

VIRGINIE COUDERT¹

COMMENT DÉFINIR UN TAUX DE CHANGE D'ÉQUILIBRE POUR LES PAYS ÉMERGENTS ?

RÉSUMÉ. Il existe plusieurs méthodes pour apprécier si un taux de change est à son « bon niveau ». La parité de pouvoir d'achat (PPA), en niveau et en évolution, constitue une référence souvent utilisée. Mais elle n'est guère appropriée à l'étude des pays émergents, qui ont des niveaux de prix beaucoup plus faibles que les pays développés. Il est souhaitable de corriger la norme de PPA par l'effet dit « Balassa », qui tient compte des différences de productivité entre les secteurs. Cet effet explique le plus faible niveau de prix dans les pays développés et considère normale une certaine appréciation du taux de change réel au cours du processus de développement. Enfin, d'autres normes peuvent être fournies par des taux de change dits d'équilibre, calculés de différentes manières et définis généralement comme les taux de change qui prévaudraient lorsque les équilibres internes et externes seraient atteints.

L'article propose un modèle théorique simple de taux de change réel d'équilibre pour les pays émergents. Deux effets sont retenus. Premièrement, le taux de change réel est corrigé d'un effet dit « Balassa » qui tient compte des différences de productivité entre les secteurs abrité et exposé.

Cet effet est souvent lié aux différences de niveau de vie mais ne s'y réduit pas. Deuxièmement, le taux de change réel est supposé s'adapter pour assurer la soutenabilité de la dette extérieure qui est définie par la stabilisation en pourcentage du PIB.

Le modèle est estimé sur données de panel avec un échantillon de seize pays émergents d'Asie et d'Amérique latine. Plusieurs formulations sont testées. Les taux de change réels sont pris en niveau ou en évolution. L'effet Balassa est représenté par les prix relatifs entre les deux secteurs ou par des écarts de niveaux de vie. Les résultats montrent que le modèle avec les taux de change en évolution et les prix relatifs est le mieux adapté.

Ce modèle est utilisé pour fournir des estimations des taux de change d'équilibre. Ces estimations sont ensuite comparées aux valeurs observées, ce qui permet de repérer les phases de sur- ou sous-évaluations des monnaies. L'analyse des résultats par pays montre que la plupart des crises récentes ont été précédées par une période de surévaluation du taux de change.

Classification JEL : F31, O53, O54.

1. VIRGINIE COUDERT est conseiller scientifique à la Banque de France (e-mail : vcoudert@banque-France.fr).

L'auteur remercie Michel Aglietta, Camille Baulant, Agnès Bénassy-Quéré, Eric Girardin pour leurs remarques sur une version antérieure de cet article et reste naturellement seule responsable des erreurs qui pourraient subsister.

Les opinions exprimées ici sont celles de l'auteur et ne correspondent pas nécessairement à celles de la Banque de France.

À l'heure de l'avènement de l'euro et des discussions sur la nouvelle architecture du système monétaire international, des voix s'élèvent pour préconiser davantage de stabilité dans les taux de change. Les fluctuations des monnaies sont souvent jugées excessives, mais stabiliser les parités autour d'un niveau de référence suppose de connaître leur niveau d'équilibre. Cette question revêt une importance particulière pour les pays émergents qui choisissent un régime de change. La crise asiatique et celles qui l'ont suivie ont montré l'intérêt de pouvoir mesurer les surévaluations éventuelles des monnaies avant que les attaques spéculatives ne se produisent.

Longtemps, le pessimisme a prévalu parmi les économistes quant à la possibilité d'expliquer les variations de change. Au début des années quatre-vingt, la marche aléatoire semblait dominer tous les modèles existants (Meese & Rogoff, 1983). Depuis quelques années, on assiste au contraire à un certain retour aux déterminants fondamentaux des taux de change. Une partie de la littérature s'est en effet concentrée sur les taux de change dits d'équilibre. Williamson (1984) fait figure de pionnier en la matière. Ses taux de change d'équilibre sont supposés placer la balance courante sur une cible désirée, lorsque l'économie est à son équilibre interne. D'autres travaux ont ensuite élargi cette définition normative (Stein, 1996 ; MacDonald, 1996). Le taux de change d'équilibre est alors défini par un ensemble de variables fondamentales exerçant une force de rappel sur les taux de change. Jusqu'à présent, la plupart des travaux publiés portent sur les monnaies de l'OCDE et peu ont été consacrés aux taux de change d'équilibre des pays émergents.

Ce texte apporte quelques éléments de réflexion sur cette question ainsi qu'une application empirique. Plusieurs normes existent pour définir le « bon niveau » du taux de change. La norme de parité de pouvoir d'achat (PPA) est insuffisante pour les pays émergents qui ont des prix beaucoup plus faibles que les pays développés. Il faut *a priori* corriger le taux de change de PPA d'un effet dit « Balassa » qui tient compte du niveau de développement. C'est l'objet de la première partie de cet article. La deuxième partie décrit brièvement les différentes méthodes pour calculer un taux de change d'équilibre. La troisième propose un modèle théorique simple basé sur la soutenabilité de la dette extérieure et l'effet Balassa, puis le modèle est estimé sur un échantillon de vingt pays émergents. La dernière partie est consacrée aux simulations de ce modèle, qui permettent de repérer les phases de surévaluations éventuelles des monnaies. Une comparaison est établie entre différents pays émergents.

Quelles sont les normes existantes en matière de taux de change ?

La parité de pouvoir d'achat relative

La PPA existe en deux versions, relative et absolue. Dans sa version relative, elle stipule que le taux de change réel est constant. Le taux de change réel, q , défini ici au certain par rapport au dollar, s'écrit :

$$q=e+p-p_{us} \quad (1),$$

où p, P_{us} désignent les indices des prix du pays en question et des Etats-Unis et e le taux de change nominal au certain. Les variables ci-dessus sont prises en logarithme, comme toutes les variables de prix et de taux de change qui seront introduites dans la suite de l'article, sauf mention contraire.

La littérature économique récente a opéré une certaine réhabilitation de cette PPA relative à long terme (Rogoff, 1996). En effet, un certain nombre d'études ont établi la stationnarité des taux de change réels d'un grand nombre de pays contre dollar ou contre mark. Le taux de change réel étant stationnaire, cette variable peut être soumise à un certain nombre de chocs mais aucun ne devrait affecter sa valeur de long terme qui est stable. À long terme, le taux de change nominal évolue donc comme les différences de prix entre les pays.

Cependant, cette conclusion est tributaire de l'existence de deux conditions : un grand échantillon de pays ou des données sur très longue période. De plus, il apparaît que les résultats obtenus avec un grand échantillon de pays tiennent beaucoup à l'inclusion dans l'échantillon de données relatives aux monnaies du système monétaire européen (SME). En effet, comme la PPA relative servait de base aux négociations de réalignements dans le SME, il n'est pas étonnant de la retrouver vérifiée dans les données. Si les monnaies du SME sont sorties de l'échantillon, les tests en coupe ne confirment généralement pas l'hypothèse de PPA. Quant aux données sur longue période, il faut utiliser des séries séculaires, voire pluri-séculaires, pour confirmer la PPA. L'interprétation des résultats devient alors très difficile, car ces périodes couvrent des régimes monétaires et des règles d'échanges commerciaux et financiers très disparates. Même lorsque la PPA peut être retenue comme condition d'équilibre de long terme, l'ajustement qui ressort des équations dynamiques du taux de change paraît très lent.

