie ou l'Uruguay, les années quatre-vingt-dix restent instables, marquées par des déséquilibres forts et une dollarisation réelle quasi intégrale. A la vue de ces résultats, le choix fait par l'Equateur de la dollarisation totale semble logique, du fait de son incapacité à maintenir une stabilité du taux de change suffisante pour permettre une décrue du degré de répercussion-prix.

Pour les autres pays latino-américains, ayant connu des périodes d'inflation forte plus anciennes, par exemple la Colombie et le Chili, une tendance à la diminution du degré de répercussion-prix est observée. Les ajustements sont également plus lents, comme en témoignent les évolutions concernant les durées de vie moyennes. Cependant, une certaine inertie inflationniste subsiste. Ceci se remarque en comparant ces pays avec les pays asiatiques, comme la Corée du Sud, les Philippines ou la Thaïlande, dont la situation s'améliore bien plus vite et qui n'ont pas connu d'inflation excessive par le passé.

Globalement, la dollarisation réelle décroît. L'autonomie de la politique monétaire, c'est-à-dire sa faculté à contrôler le niveau des prix domestiques, s'améliore. Cependant, les degrés de répercussion-prix restent suffisants pour qu'une dépréciation brutale induise une inflation forte. La politique monétaire est donc contrainte, ce qui peut justifier la « crainte du flottement » (*fear of floating*), c'est-à-dire la pratique, *de facto*, d'une flexibilité plus restreinte que celle annoncée, *de jure*. L'importance de ce type de phénomène a été documentée notamment par Levy-Yeyati et Sturzenegger [2005] et par Reinhart et Rogoff [2004] dans la construction de leurs typologies des régimes de change adoptés *de facto*.

Nous vérifions également ici, par le biais d'analyses comparatives sur différentes périodes, la non linéarité de la relation entre taux de change et prix. Les travaux de Taylor [2000] ou de Choudri et Hakura [2001] trouvent ici leur traduction. Le régime inflationniste apparaît comme un déterminant important du degré de répercussion-prix. Un changement de régime induit une modification rapide des niveaux de dollarisation réelle.

Nous pouvons compléter l'analyse précédente par une estimation des coefficients de répercussion-prix prévalant sur la période récente, c'est-à-dire 1998-2005. Le choix de ces dates est uniquement lié à une contrainte économétrique, l'analyse de relations de cointégration nécessite en effet un nombre de données supérieur à 80 pour chaque pays, notamment pour procéder aux tests de racines unitaires. L'Argentine est exclue de l'échantillon, car la caisse d'émission prévaut encore sur la moitié de la période, l'Allemagne, en raison du passage à l'Euro, et l'Equateur, du fait de la dollarisation totale.

Nous retrouvons les résultats rencontrés dans la littérature, mettant en avant un mouvement de décrue récente du degré de répercussion-prix, notamment dans les pays émergents ou en voie de développement, en raison notamment d'un changement de régime lié à la désinflation observée dans ces pays au cours des années quatre-vingt-dix⁴.

⁴ Nous fournirons une justification, un peu plus loin.

Tableau 3 : Estimation du degré de répercussion-prix (1998-2005)

	12 mois	Long Terme	Durée de vie moyenne (en mois)
Afrique du Sud	0,19	0,45	17
Bolivie	0,21	0,27	5
Brésil	0,27	0,43	10
Canada	0,10	0,38	41
Chili	0,27	0,33	5
Chine	0,12	0,14	5
Colombie	0,54	0,55	7
Corée du Sud	0,11	0,16	2
Costa Rica	0,48	0,76	8
Egypte	0,20	0,27	6
Haiti	0,59	0,77	7
Inde	0,53	0,70	7
Indonésie	0,18	0,70	144
Israël	0,26	0,29	2
Japon	-0,03	-0,04	1
Malaisie	0,07	0,16	14
Maroc	0,08	0,16	14
Mexique	0,23	0,54	16
Pakistan	0,40	0,58	8
Paraguay	0,45	0,47	3
Pérou	0,28	0,39	7
Philippines	0,22	0,37	10
Rép Dominicaine	0,53	0,67	3
Royaume-Uni	0,08	0,46	55
Singapour	0,06	0,13	16
Thaïlande	0,16	0,21	5
Turquie	0,94	1,05	6
Uruguay	0,35	0,42	3
USA	0,23	0,51	16
Venezuela	0,44	0,69	9

