



**HAL**  
open science

## Le taux de change réel d'équilibre dans les pays en transition : le cas de la Hongrie

Nathalie Avallone, Amina Lahrèche-Révil

► **To cite this version:**

Nathalie Avallone, Amina Lahrèche-Révil. Le taux de change réel d'équilibre dans les pays en transition : le cas de la Hongrie. 1999. halshs-03598288

**HAL Id: halshs-03598288**

**<https://shs.hal.science/halshs-03598288v1>**

Submitted on 4 Mar 2022

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

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



Distributed under a Creative Commons Attribution 4.0 International License

**Le taux de change réel d'équilibre dans  
les pays en transition : Le cas de la Hongrie**

Nathalie AVALLONE

Amina LAHRÈCHE-RÉVIL

1999.91

# Le taux de change réel d'équilibre dans les pays en transition

## Le cas de la Hongrie

Nathalie Avallone\*

Amina Lahrèche-Révil\*\*

\*TEAM-CESSEFI (Université de Paris-I), 106-112 boulevard de l'Hôpital, 75013 Paris. **Erreur! Signet non défini.**

\*\*Université d'Amiens, CEPII et TEAM-CESSEFI, 106-112 boulevard de l'Hôpital, 75013 Paris

## Résumé :

*On analyse ici le comportement du taux de change réel du forint hongrois, au travers de l'estimation de deux modèles complémentaires de taux de change d'équilibre. Le premier est le modèle de Balassa, qui explique le comportement du taux de change réel par l'évolution des productivités relatives. Le second est un taux de change d'équilibre « comportemental » exprimé en termes de double équilibre, interne et externe, qui adopte une approche fondée sur la demande (Edwards [1994]). Les diagnostics des deux approches convergent, et révèlent que la Hongrie a suivi, entre 1985 et 1997, une politique de change fondamentalement orientée sur le maintien de sa compétitivité-prix vis-à-vis de l'Union européenne.*

Classement JEL : F31

Mot clé : taux de change d'équilibre, pays en transition, Hongrie.

## Abstract :

*We estimate two complementary models of real equilibrium exchange rate to assess the behaviour of the real exchange rate of the hungarian Forint. The first model uses the Balassa-Samuelson effect, where the behaviour of the real exchange rate depends on the relative productivities. The second one is a model of « behavioural » real equilibrium exchange rate, relying on the simultaneous attainment of internal and external equilibrium, and using a demand-oriented approach (Edwards [1994]). On the period of analysis (1985-1997), both estimates converge on the diagnosis that the exchange rate policy of Hungary focused on external competitiveness vis-à-vis the European Union.*

JEL classification: F31

Key words: equilibrium exchange rate, transition economies, Hungary.

## INTRODUCTION

La recherche du niveau d'équilibre du taux de change réel est particulièrement difficile dans le cas des pays en transition. D'une part, l'histoire de ces économies, marquée par le contrôle des prix et des quantités, ne permet pas de porter de jugement sur le comportement passé de leur taux de change réel, et ne fournit donc pas de point de repère ; d'autre part, il existe encore très peu de travaux théoriques proposant une modélisation du taux de change réel d'équilibre dans ces économies

Le recours aux modèles habituels de taux de change d'équilibre permet néanmoins d'estimer un niveau d'équilibre du taux de change réel, dans une perspective de moyen-long terme. On dispose ainsi de deux approches. La première [repose sur l'effet Balassa-Samuelson, dans lequel ce sont les niveaux relatifs de développement qui déterminent le niveau du taux de change réel.](#) La seconde s'inspire des travaux de Williamson [1983, 1994] et Stein [1994], où le taux de change d'équilibre est celui qui assure simultanément les équilibres interne et externe, en présence de flux de capitaux soutenable ~~repose sur l'effet Balassa-Samuelson, dans lequel ce sont les niveaux relatifs de développement qui déterminent le niveau du taux de change réel.~~

La première partie présente les résultats obtenus avec l'estimation de l'effet Balassa-Samuelson pour un certain nombre de pays en transition. La seconde partie présente ensuite le modèle de taux de change réel d'équilibre retenu pour analyser le cas de la Hongrie. La troisième partie estime enfin le taux de change d'équilibre « comportemental »<sup>1</sup> pour ce pays, et compare les résultats ~~que~~ fournis [par](#) les deux approches.

## TAUX DE CHANGE REEL D'EQUILIBRE ET EFFET BALASSA-SAMUELSON

### Le modèle de Balassa

Selon le modèle de Balassa [1964], les taux de change réels de pays de niveau de développement différent ne peuvent respecter la parité des pouvoirs d'achat, dès lors que coexistent dans l'économie deux secteurs, l'un abrité et l'autre exposé à la concurrence internationale, dont les productivités diffèrent.