La parité de pouvoir d'achat en version absolue

Dans sa version absolue, l'hypothèse de PPA fixe la valeur de long terme du taux de change nominal de façon à égaliser les niveaux de prix entre deux pays. Le taux de change réel en niveau Q , défini par l'équation suivante, est ainsi supposé nul à long terme :

$$Q=e+P-P_{us} \quad (2),$$

où P et P_{us} sont les niveaux de prix définis en comparaison internationale dans les enquêtes de parité de pouvoir d'achat.

Cette PPA absolue n'est généralement pas vérifiée, même dans le long terme. Mais elle a l'avantage de fournir un chiffre directement utilisable qui donne une idée des taux de change qui prévaudraient si les prix s'égalisaient entre les pays, contrairement à la PPA relative, qui ne fixe pas directement de valeur de référence pour le taux de change de long terme.

Dans sa version absolue, il est évident que la PPA n'est pas vérifiée pour les pays émergents car les prix sont beaucoup plus faibles que dans les pays avancés. Les écarts en niveau au taux de change de PPA sont donc importants et

persistants. Mais la version relative ne peut s'appliquer non plus, notamment en raison de l'effet Balassa (1964).

L'effet Balassa en évolution

L'effet Balassa explique pourquoi l'hypothèse de PPA n'est pas vérifiée entre les pays émergents et les pays avancés. Cet effet est lié aux différences de productivité entre les secteurs abrité et exposé. En effet, au cours du processus de développement, la productivité du secteur exposé a tendance à se développer plus vite que celle du secteur abrité ; l'effet Balassa en évolution explique l'appréciation tendancielle du taux de change réel mesuré par les prix à la consommation.

Cet effet apparaît lorsque l'économie est décomposée en deux secteurs : celui des biens échangeables (en gros l'industrie et l'agriculture), et celui des biens non échangeables (en gros les services). Ces deux secteurs présentent généralement des évolutions différentes de productivité. La productivité des biens échangeables augmente généralement plus vite que celle des services. Ce phénomène est d'autant plus marqué que le pays est peu développé. En effet, des gains de productivité importants sont alors réalisables dans l'industrie simplement en « rattrapant » la productivité des pays développés, ce qui peut se faire en intégrant les technologies existantes.

Le prix de la demande intérieure p est une moyenne des prix dans les deux secteurs :

$$p = bp_T + (1-b)p_N \quad (3),$$

où P_T et P_N désignent les indices des prix des secteurs des biens échangeables T et non échangeables N . b est la part des biens échangeables dans la demande finale.

Le taux de change réel peut aussi être défini à l'aide du prix des biens échangeables :

$$q_T = p_T + e - p_{usT} \quad (4).$$

En soustrayant les deux équations (4) et (3), on peut exprimer le taux de change réel en fonction de q_T et des prix relatifs entre le secteur exposé T et l'ensemble de la demande :

$$q = q_T - [(p_T - p) - (p_{usT} - p_{us})] \quad (5).$$

Selon cette formule, lorsque le prix relatif entre les secteurs T et l'ensemble des secteurs décroît plus vite (ou croît moins vite) dans le pays étudié qu'aux Etats-Unis, le taux de change réel contre dollar s'apprécie. Cette appréciation peut s'effectuer sans perte de compétitivité sur les produits échangés, c'est-à-dire avec q_T constant. En exprimant p en fonction de ses composantes on peut écrire :

$$q = q_T - (1-b)(p_T - p_N) - (p_{usT} - p_{usN}) + (b - b_{us})(p_{usT} - p_{usN}) \quad (6).$$

L'équation (6) montre que la baisse relative des prix des biens échangés provoque une appréciation d'autant plus forte que la part du secteur abrité dans la

demande ($1-b$) est importante. Le dernier terme à gauche est négligeable si la part du secteur abrité est voisine de celle des Etats-Unis. Au cours de son développement, un pays a tendance à voir ses prix industriels baisser par rapport aux prix des services en raison des gains de productivité plus élevés dans l'industrie. La formule précédente montre que son taux de change réel a tendance à s'apprécier en conséquence.

L'effet Balassa en niveau

L'effet Balassa explique aussi les différences de niveaux de prix entre les pays et donc les écarts à la PPA en niveau. La raison en est simple. Les différences de productivité entre les deux secteurs rendent les niveaux de prix plus faibles dans les pays les moins développés, ce qui implique une sous-évaluation de leur monnaie par rapport à la PPA en niveau.

Pour le démontrer, il faut examiner la formation des prix dans les deux secteurs. La concurrence internationale tend à harmoniser les niveaux de prix des biens échangeables :

$$e + P_T = P_{UST} \quad (7),$$

où P_T (et plus loin P_N) est le niveau de prix dans le secteur des biens échangeables (et pour P_N non échangeables).

En décomposant les prix entre salaires W et productivité $Prod.$, on en déduit le salaire en dollars dans le pays émergent compatible avec la productivité et l'égalisation des prix internationaux :

$$e + W = W_{US} - (Prod_{UST} - Prod_T) \quad (8).$$

Comme la productivité est plus forte aux Etats-Unis, l'équation (8) indique que le salaire en dollars du pays émergent $e + W$ est inférieur au salaire américain.

En supposant que les salaires s'égalisent entre les secteurs, ceci implique :

$$e + P_N = e + W - Prod_N = W_{US} - (Prod_{UST} - Prod_T) - Prod_N \quad (9).$$

Selon l'effet Balassa en niveau, la différence de productivité dans le secteur des biens non échangeables entre les Etats-Unis et le pays émergent est moins forte que celle observée dans les biens échangeables. En effet, contrairement à l'industrie, pour tout une partie des services, les gains de productivité réalisables sont faibles, d'où un écart relativement petit entre les pays avancés et les autres. L'exemple classique est celui de la coupe de cheveux qui prend le même temps à New York ou à Bombay.

$$(Prod_{USN} - Prod_N) < (Prod_{UST} - Prod_T) \quad (10).$$

Ceci implique un niveau des prix des biens non échangeables plus faible dans le pays émergent qu'aux Etats-Unis, car en utilisant les équations (9) et (10), il vient :

$$e + P_N - P_{USN} = (Prod_{USN} - Prod_N) - (Prod_{UST} - Prod_T) < 0 \quad (11).$$

Réécrivons le taux de change réel en niveau défini en (2) en décomposant le secteur abrité et le secteur exposé :

$$Q = e + (bP_T + (1-b)P_N) - (b_{us}P_{usT} + (1-b_{us})P_{usN}).$$

En supposant pour simplifier que la part du secteur abrité est proche de celle des Etats-Unis, on peut montrer que le taux de change réel du pays émergent est sous-évalué (c'est-à-dire négatif) :

$$Q \approx b(e + P_T - P_{usT}) + (1-b)(e + P_N - P_{usN}) < 0 \quad (12).$$

Le premier terme de l'équation (12) est nul en raison de l'égalisation des prix des biens échangeables ; le second terme est négatif, comme l'indique l'équation (10). En raison de l'effet Balassa, le taux de change réel en niveau d'un pays émergent donné est donc sous-évalué par rapport au taux de change réel prévu par l'hypothèse de PPA.

Les taux de change d'équilibre

Un certain nombre d'études récentes ont cherché à capter les déterminants structurels des taux de change pour repérer et évaluer les mésalignements courants. Ces travaux se concentrent sur l'estimation de taux de change dits « d'équilibre ». Le taux de change d'équilibre peut être défini de différentes manières. Généralement, il est défini comme le taux de change qui prévaudrait lorsque les équilibres internes et externes sont réalisés.