La Turquie est le seul pays de notre échantillon à connaître encore une dollarisation réelle intégrale. Son environnement inflationniste n'a pas changé. Les caractéristiques des pays émergents asiatiques tendent à se rapprocher de celles des pays industriels développés, tandis que les pays latino-américains deviennent de plus en plus autonomes du point de vue de la politique monétaire, puisque les niveaux de répercussion-prix à 12 mois ou à long terme deviennent beaucoup plus faibles. C'est le cas dans des pays qui ont expérimenté de forts taux d'inflation dans les années quatre-vingt ou au début des années quatre-vingt-dix, comme la Bolivie, le Brésil, Israël, le Mexique, le Pérou, l'Uruguay et le Venezuela. La dollarisation réelle, dans un régime de faible inflation comme celui qui prévaut à l'heure actuelle, est donc faible. La rapidité des ajustements reste toutefois forte, comme le montre l'indicateur de durée de vie moyenne pour la plupart de ces pays. Ceci tend à justifier une attitude prudente et une restriction

volontaire de souveraineté, au travers d'une politique monétaire contrainte par les évolutions du taux de change, telle que celle qu'adopte ouvertement le Pérou⁵.

LES DETERMINANTS DE L'EFFET DE REPERCUSSION-PRIX

Nous avons, également, cherché à expliquer les différences entre les performances relatives des différents pays par d'autres variables, sur la période allant de 1990 à 2001. En raison des méthodes d'estimation existantes, il est délicat d'obtenir des séries temporelles correspondant à l'évolution dans le temps de la variable de répercussion-prix. Les variables explicatives que nous utilisons ne peuvent donc pas non plus être considérées de cette manière. Des variables d'intérêt, comme l'écart du PIB vis-à-vis du PIB potentiel et le mésalignement du change réel ne peuvent donc pas être incluses. Le régime de change ne peut pas l'être, non plus, puisqu'il change sur la période. Parmi les variables que nous retenons, certaines pourront donc être considérées en moyenne sur la période étudiée, d'autres en moyenne sur la période précédente, et d'autres en niveau au début de la période d'intérêt.

Une éventuelle hétéroscédasticité est systématiquement prise en compte par le biais de l'utilisation de la méthode de White. Nous reproduisons, dans le tableau 4, les résultats d'estimation pour lesquels des résultats satisfaisants ont été obtenus, indiquant une absence de multicolinéarité. Une première régression économétrique permet d'expliquer le degré de répercussion-prix à 12 mois (PT9) par l'inflation annuelle moyenne sur la période d'intérêt (ADP), ainsi que par la valeur du coefficient de répercussion-prix à 12 mois durant les années quatre-vingt (PT8). Ces variables sont significatives et ont le signe attendu. Davantage d'inflation, en moyenne, induit un degré de répercussion-prix contemporain supérieur. Nous vérifions en cela des résultats déjà mis en avant par Choudri et Hakura [2001]. Un degré de répercussion-prix passé plus fort aggrave également la situation, bien que de manière moins significative.

Dans une deuxième régression, nous remplaçons cette variable par celle ayant trait au coefficient de répercussion-prix passé de long terme (PT8LT). Cette variable a le signe attendu et apparaît nettement significative. Ceci induirait donc un lien fort entre la dollarisation réelle actuelle à court terme et la dollarisation réelle passée à long terme. Ainsi, un pays parviendrait plus facilement à faire diminuer le lien à 12 mois entre taux de change et prix, si ce lien était précédemment relativement faible à long terme. Ce résultat est d'autant plus remarquable que notre régression inclut l'Argentine, pays pour lequel cela n'est pas du tout vérifié, en raison du régime de caisse d'émission.

⁵ Voir Armas et Webb [2002]

Tableau 4 : Les déterminants du phénomène de répercussion-prix

Variable dépendante : répercussion-prix à 12 mois (1990-2001)							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
ADP	1,629855*** (0,478036)	1,666632*** (0,420117)	1,669562*** (0,30436)	1,476461*** (0,287211)			
SDP					4,474725*** (0,691341)		
PT8	0,214334* (0,111988)						
PT8LT		0,205710*** (0,052096)			0,192020*** (0,053255)	0,211631** (0,085857)	
OS3			0,221917*** (0,059321)				
SDE						0,314306*** (0,061164)	0,370869*** (0,087728)
G				-0,0000129*** (0,00000423)		-0,0000116** (0,00000432)	-0,0000171*** (0,00000449)
R				-0,052098*** (0,018070)			-0,068965*** (0,023102)
Constante	0,071176 (0,044779)	0,019578 (0,035796)	-0,03897 (0,038618)	0,278352*** (0,05998)	-0,034101 (0,033266)	0,141715* (0,072677)	0,349549*** (0,070589)
Observations	25	25	30	23	25	25	23
R ²	0,67	0,7	0,72	0,72	0,67	0,61	0,61