On considère deux économies : l'une, petite, en développement, l'autre représentant le reste du monde (signalée par un astérisque). Il existe dans chaque économie un secteur de biens échangeables (noté  $t$ ) et un secteur de biens non-échangeables ( $n$ ), dont les prix sont  $p_t$  et  $p_n$ , l'indice général des prix étant noté  $p$ . Le travail, parfaitement mobile entre les secteurs d'une économie, de productivité  $p$ , rémunéré au taux de salaire  $w$ , est le seul facteur de production.  $s$  est le taux de change nominal à l'incertain.

---

<sup>1</sup> Les approches « comportementales » consistent à estimer le taux de change réel d'équilibre à partir d'une équation réduite de détermination de taux de change réel et des techniques d'analyse des séries temporelles. Le taux de change de référence ainsi établi est un équilibre au sens statistique, puisqu'il repose sur les propriétés stochastiques des variables. Pour plus de détails sur ce concept de taux de change réel d'équilibre voir : Clark & MacDonald (1998).

$R_B = p_t/p_n$  est le taux de change réel au sens de Balassa<sup>2</sup>, et  $RER = sp^*/p$  le taux de change réel.

La loi du prix unique s'applique au secteur exposé (1). Les prix du secteur exposé à l'étranger dépendent des coûts unitaires du travail dans le reste du monde (2) et déterminent par conséquent le taux de salaire nominal du pays (3).

$$p_t = sp_t^* \quad (1)$$

$$p_t^* = w^*/p_t^* \quad (2)$$

$$w = p_t \cdot p_t \quad (3)$$

Dans les deux pays, le prix du secteur abrité dépend des coûts unitaires du travail (4). (5) définit alors le niveau des prix relatifs.

$$p_n = w/\pi_n, p_n^* = w^*/\pi_n^* \quad (4)$$

$$R_B = p_t/p_n = p_t/p_n, R_B^* = p_t^*/p_n^* = \pi_t^*/\pi_n^* \quad (5)$$

Si la PPA s'appliquait, on aurait  $R_B = R_B^*$ . Mais les écarts de productivités ne le permettent pas. Si l'on admet qu'ils sont plus importants dans le secteur exposé que dans le secteur abrité, on peut écrire que  $p_n \approx p_n^*$ . Dès lors :

$$R_B/R_B^* = s \cdot p_n^*/p_n = p_t^*/p_t \quad (6)$$

Avec une formulation plus habituelle du taux de change réel, en notant  $a$  la part du secteur abrité dans l'économie, (7) décrit l'indice général des prix, (8) le taux de change nominal de PPA, et (9) le taux de change réel. Si l'on admet que les deux pays ont des structures économiques similaires ( $a = a^*$ ), l'« effet Balassa-Samuelson » peut être exprimé comme une fonction simple des écarts de productivité dans le secteur exposé (10).

$$p = p_n^a p_t^{(1-a)} \quad (7)$$

$$s_{PPP} = p/p^* \quad (8)$$

$$RER = s/s_{PPP} \quad (9)$$

$$RER = (p_t^*/p_t)^a \quad (10)$$

Ainsi, dans sa version la plus simple, le modèle de Balassa s'appuie sur les déterminants en termes d'offre du taux de change réel d'équilibre. Ce modèle peut également être formulé en termes d'équilibre général (Asea & Mendoza [1994b]), mais cela ne remet pas en cause la conclusion selon laquelle les pays plus développés tendent à être surévalués par rapport à la PPA, et inversement pour les pays en développement. Ce modèle, régulièrement confirmé par l'analyse empirique<sup>3</sup>, permet surtout d'expliquer le comportement de long terme du taux de change réel plutôt que son évolution à moyen

<sup>2</sup> Un tel rapport de prix internes est en effet un taux de change réel, dès lors que la parité des pouvoirs d'achat est respectée dans le secteur exposé.

<sup>3</sup> Voir en particulier Asea & Mendoza [1994a], De Gregorio & al. [1994], Frankel & Rose [1995], Micossi & Milesi-Feretti [1994], pour différentes méthodes d'estimations de l'effet Balassa.

ou court terme. La section suivante s'attache à mesurer le taux de change d'équilibre de certains pays d'Europe centrale et orientale (PECOs) à l'aide du modèle présenté ci-dessus.