Les travaux de Williamson (1985) ont été les pionniers dans ce domaine. Ils définissent le taux de change d'équilibre dit *FEER* (*Fundamental Equilibrium Exchange Rate*) comme le taux de change qui permet à la balance courante d'atteindre une cible donnée, lorsque l'équilibre interne est réalisé. L'utilisation d'un modèle macroéconométrique permet d'assurer la cohérence des différentes variables utilisées. Cependant, beaucoup de travaux récents reprenant cette approche n'utilisent pas des modèles économétriques complets mais seulement des équations de commerce extérieur. En inversant ces équations de commerce extérieur, on obtient une relation entre le change réel, la balance courante et l'*output gap*. C'est la méthode retenue au NIESR² par Borell et Wren-Lewis (1989), puis plus récemment par Wren-Lewis et Driver (1998), et en France par Borowski et Couharde (1999). Dans cette approche, calculer un taux de change d'équilibre exige de disposer des élasticités estimées du commerce extérieur. Comme les données de commerce extérieur en volume sont rarement disponibles sur longues périodes pour les pays émergents, la plupart des études existantes portent sur les pays du G7³.

D'autres approches calculent le taux de change d'équilibre par équations réduites. Elles s'appuient sur les relations de long terme qui existent entre le taux de change réel et des variables économiques fondamentales agissant sur les équilibres internes et externes. La cointégration permet de mettre en évidence ces

2. National Institute for Economic and Social Research (Londres).

3. A l'exception d'une étude très récente sur la Chine (Dess, 1999).

relations de long terme (Stein, 1994 ; McDonald, 1997 ; Aglietta, Baulant & Coudert, 1998a). L'ensemble des effets qui agissent sur la balance courante à long terme peut influencer le taux de change réel d'équilibre sous une double condition d'équilibre interne et de soutenabilité de la position extérieure nette.

Peu d'études concernent les pays émergents. On dénombre celle de Gagnon (1996) et celles menées par les banques de marché. La revue de Goldman Sachs propose régulièrement des taux de change dits d'équilibre afin de guider les investisseurs dans leurs choix de portefeuille. Ce taux de change d'équilibre pour les pays émergents est baptisé le *GSDEEMER* (*Goldman Sachs Dynamic Equilibrium Emerging Markets Exchange Rates*). Il s'agit d'estimations de long terme reliant le taux de change réel à un certain nombre de variables fondamentales choisies de manière *ad hoc* (Aldes, 1998). Les estimations sont effectuées séparément par pays. Les mêmes variables n'apparaissent pas pour tous les pays et ont souvent des signes différents. Ce type de résultats purement empiriques empêche toute interprétation et nous renseigne peu sur les mécanismes à l'œuvre dans les déterminants fondamentaux des taux de change.

Le modèle retenu

Le modèle utilisé ici incorpore deux effets importants pour le taux de change réel des pays émergents : d'une part l'évolution tendancielle du prix relatif des biens échangeables par rapport aux biens non échangeables (effet Balassa décrit plus haut), d'autre part la soutenabilité de la dette extérieure liée aux paiements des intérêts. Le modèle simple proposé ici décrit l'équilibre externe par une condition de stabilisation de la dette en % du PIB comme le font Artis et Taylor (1995).

La balance commerciale (*BCO*) est censée dépendre négativement du taux de change réel des biens échangeables (q_T), ce qui suppose les conditions de Marshall-Lerner satisfaites.

$$BCO = -\alpha q_T \quad (13).$$

Le taux de change réel sur les biens échangeables est défini comme dans l'équation (4), qui est réécrite ci-dessous :

$$q_T = p_T + e - p_{*T} \quad (4).$$

Comme il s'agit d'un pays émergent, la dette extérieure est contractée principalement en devises. On considérera ici pour simplifier, qu'elle est entièrement libellée en dollars. Chaque année, la dette en dollars (notée D_t) s'incrémente des intérêts versés (au taux i) moins le solde de la balance courante hors intérêts. Ce dernier terme est supposé égal à la balance commerciale pour simplifier :

$$D_t = (1+i)D_{t-1} - BCO_t E_t \quad (14),$$

où E_t est le taux de change nominal au certain (qui n'est pas mis en logarithme).

En divisant l'équation (10) par le PIB mis en dollars, elle s'écrit :

$$d_t = \frac{(1+i)}{(1+\hat{e})(1+y)} d_{t-1} - bco_t \quad (15)$$

où y est le taux de croissance nominal de l'économie, d et bco désignent respectivement les dettes et le solde commercial en % du PIB et \hat{e} le taux de croissance du taux de change.

En réécrivant l'équation (15) en continu, en remplaçant \hat{e} par sa valeur en fonction de (4) et bco par sa valeur dans (13) puis en approximant $\frac{(1+i)}{(1+\hat{e})(1+y)}$ au voisinage de e et $y = 0$, on obtient l'équation différentielle suivante :

$$\dot{d} = (r - g - \dot{q}_T + \dot{p}_T - \dot{p}_{usT})d + \alpha q_T \quad (16)$$

où r désigne le taux d'intérêt réel pour l'emprunteur du pays émergent ($r = i - \dot{p}$) ; et g le taux de croissance réel de l'économie ($g = y - \dot{p}$). Le taux de change réel sur les biens échangeables est supposé s'ajuster pour rejoindre son niveau d'équilibre :

$$\dot{q}_T = -\beta(q_T - \bar{q}_T) \quad (17)$$

Une solution au système (16) et (17) est donnée par :

$$\dot{q}_T = -\frac{r-g+(\dot{p}_T-\dot{p}_{usT})}{\alpha} d \quad (18)$$

En remplaçant \dot{q}_T par sa valeur dans l'équation (17) et en linéarisant le terme rectangle au voisinage de l'équilibre, on obtient :

$$\dot{d} = (r-g+\dot{p}_T-\dot{p}_{usT})d + (\alpha+\beta\bar{d})q_T - \beta\bar{q}_T\bar{d} \quad (19)$$

Une condition suffisante pour que le système formé par les équations (17) et (19) soit stable est que :

$$\beta) r-g+(\dot{p}_T-\dot{p}_{usT}) < 0$$

En reprenant l'équation (4) et (18), on peut exprimer le taux de change réel d'équilibre par :

$$\bar{q} = -[(P_T - P) - (P_{usT} - P_{us})] - (1/\alpha)[(r-g+(\dot{p}_T-\dot{p}_{usT}))\bar{d}] \quad (20)$$

Le taux de change réel d'équilibre dépend donc négativement du rapport du prix des biens échangeables au total de la demande relativement aux Etats-Unis. Il dépend aussi négativement de l'endettement, dès lors que le taux d'intérêt réel payé sur leur dette extérieure par les pays émergents est supérieur à leur taux de croissance, en supposant stable ou positif le terme en $(\dot{p}_T - \dot{p}_{usT})$.

Les estimations

Les taux de change d'équilibre calculés ci-dessous sont obtenus en estimant l'équation (20) pour un ensemble de pays émergents. Les coefficients sont les mêmes pour tous les pays et ont bien les signes correspondants aux effets théoriques attendus.

La forme estimée de l'équation (20) suppose constant le terme multiplicatif sur la dette extérieure. Cette hypothèse simplificatrice tient à des questions de linéarité et est analogue à celle généralement retenue dans ce type de modèle, comme dans Faruqee (1995), McDonald (1995a) et Fell (1996) :

$$\bar{q} = -a[(p_T - p) - (p_{usT} - p_{us})] - b d(-1) + c \quad (21)$$

avec $a > 0$, $b > 0$.

Les données de prix ou de productivité relatifs des secteurs exposés et abrités qui sont en jeu dans l'effet Balassa n'existent pas pour les pays émergents. Il faut donc les approximer par une autre variable. Il y a deux manières de le faire.