Déviations standards entre parenthèses

*** significatif à 1%, ** significatif à 5%, * significatif à 10%

Dans la troisième régression, nous vérifions qu'un indicateur de *péché originel* (OS3) est significatif et permet d'expliquer le degré de répercussion-prix. Cependant, cet indicateur semble corrélé avec le degré de répercussion-prix passé, raison pour laquelle cette dernière variable est exclue de la régression. Le fait de ne pas pouvoir utiliser sa monnaie pour emprunter sur le plan externe contribue donc à renforcer le lien entre dépréciation et inflation. Ceci signifie qu'un pays qui ne connaîtrait plus qu'une inflation très faible, comme par exemple à l'heure actuelle le Pérou, conserverait un degré de répercussion-prix résiduel de l'ordre de 0,22 du fait d'un *péché originel* total. Cette valeur est proche des estimations plus élaborées effectuées sur le cas du Pérou, notamment par Morón et Lama [2005].

Au travers d'une quatrième régression, nous vérifions bien que le développement, mesuré par le PIB par habitant moyen (G), et un indicateur de restrictions (R) permettent de réduire le degré de répercussion-prix. L'indicateur de restrictions est construit par Levy-Yeyati [2006] à partir de variables mesurées par le FMI dans son rapport *Annual Report on Exchange Arrangements and Exchange Restrictions* (AREAER). Levy-Yeyati mesure par le biais de la sommation de différentes variables muettes le degré de sévérité de la législation sur la détention de dépôts en monnaie étrangère. L'indice prend des valeurs discrètes de 0 à 5, à mesure que les restrictions s'accroissent. Si l'effet lié au revenu par tête est faible, celui qui concerne la présence de restrictions est plus conséquent, indiquant que les pays émergents qui ont adopté une législation financière relativement plus sévère semblent avoir fait le bon choix. La libre détention de dépôts en monnaie étrangère comporte le risque d'aggraver la dollarisation réelle. Ce résultat est important, puisque l'utilisation d'autres variables ne nous permet pas d'obtenir des résultats significatifs. Par exemple, un indicateur permettant une prise en compte plus complète des différents aspects de l'ouverture financière tel que l'indice KAOPEN de Chinn et Ito [2006] n'explique pas le degré de répercussion-prix. D'autre part, si nous utilisons un ratio mesurant la proportion de dépôts bancaires en monnaie étrangère, celui-ci n'est pas non plus significatif. Nous en concluons donc que l'ouverture financière ou l'ampleur de la dollarisation financière n'ont pas de lien significatif avec le degré de répercussion-prix. Par contre le fait de pouvoir détenir des dépôts en monnaie étrangère, sans restrictions, induit une indexation plus forte quel que soit le niveau de dollarisation des dépôts effectivement observé.

La cinquième régression nous permet d'apprécier le rôle significatif de la volatilité de l'inflation à 12 mois, mesurée par l'écart-type (SDP) sur la période d'intérêt, sur le degré de répercussion-prix. Dans les équations (6) et (7), nous intégrons une variable d'écart-type des évolutions du taux de change (SDE) afin de prendre en compte sa volatilité. Celle-ci semble aggraver le phénomène de répercussion-prix.

Les équations de régression que nous avons construites ne peuvent pas être améliorées afin de fournir une information plus complète sur la variable d'intérêt, car nous nous heurtons à des problèmes de multicolinéarité dès que nous incluons des variables explicatives corrélées. Dans ce contexte, le meilleur modèle au regard des critères d'information d'Akaike et de Schwartz est le troisième modèle, c'est-à-dire celui au travers duquel nous montrons le lien qui existe entre *péché originel* et degré de répercussion-prix. La significativité de cette relation peut être liée à l'existence de variables omises, cependant les variables que nous pourrions ajouter sont corrélées, soit avec la variable d'inflation moyenne, soit avec le *péché*

originel. De ce fait, nous ne pouvons pas aller plus loin dans l'analyse de l'importance relative des différents déterminants du degré de répercussion-prix.

En résumé, il semble donc exister un lien important entre le degré de dollarisation réelle et l'inflation contemporaine, soulignant ainsi l'importance de ce que l'on peut qualifier d'environnement inflationniste. La libéralisation de la détention d'actifs en monnaie étrangère semble être de nature à aggraver le phénomène de dollarisation réelle. Quand on prend en compte une variable mesurant l'exposition au *péché originel*, un phénomène de persistance dans les degrés de dollarisation réelle apparaît.