Une première façon de mesurer les prix du secteur exposé est de les approximer par les prix de gros. En effet, les prix de gros portent surtout sur le secteur des biens échangeables (industrie, agriculture). C'est la méthode couramment utilisée, par exemple par Fell (1996), MacDonald (1995) ou Aglietta, Baulant et Coudert (1998a). Pour capter l'effet Balassa, le rapport devrait apparaître avec un signe négatif et une valeur de (-1) dans une régression sur le taux de change réel. En effet, la baisse des prix des biens échangeables par rapport à ceux de l'ensemble des biens permet au taux de change réel de s'apprécier d'autant, comme cela est montré dans l'équation (5).

Une deuxième façon d'approximer cet effet est d'utiliser un indicateur de niveau de vie, puisque les prix relatifs du secteur exposé ont tendance à décroître à mesure que le niveau de vie augmente. Cette méthode est utilisée par exemple par Rogoff (1996) ainsi que par Benaroya et Janci (1996). Le PIB par tête par rapport aux Etats-Unis peut être utilisé.

Les données

L'échantillon comporte 16 pays émergents sur la période 1977-1997 (ou sur une période plus courte pour certains pays dont les données sont manquantes). Les pays sont les suivants : Turquie, Argentine, Brésil, Chili, Colombie, Mexique, Uruguay, Venezuela, Inde, Indonésie, Malaisie, Philippines, Thaïlande, Maroc, Tunisie et Hongrie. Toutefois, la Bolivie et le Pérou ont été enlevés de l'échantillon pour les régressions incluant les prix de gros qui ne sont pas disponibles pour ces deux pays.

Les prix de gros et de consommation ainsi que les taux de change nominaux sont extraits des *Statistiques Financières Internationales* du FMI⁴. Les PIB par

4. Pour la Hongrie, la série de prix de gros du FMI a été raccordée après 1986 à une série extraite des *Principaux indicateurs économiques* de l'OCDE.

tête sont tirés de la base CHELEM du CEPII. Les ratios de dette sur PIB (et sur exportations) sont extraits de la base de données *World Debt Tables* de la Banque mondiale. La taille de l'échantillon est réduite en raison du manque de données disponibles. Les pays à revenus intermédiaires, comme par exemple la Corée, Hong Kong et Singapour, ne figurent pas dans les statistiques recensées par la Banque mondiale dans les *World Debt Tables*. D'autres pays, comme la Bolivie ou le Pérou ne fournissent pas de statistiques des prix de gros.

La définition des taux de change

Les taux de change réels sont définis de deux manières : en indice et en niveau. Premièrement, le taux de change réel est défini en indice, ce qui est la manière habituelle, comme dans l'équation (1). Les indices de prix et de taux de change sont mis en base 100 en 1990. Deuxièmement, le taux de change réel est défini en niveau, comme dans l'équation (2). Dans ce dernier cas, il est obtenu en rapportant le PIB en dollars au PIB en PPA extrait de la base CHELEM du CEPII :

$$Q = \log \left[\frac{PIB_{en\$}}{PIB_{en\ PPA}} / \frac{PIB_{US\ en\$}}{PIB_{US\ en\ PPA}} \right].$$

Le taux de change réel en niveau, ainsi calculé, mesure l'écart du taux de change observé au taux de change de PPA en niveau. Cette mesure du taux de change réel en niveau est utilisée par exemple par Busson et Villa (1996).

On vérifie au préalable que les deux mesures du taux de change réel sont très corrélées entre elles, pays par pays (TABLEAU 1). Les coefficients de corrélation élevés montrent qu'il s'agit bien, à une constante près, de deux mesures du même phénomène⁵.

TABLEAU 1

Corrélation entre les deux mesures du taux de change réel sur la période 1977-96 *

Turquie	Argentine	Bolivie	Brésil	Chili	Colombie	Mexique	Pérou	Hongrie.
0,99	0,94	0,99	0,92	0,97	0,99	0,97	0,90	0,94
Uruguay	Venezuela	Inde	Indonésie	Malaisie	Philippines	Thaïlande	Maroc	Tunisie
0,99	0,98	0,98	0,95	0,96	0,99	0,93	1,00	0,84

* Ou sur une période plus courte pour les pays où les données sont manquantes.

Source : D'après les calculs de l'auteur.

Malgré la très forte corrélation entre les deux séries, il est intéressant de conserver les deux mesures du taux de change réel dans les estimations. Le taux de change réel en niveau présente l'avantage d'éliminer le problème de la base qui se pose lorsque l'on utilise des taux de change réels en indice et de mesurer ainsi directement les distorsions à la PPA. Comparer les résultats obtenus avec les

5. La Pologne et le Guyana ont été enlevés de l'échantillon car leurs deux séries de taux de change réels n'étaient pas corrélées, ce qui jette quelque doute sur la validité de ces séries.

deux types d'estimation permet d'évaluer l'utilité de ces niveaux par rapport aux constantes estimées dans les régressions.

Les résultats

L'équation (18) est estimée avec les deux mesures du taux de change réel et les deux mesures de l'effet Balassa :

$$q = \alpha 1 [p^T - p] - (p_{US}^T - p_{US}) + \beta 1 d + c 1 \quad (E1),$$

$$Q = \alpha 2 [p^T - p] - (p_{US}^T - p_{US}) + \beta 2 d + c 2 \quad (E2),$$

$$q = \alpha 3 (y - y_{US}) + \beta 3 d + c 3 \quad (E3),$$

$$Q = \alpha 4 (y - y_{US}) + \beta 4 d + c 4 \quad (E4),$$

où $p^T - p$ est le rapport des prix de gros aux prix à la consommation (en logarithme), y le PIB par tête calculé en PPA, d la dette extérieure rapportée au PIB.

Chaque équation est estimée sur données de panel à l'aide de quatre méthodes : une régression dite « totale » sur données empilées par les moindres carrés ordinaires avec la même constante pour tous les pays ; une régression dite *between* sur les moyennes par pays ; une régression dite à effets fixes *ou within* qui autorise les constantes à varier selon les pays ; une régression à effets aléatoires dont les constantes combinent des effets pays et des effets temporels. Les ENCADRÉS 1 et 2 présentent seulement les résultats les plus marquants de cet ensemble d'estimations.

L'ENCADRÉ 1 fournit les estimations de (E1) et (E2), qui représentent l'effet Balassa par l'indicateur de prix relatifs. Les résultats des régressions totales et sur les moyennes par pays ne sont pas reportés car les deux autres méthodes fournissent de meilleurs résultats. Les deux variables sont significatives et ont les signes attendus. Les modèles à effets aléatoires et ceux à effets fixes fournissent des résultats extrêmement proches. Pour les taux de change mesurés en niveau, le modèle à effet aléatoire ne peut être rejeté, mais il l'est dans la mesure standard des taux de change réels en indice.

Les équations (E1) et (E2) fournissent des estimations de l'effet Balassa d'une valeur proche de -1, ce qui est conforme au coefficient de l'équation théorique (17). Toute baisse des prix relatifs donne lieu à une appréciation du même ordre du taux de change réel. Le coefficient de l'endettement est compris entre 0,3 et 0,5, 1 point de PIB d'endettement supplémentaire se traduisant par une dépréciation de la parité de 0,3 à 0,5 %.