CONCLUSION

La dollarisation réelle est un phénomène qui interdit toute maîtrise des évolutions du niveau général des prix par l'autorité monétaire. Si elle est totale, les prix domestiques évoluent au même rythme que les prix externes. Or, les évolutions de ces derniers sont essentiellement causées par la variation du taux de change nominal. Ceci justifie le qualificatif de dollarisation, qui concerne ici les prix. Cependant, le phénomène de dollarisation réelle pourrait ne pas réellement porter à conséquences si les prix externes étaient stables. Or, ils ne le sont pas dès lors que le taux de change fluctue trop fortement. La dollarisation réelle est donc d'autant plus dangereuse qu'elle s'accompagne d'une inflation élevée.

Nous étudions ce phénomène par le biais de l'utilisation d'un modèle de formation des prix nous permet de décrire la dynamique de la répercussion d'une évolution des prix internationaux sur les prix domestiques. De nos résultats découle une évolution claire en faveur d'une décrue de la transmission des premiers aux seconds. La situation, de laquelle partaient les pays latino-américains dans les années quatre-vingt, était marquée par un environnement inflationniste important, dans le contexte d'une incapacité fréquente à défendre la parité de change prédéfinie. L'adoption de plans de stabilisation, dans les années quatre-vingt-dix, a permis de réduire la répercussion des évolutions des prix internationaux sur les prix domestiques. Ce mouvement s'est même accentué après l'abandon des régimes de change fixes ou intermédiaires par la quasi-totalité des pays latino-américains dans les années quatre-vingt-dix. Sur la période récente, comprise entre 1998 et 2005, nous avons montré que la situation s'est désormais rapprochée de celle des pays développés. La dollarisation réelle est donc un phénomène qui appartient au passé, sauf pour l'Equateur qui le connaissait encore avant la dollarisation totale.

REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES

ARMAS A., WEBB R. [2002], “Monetary Policy in a Highly Dollarized Economy: The Case of Peru”, Conférence du FMI “Challenges to Central Banking from Globalized Financial Systems”, mimeo

CAZALS M. [1991], “Répercussion des modifications de change et ajustement du solde commercial”, Thèse pour le Doctorat d’Etat en Sciences Economiques, Bordeaux.

CHOUDRI E., HAKURA D. [2001], “Exchange Rate Pass-Through to Domestic Prices: Does the Inflationary Environment Matter?”, Document de travail n° 01/194, FMI.

DE BROUWER G., ERICSSON N. R. [1998], “Modelling Inflation in Australia”, *Journal of Business & Economic Statistics*, 16, p. 433-449.

GARCES-DIAZ D. [2001], “Determinación del nivel de precios y la dinámica inflacionaria en México”, *Cemla, Monetaria*, 24, p. 241-270.

GOLDBERG P., KNETTER M. [1997], “Goods Prices and Exchange Rates: What Have We Learned?”, *Journal of Economic Literature*, 35, p. 1243-1272.

HAUSMANN R., PANIZZA U., STEIN E. [2001], “Why do countries float the way they float?”, *Journal of Development Economics*, 66, p. 387-414.

LEVY-YEYATI E. [2006], “Financial dollarization: evaluating the consequences”, *Economic Policy*, 21, p. 61-118.

LEVY-YEYATI E., STURZENEGGER F. [2005], “Classifying Exchange Rate Regimes: Deeds vs. Words”, *European Economic Review*, 49, p. 1603-1635.

MENNON J. [1995], “Exchange Rate Pass-Through”, *Journal of Economic Surveys*, 9, p.197-231.

MORON E., LAMA R. [2005], “El Traspaso del Tipo de Cambio a Precios en la Economía Peruana: ¿Talón de Aquiles del Esquema de Metas de Inflación?”, mimeo.

REINHART C., ROGOFF K. [2004], “The Modern History of Exchange Rate Arrangements: a Reinterpretation”, *The Quarterly Journal of Economics*, CXIX, p. 1-48.

TAYLOR J. [2000], “Low Inflation, Pass-Through, and the Pricing Power of Firms”, mimeo.

Annexe : Estimation de la dynamique de répercussion-prix des dépréciations de change. Tests Phillips-Perron sur les variables d'intérêt

Dans les tableaux ci-dessous, nous reproduisons les résultats du test Phillips-Perron, concernant les différences premières des prix domestiques (*dp*) et des prix internationaux libellés en monnaie locale (*df*). Chaque tableau comprend les pays intégrés dans l'échantillon correspondant à chaque sous-période considérée. Les données que l'on peut lire concernent les probabilités de rejeter l'hypothèse H_0 (de présence d'une racine unitaire) à tort. On s'aperçoit que l'on peut raisonnablement conclure à l'absence de racines unitaires sur les séries considérées. Les seuls cas limites concerneraient le Brésil (1^{ère} période) et l'Uruguay (2^{ème} période).