Lorsque l'on représente l'effet Balassa par les PIB par tête, les résultats se dégradent nettement (ENCADRÉ 2). Lorsque le taux de change réel est mesuré en indice (équation 3), l'effet Balassa mesuré par les PIB par tête n'est significatif, dans aucune des régressions. Ce résultat peut sembler surprenant, mais s'explique très bien à la lumière des estimations suivantes. Lorsque les taux de change sont représentés en niveau (équation 4), l'effet Balassa mesuré par les PIB par tête est significatif dans la régression totale et dans l'estimation en moyenne par pays, ce qui est conforme aux résultats habituels obtenus par exemple par Benaroya et Janci (*op. cit.*) ou par Busson et Villa (*op. cit.*). Cependant, lorsque l'on permet à la constante de varier dans ces estimations (équation 4, modèles à effets fixes ou à effets aléatoires), le PIB par tête n'est plus significatif. Il faut en tirer la conclusion suivante : le PIB par tête explique les différences entre les pays de taux de change réels en niveau, c'est-à-dire les différences de niveaux de prix, en moyenne sur la période et non leur évolution. Ceci permet de comprendre pourquoi le PIB par tête n'est pas significatif lorsque les taux de change réels sont mesurés en indice (puisque les écarts de niveaux disparaissent alors) et ne l'est pas non plus lorsque les constantes sont différentes selon les pays.

Au contraire, l'endettement apparaît significatif dans tous les modèles, sauf les régressions en moyenne. Ceci laisse penser que l'endettement explique davantage l'évolution du taux de change réel à l'intérieur d'un pays que les différences, entre les pays, des écarts à la PPA.

ENCADRÉ 2

Résultats des régressions (E3) et (E4)

- Equation (E3)

Nombre de pays = 16, période maximale : 1977-1996, Nombre d'observations = 310.

• Régression totale sur l'ensemble de l'échantillon :

$$q_i = 0,01[(y_i - y_{us}) - 0,42d_i - 0,34] \quad (E3)$$

(0,2) (-6,0) (-5,6)

$R^2 = 0,10$; $ser = 0,281$.

• Autres régressions sur les moyennes, à effet fixes et à effets variables :

Le terme $y_i - y_m$ n'est pas significatif ou de signe négatif ;

Le terme d'endettement est significativement négatif, sauf dans le modèle sur les moyennes.

- Equation (E4)

Nombre de pays = 16, période maximale : 1977-1996, Nombre d'observations = 318.

• Régression totale sur l'ensemble de l'échantillon :

$$Q_i = 0,25[(y_i - y_m) - 0,69d_i - 0,12] \quad (E4)$$

(9,9) (-10,8) (-2,1).

$$R^2 = 0,38 ; ser = 0,260.$$

• Régression sur les moyennes par pays :

$$Q_i = 0,26[y_i - y_m] - 0,48d_i - 0,21 \quad (E4)$$

(2,7) (-1,4) (-0,8).

$$R^2 = 0,30 ; ser = 0,208.$$

• Régression avec effets fixes par pays :

$$Q_i = -0,09[y_i - y_m] - 0,90d_i \quad (E4)$$

(-1,1) (-15,5).

$$R^2 = 0,70 ; ser = 0,174.$$

Test de Fisher du modèle à effet fixe contre le modèle total :

$$F \text{ test de } A, B = Ai, B : F(15,300) = 26,70 ; P\text{-value} = [000] .$$

• Régression avec effets aléatoires :

$$Q_i = 0,08[y_i - y_m] - 0,87d_i - 0,31 \quad (E4)$$

(1,3) (-15,3) (-2,9).

$$R^2 \text{ ajusté} = 0,70 ; ser = 0,181.$$

Test de Hausman de H_0 : Effets aléatoires vs. Effets fixes :

$$CHISQ(2) = 11,30 ; P\text{-value} = [0035] .$$

En toute rigueur, il faudrait s'assurer que ces estimations sur données de panel représentent bien des relations de long terme et effectuer des tests de racine unitaire et de cointégration. Cependant, sous réserve que ces trois variables soient bien intégrées d'ordre 1 et cointégrées, on peut considérer que les coefficients trouvés dans les estimations restent valables pour le calcul des taux de change d'équilibre effectués ci-dessous, seules les statistiques de Student étant modifiées.

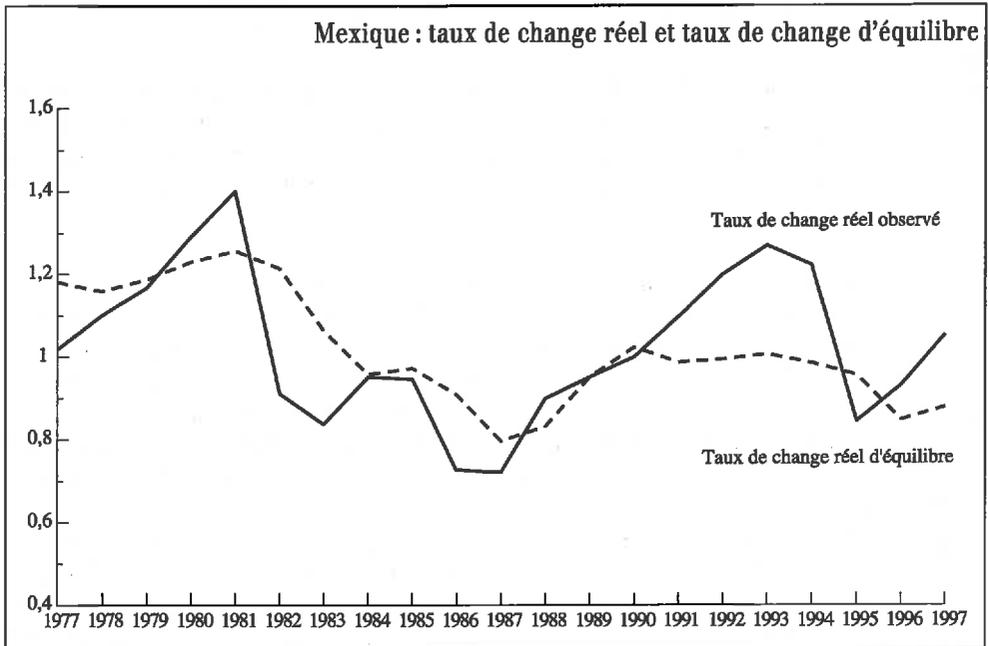
Comment détecter les périodes de surévaluation

On calcule ensuite les valeurs estimées de l'équation (E1) dans le modèle à effets fixes et de l'équation (E2) dans le modèle à effets aléatoires, conformément aux résultats du test de Hausman. Ces valeurs estimées rendent compte des taux de change qui prévaudraient si les deux effets fondamentaux, effet Balassa et soutenabilité de la dette, étaient les seuls à jouer. Dans ce sens, on peut appeler les taux de change ainsi obtenus « taux d'équilibre ». En les comparant aux valeurs observées des taux de change, on obtient une mesure du « mésalignement ». Comme les résidus rapportés aux valeurs observées sont extrêmement proches dans les deux équations, on ne reporte ici que les résultats obtenus avec l'équation (E1), qui sont actualisés jusqu'en 1997. Il est intéressant d'analyser les résultats

pour les pays qui ont connu récemment des crises de change. Les simulations montrent que ces pays avaient un taux de change surévalué avant le déclenchement de la crise.