Tableau A1.1 : Test Phillips-Perron sur les variables de prix (1980-1989)

	<i>dp</i>	<i>df</i>
Afrique du Sud	0.0000	0.0000
Allemagne	0.0000	0.0000
Argentine (1980-1991)	0.0001	0.0000
Bolivie	0.0006	0.0000
Brésil (1980-1993)	0.0550	0.0091
Canada	0.0000	0.0000
Chili	0.0000	0.0000
Colombie	0.0002	0.0000
Corée du Sud	0.0000	0.0000
Egypte	0.0000	0.0000
Haiti	0.0000	0.0000
Inde	0.0000	0.0000
Indonésie	0.0000	0.0000
Israël	0.0008	0.0000
Japon	0.0000	0.0000
Malaisie	0.0000	0.0000
Maroc	0.0000	0.0000
Mexique	0.0141	0.0000
Pakistan	0.0000	0.0000
Paraguay	0.0000	0.0000
Pérou (1980-1993m2)	0.0000	0.0000
Philippines	0.0001	0.0000
Rép Dominicaine	0.0000	0.0000
Royaume-Uni	0.0000	0.0000
Singapour	0.0000	0.0000
Thaïlande	0.0000	0.0000
Turquie	0.0000	0.0000
Uruguay (1980-1991)	0.0000	0.0000
USA	0.0000	0.0000
Venezuela	0.0000	0.0000

Tableau A1.2 : Test Phillips-Perron sur les variables de prix (1990-2001)

	<i>dp</i>	<i>df</i>
Afrique du Sud	0.0000	0.0000
Allemagne (1990-1998)	0.0000	0.0000
Argentine (1992-2001)	0.0000	0.0000
Bolivie	0.0000	0.0000
Brésil (1995-2005)	0.0001	0.0000
Canada	0.0000	0.0000
Chili	0.0000	0.0000
Chine (1994-2001)	0.0000	0.0000
Colombie	0.0004	0.0000
Corée du Sud	0.0000	0.0000
Costa Rica	0.0000	0.0000
Egypte	0.0000	0.0000
Equateur (1990-1999)	0.0000	0.0000
Haiti	0.0000	0.0000
Inde	0.0000	0.0000
Indonésie	0.0001	0.0000
Israël	0.0000	0.0000
Japon	0.0000	0.0000
Malaisie	0.0000	0.0000
Maroc	0.0000	0.0000
Mexique	0.0036	0.0000
Pakistan	0.0000	0.0000
Paraguay	0.0000	0.0000
Pérou (1994-2001)	0.0000	0.0000
Philippines	0.0000	0.0000
Rép Dominicaine	0.0001	0.0000
Royaume-Uni	0.0000	0.0000
Singapour	0.0000	0.0000
Thaïlande	0.0000	0.0000
Turquie	0.0000	0.0000
Uruguay (1992-2001)	0.0404	0.0000
USA	0.0000	0.0000
Venezuela	0.0091	0.0000

Tableau A1.3 : Test Phillips-Perron sur les variables de prix (1998-2005)

	<i>dp</i>	<i>df</i>
Afrique du Sud	0.0000	0.0000
Bolivie	0.0000	0.0000
Brésil	0.0002	0.0000
Canada	0.0000	0.0000
Chili	0.0001	0.0000
Chine	0.0000	0.0000
Colombie	0.0081	0.0000
Corée du Sud	0.0000	0.0000
Costa Rica	0.0000	0.0000
Egypte	0.0000	0.0000
Haiti	0.0000	0.0000
Inde	0.0000	0.0000
Indonésie	0.0063	0.0000
Israël	0.0000	0.0000
Japon	0.0000	0.0000
Malaisie	0.0000	0.0000
Maroc	0.0000	0.0000
Mexique	0.0050	0.0000
Pakistan	0.0000	0.0000
Paraguay	0.0000	0.0000
Pérou	0.0000	0.0000
Philippines	0.0000	0.0000
Rép Dominicaine	0.0003	0.0000
Royaume-Uni	0.0000	0.0001
Singapour	0.0001	0.0000
Thaïlande	0.0000	0.0000
Turquie	0.0075	0.0000
Uruguay	0.0014	0.0000
USA	0.0000	0.0000
Venezuela	0.0000	0.0000