Le GRAPHIQUE 1 montre que le peso mexicain se trouvait surévalué juste avant les crises qui sont survenues en 1981 et 1994. Le diagnostic de surévaluation du peso mexicain avant la crise de 1994 ne fait guère de doute. La politique d'ancrage nominal menée depuis 1988 avait conduit à une appréciation du peso de 90 % en termes réels, de son point bas en mars 1987 à mars 1994. Ce mouvement ne présageait pas à lui seul de la surévaluation car le niveau du peso en 1987 était sans doute anormalement bas (comme le montre le graphique), mais constituait tout de même un facteur inquiétant. Certes, cette politique faisait partie de la stratégie anti-inflationniste et renforçait la crédibilité des autorités monétaires mexicaines. Elle avait réussi sur ce plan, puisque l'inflation était revenue de 132 % en 1987 à 7 % en 1994. Jusqu'en 1993, l'afflux de capitaux étrangers pour financer la dette publique en pesos témoignait de la bonne crédibilité de l'ancrage nominal. Cependant, la quasi fixité nominale du peso mexicain contre dollar qui prévalait depuis 1991 n'était pas tenable, car l'appréciation du peso se poursuivait encore, même en présence d'inflation décroissante. À partir de la fin 1993, la surévaluation du peso est devenue manifeste et la crédibilité de l'ancrage a été mise en doute, poussant les investisseurs étrangers à retirer leurs fonds. C'est ce mouvement de défiance qui a incité l'Etat mexicain à émettre des titres indexés sur le dollar. Le risque de change a été ainsi annulé pour les investisseurs et reporté sur l'Etat mexicain, qui en a subi les conséquences désastreuses au moment de la crise. Selon notre modèle, dont les résultats figurent sur le GRAPHIQUE 1,

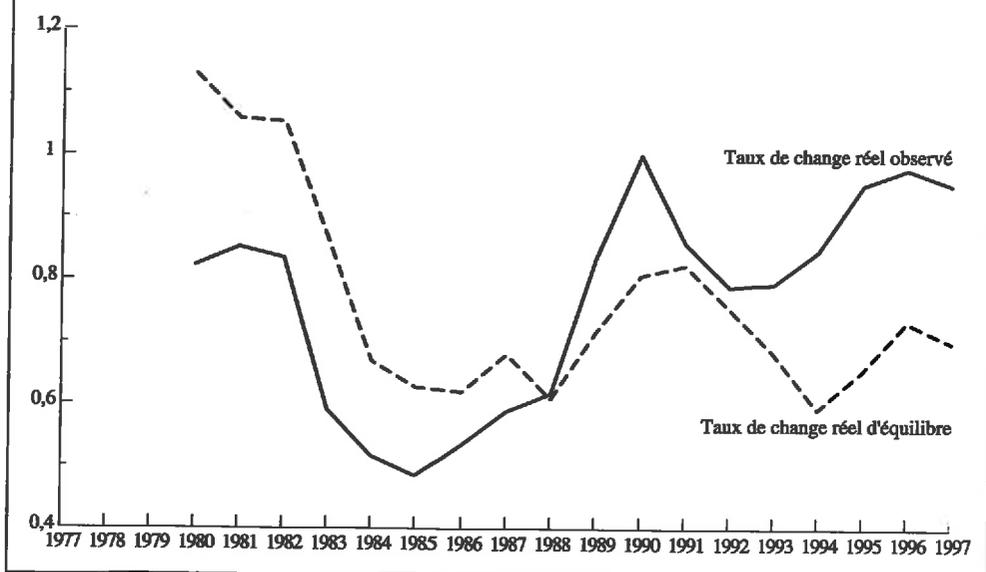
GRAPHIQUE 1



Source : D'après les calculs de l'auteur.

GRAPHIQUE 2

Brésil : taux de change réel et taux de change d'équilibre



Source : D'après les calculs de l'auteur.

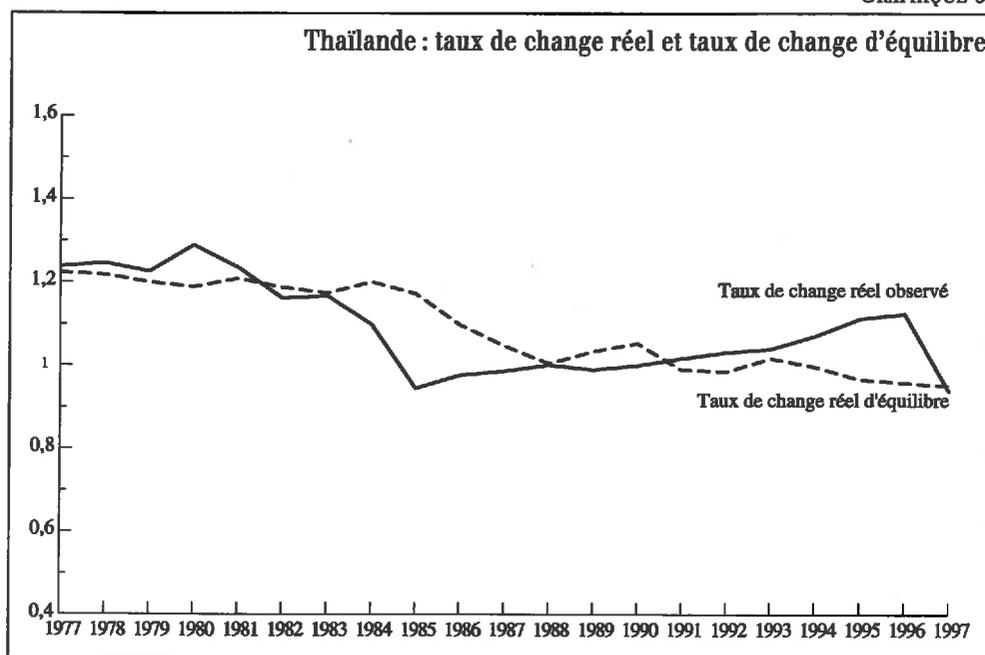
l'appréciation réelle du peso de 1987 à 1990 était justifiée par la sous-évaluation initiale et par le désendettement du Mexique qui a fait monter le taux de change d'équilibre parallèlement au taux de change observé. Cependant, à partir de 1990, la poursuite de l'appréciation du peso a alimenté la surévaluation.

Dans le cas du Brésil, les résultats montrent une surévaluation depuis 1994 qui atteignait 36 % en 1997 (GRAPHIQUE 2). La dépréciation rampante imposée au real en 1998 n'a sans doute pas été suffisante pour résorber cette surévaluation. La crise de change avec dévaluation et la mise en flottement du real en janvier 1999 auront été nécessaires.

Le cas des pays asiatiques est aussi particulièrement intéressant. Les résultats montrent bien que leur monnaie était sous-évaluée dans les années quatre-vingt et au début des années quatre-vingt-dix (ce qui était aussi montré par Benaroya et Janci, 1996), d'où le fort développement de leurs exportations (GRAPHIQUE 3). Cependant, en fin de période, les simulations montrent que la sous-évaluation a tendance à disparaître ou à diminuer nettement. On retrouve aussi ce résultat dans Chinn (1998). Ce phénomène peut être compté parmi les causes de la crise asiatique.

La Thaïlande a eu une monnaie sous-évaluée pendant les années quatre-vingt et jusqu'en 1994. En effet, depuis sa dévaluation en 1984, la monnaie thaïlandaise était accrochée à un panier de monnaies contenant principalement du dollar. L'inflation en Thaïlande étant supérieure à celle des Etats-Unis, l'ancrage nominal a eu pour conséquence une appréciation réelle continue du baht contre dollar. Or

GRAPHIQUE 3



Source : D'après les calculs de l'auteur.

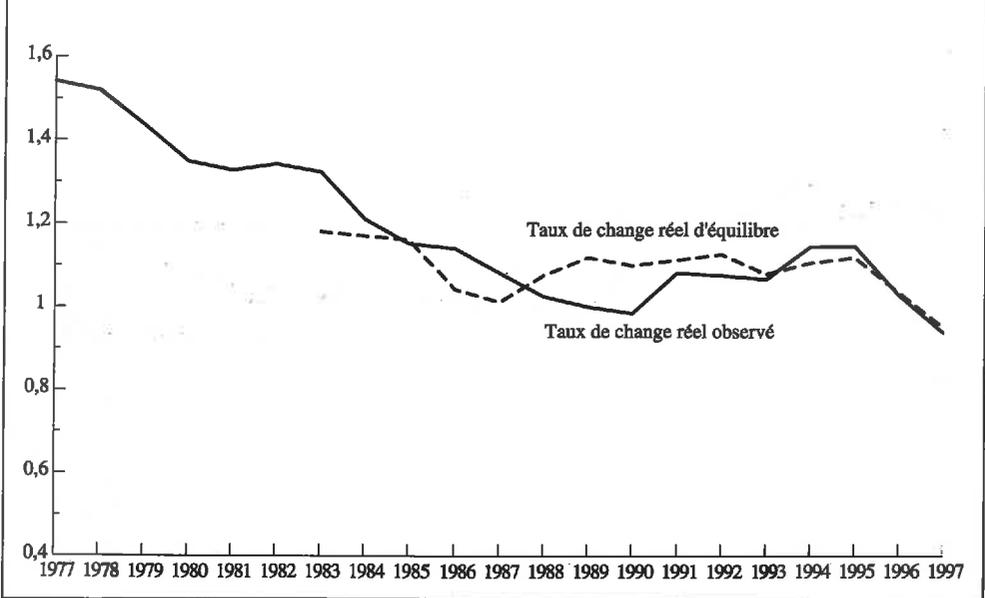
la montée de l'endettement du pays (la dette extérieure étant passée de 33 % du PIB en 1991 à 50 % en 1996) a poussé le taux de change d'équilibre à la baisse. Ce mouvement de ciseau entre l'appréciation du taux de change réel et la dépréciation du taux d'équilibre a conduit le baht à la surévaluation en fin de période (1995 et 1996). Cette surévaluation atteignait 17 % contre dollar en 1996, et étant donné la montée du dollar à cette époque par rapport aux autres monnaies, elle était plus importante en termes de taux de change effectif. Ceci explique les mouvements spéculatifs sur le baht au premier semestre 1997, qui ont conduit à sa dévaluation de juillet 1997 et aux crises de change qui ont suivi la mise en flottement.

La Malaisie est dans une configuration voisine, quoique moins problématique (GRAPHIQUE 4). Le taux de change réel de sa monnaie est resté longtemps sous-évalué, de 1989 à 1994. Mais la sous-évaluation a diminué progressivement pour s'annuler en 1995 et 1996 juste avant la crise.

Les résultats montrent aussi un certain nombre de monnaies sans distorsions majeures, comme par exemple le dinar tunisien (GRAPHIQUE 5) : depuis 1986, le taux de change réel suit d'assez près son taux d'équilibre. Aucune phase prolongée de sur- ou sous-évaluation réelle n'est décelable. Le taux de change réel observé s'enroule autour de son équilibre. Ceci témoigne d'une bonne adéquation de la politique de change qui est menée dans ce pays. Depuis le début des années quatre-vingt-dix, le taux de change réel d'équilibre a tendance à s'apprécier légèrement sous l'effet de la réduction de l'endettement – la dette extérieure est

GRAPHIQUE 4

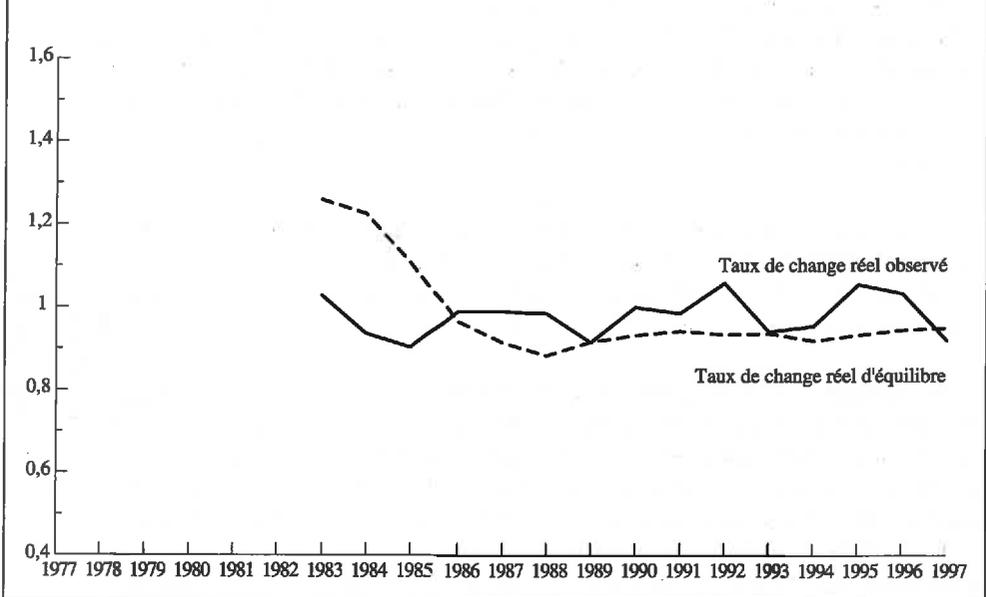
Malaisie : taux de change réel et taux de change d'équilibre



Source : D'après les calculs de l'auteur.

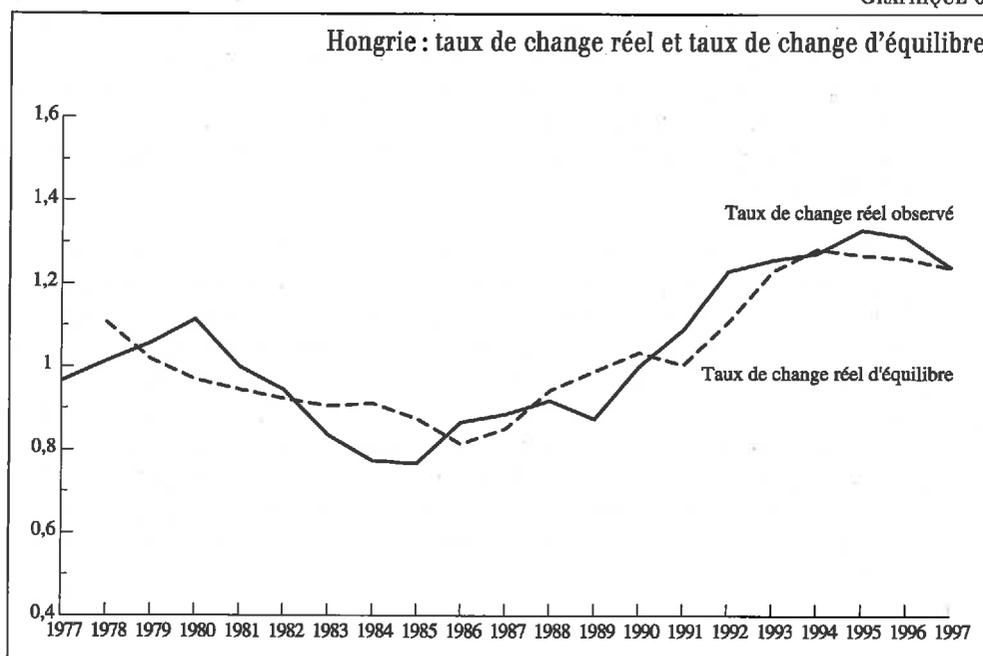
GRAPHIQUE 5

Tunisie : taux de change réel et taux de change d'équilibre



Source : D'après les calculs de l'auteur.

GRAPHIQUE 6



Source : D'après les calculs de l'auteur.

passée de 73 % du PIB en 1990 à 57 % en 1996 – et de l'évolution favorable des prix relatifs. En 1997, le taux de change était très proche de son équilibre. Cette absence de distorsion est aussi constatée par Aglietta et Baulant (1998).

Un autre cas intéressant est celui de la Hongrie, qui est l'un des seuls pays d'Europe centrale et orientale (PECO) où les données sont disponibles sur longue période. Les calculs montrent que le taux de change réel s'est beaucoup apprécié depuis le passage à l'économie de marché (GRAPHIQUE 6). Cependant, le taux de change n'apparaît pas surévalué car le taux de change d'équilibre s'est apprécié parallèlement. Ceci confirme le diagnostic de Halpern et Wyplosz (1996) quant à l'ensemble des PECO. Les raisons de cette appréciation réelle tiennent surtout à l'évolution favorable des prix relatifs. L'effet Balassa est particulièrement fort dans les PECO en raison du rattrapage des prix des services (comme les loyers) qui étaient maintenus à des niveaux artificiellement bas dans le régime socialiste (Aglietta, Baulant & Coudert, 1998b).

Conclusion

L'ouverture du compte de capital a souvent tendance à favoriser la surévaluation des monnaies des pays émergents qui ont un ancrage nominal stable par rapport à la monnaie d'un pays plus avancé. La raison en est simple. L'inflation est en moyenne plus forte dans les pays émergents, ce qui conduit à une appréciation du taux de change réel. Les entrées de capitaux attirés par la fixité du change

alimentent ce processus. Ainsi les crises récentes ont montré que les régimes de change fixe (hors *currency boards*) sont difficilement tenables. Un régime de change souple, visant à stabiliser la parité réelle autour d'un niveau soutenable, apparaît un meilleur moyen de lutter contre les crises de change. Encore faut-il savoir comment définir le « bon » niveau des taux de change réels. Ce travail fournit quelques pistes en suggérant de tenir compte de l'endettement et de l'évolution des prix relatifs.

Les taux de change d'équilibre qui sont construits ici pour un échantillon de pays émergents constituent des niveaux de référence qui permettent d'apprécier la sur- ou sous-évaluation des monnaies. Les résultats montrent que les périodes de surévaluation détectées sont souvent suivies de crises de change. C'est le cas au Mexique, avant les deux crises de 1981 et de 1994, au Brésil depuis 1995, en Thaïlande en 1996. Dans les autres pays du sud-est asiatique, la sous-évaluation par rapport au dollar, visible dans les années quatre-vingt et au début des années quatre-vingt-dix, était en voie de résorption à partir de 1994. Il peut donc être intéressant d'utiliser les mésalignements ainsi calculés en les actualisant afin de détecter les cas de surévaluations flagrantes qui pourraient mener à de nouvelles crises.

V. C.

RÉFÉRENCES

- Ades A. (1998), "GSDEEMER", *Foreign Exchange Market*, Goldman Sachs Review, chapitre 6 septembre.
- Aglietta M. & C. Baulant (1998), "Compétitivité et régime de change en Tunisie et au Maroc", Communication au colloque *L'impact de l'élargissement de l'Union européenne aux PECO sur les pays du sud de la Méditerranée*, Tunis, 28-29 janvier 1999.
- Aglietta M., C. Baulant & V. Coudert (1998a), "Pourquoi l'euro sera fort, une approche par les taux de change d'équilibre", *Revue économique*, vol. 49, n° 3.
- _____ (1998b), *Compétitivité et régime de change dans les pays d'Europe centrale et orientale*, Document de travail CEPII n° 98-10.
- Artis M. & M. Taylor (1995), "The Effect of Misalignment on Desired Equilibrium Exchange Rate: Some Analytical and Applied Results" in C. Bordes, E. Girardin & J. Melitz, *European Currency Crises and After*, Manchester University Press.
- Balassa B. (1964), "The Purchasing Power Parity Doctrine: a Reappraisal" *Journal of Political Economy*, 72 (6), pp.584-96.
- Barrell R. & S. Wren-Lewis (1989), *Fundamental Equilibrium Exchange Rates for The G7*, CEPR Discussion Paper n° 323, Center for Economic Policy Research.
- Benaroya F. & J. Didier (1996), "La sous-évaluation des monnaies asiatiques", *Economie internationale*, la revue du CEPII n° 66, 2^e trimestre.
- Borowski D. & C. Couharde (1999), "Quelle parités d'équilibre pour l'euro ?", *Economie internationale*, la revue du CEPII n° 77, 1^{er} trimestre.
- Busson F. & P. Villa (1996), "L'effet Balassa: un effet robuste et de longue période", *Economie internationale*, la revue du CEPII n° 66, 2^e trimestre.
- Chinn M. (1998), *Before The Fall: Were East Asian Currencies Overvalued?*, University of California, mimeo.

- Dess S. (1999), *Le taux de change d'équilibre chinois*, mimeo, CEPII.
- Faruqee H. (1995), *Long-Run Determinants of The Real Exchange Rate: A Stock-Flow Perspective*, IMF Staff Papers, vol. 42, n° 1, mars, pp. 80-107, FMI, Washington DC.
- Fell J. (1996), *Balance of Payments Equilibrium and Long Run Real Exchange Rate Behaviour*, mimeo n° 23096, novembre, Francfort, Institut Monétaire Européen.
- Gagnon J. E. (1996), *Net Foreign Assets and Equilibrium Exchange Rates: Panel Evidence*, International Finance Discussion Papers, n° 574, décembre, Board of Governors of the Federal Reserve System, Washington DC.
- Halpern L. & C. Wyplosz (1996), "Real Exchange Rates in Transition Economies", *IMF Working Paper* n° 125, FMI, Washington DC.
- Joly H., C. Prigent & N. Sobczak (1996), *Le taux de change réel d'équilibre, une introduction*, Document de travail n° 96-10, direction de la Prévision, Paris, Ministère de l'Économie et des Finances.
- Kenneth R. (1996), "The Purchasing Parity Puzzle", *Journal of Economic Literature*, vol. xxxiv, pp. 647-668.
- MacDonald R. (1995a), *Long Run Exchange Rate Modeling: a Survey of The Recent Evidence*, IMF Working Paper, WP/ 95/14, janvier, FMI, Washington DC.
- _____ (1995b), *Asset Market and Balance of Payments Characteristics, an Eclectic Model for the Dollar, Mark and Yen*, IMF Working Paper, WP/ 95/55, juin, FMI, Washington DC.
- _____ (1997), *What Determines Real Exchange Rates? The Long and the Short of It*, IMF Working Paper, WP/ 97/21, janvier, FMI, Washington DC.
- Masson P., P. Isard & H. Faruqee (1996), *An Internal-External Balance Framework For Estimating Equilibrium Exchange Rates*, mimeo, novembre, FMI, Washington DC.
- Meese R. & R. Kenneth (1983), "Empirical Exchange Rate Models of the Seventies: Do they Fit Out of Sample?", *Journal of International Economics* 14(1/2), pp. 3-24.
- Stein J. (1994), "The Natural Real Exchange Rate of the US Dollar and Determinants of Capital Flows", in Williamson (1994).
- _____ (1995), *The Fundamental Determinant of The Real Exchange Rate of The US Dollar Relative to Other G7 Countries*, IMF Working Paper, WP/ 95/81, FMI, Washington DC.
- Williamson J. (1985), *The Exchange Rate System*, Policy Analysis in International Economics n° 5, Institute for International Economics, Washington DC.
- _____ (1994), *Estimating Equilibrium Exchange Rates*, Institute for International Economics, Washington DC.
- Wren-Lewis S. & R. Driver (1998), *Real Exchange Rates for the Year 2000*, Policy Analysis in International Economics n° 54, mai, Institute for International Economics, Washington DC.