### Taux de change réel et norme de Balassa dans les pays en transition

On utilise un échantillon de 85 pays, qui ont tous participé au moins une fois au Projet de comparaisons internationales dirigé par la Banque mondiale<sup>4</sup>. Les données proviennent de la base CHELEM-CEPII, qui propose des estimations de taux de PPA et de taux de change réel pour une longue période de temps, et pour un échantillon étendu de pays<sup>5</sup>.

Les données de productivité ne sont pas disponibles pour l'échantillon ~~étendu~~ de pays que l'on étudie. On les calcule classiquement à l'aide du PIB par tête converti par les taux de PPA<sup>6</sup>. On estime l'équation suivante, représentative de l'effet Balassa, en utilisant l'Union européenne à 15 comme zone de référence :

$$RER = a_1 RGDP + b_1 + u \quad \left| \quad RER = a_1 RDGDP + b_1 + u \right| \quad (11)$$

où  $RER$  est le taux de change réel au sens de (9),  $RGDP$  est le PIB par tête converti au taux de PPA, et  $u$  le résidu de la régression.

L'indice de distorsion du taux de change réel est calculé comme suit, le taux de change d'équilibre dérivant de (12)

$$ID = 100 \cdot \frac{TCR \text{ observé}}{TCR \text{ d'équilibre}} \quad (12)$$

Pour chacune des années retenues (de 1991 à 1995), l'effet Balassa est estimé en coupe sur les 85 pays de l'échantillon. La relation ainsi obtenue permet ~~ensuite~~ d'estimer les indices de distorsion ~~présentés~~ dans le tableau 1. Pour simplifier la lecture, on a présenté les indices de distorsion au certain, une valeur supérieure à 100 signalant une surévaluation, et une diminution de l'indice signalant une dépréciation réelle du taux de change.

Tableau 1. *Indices de distorsion des taux de change réels par rapport à l'ECU*

	1991	1992	1993	1994	1995
Bulgarie	62.77	53.17	75.54	58.07	70.78
Rep. Tchèque	45.20	50.69	65.44	64.38	73.22
Hongrie	86.62	89.83	105.36	94.88	95.25
Lettonie	105.64	102.2	131.82	111.30	145.20
Lituanie	112.34	139.85	188.41	171.63	250.40
Pologne	71.15	73.27	84.83	73.39	84.30
Roumanie	56.99	61.99	92.80	83.47	93.06

Source : calculs des auteurs, à partir de la base CHELEM-CEPII

<sup>4</sup> L'objectif de ce projet est l'estimation de taux de PPA pour un grand nombre de pays, à partir d'enquêtes sur les niveaux de prix. Voir Banque mondiale [1993].

<sup>5</sup> Voir CHELEM [1997]. Toutefois, on n'utilise pas les pays supplémentaires proposés par CHELEM, car les données sont estimées à partir de l'effet Balassa. L'échantillon serait en effet biaisé.

<sup>6</sup> Il s'agit d'une approximation traditionnelle, souvent utilisée pour estimer l'effet Balassa. Voir par exemple Busson & Villa [1996], Baneth [1994], Dollar [1992] ou Lafay [1984].

On observe ainsi que tous les pays ont connu un processus d'appréciation réelle depuis le début de la période de transition. La plupart présente une situation initiale de sous-évaluation, l'appréciation ultérieure du taux de change se produisant ensuite à des rythmes différenciés selon les pays.

Ces résultats sont ~~en~~ conformes ~~à~~ avec ce que l'on observe habituellement dans les pays en transition (voir par exemple : Commission Européenne [1998], Halpern & Wyplosz [1995, 1996], Stolze [1997]), qui ont choisi de dévaluer leurs monnaies au début de la période de transition, afin de limiter les coûts de l'ajustement en assouplissant leur contrainte extérieure. Les régimes de change adoptés ont ensuite déterminé le comportement des taux de change réels : les systèmes de flottement géré (Bulgarie, Hongrie, Roumanie) et de *crawling peg* (Pologne depuis 1991) conduisant à une appréciation nettement moins rapide que les systèmes de caisse d'émission (Lituanie depuis 1994) ou de parité fixe (République tchèque de 1990 à 1997).

## TAUX DE CHANGE REEL D'EQUILIBRE FONDAMENTAL ET PAYS EN TRANSITION : LE MODELE D'EDWARDS [1994]

### Estimations de taux de change d'équilibre pour les pays en développement et en transition

Alors que la littérature sur les taux de change d'équilibre fondamentaux (TCEF) est très abondante pour les pays industrialisés, il existe peu de travaux théoriques et empiriques appliqués aux pays en développement. On peut signaler néanmoins, les travaux de Edwards [1994, 1997] et Elbadawi [1994, 1997], qui proposent des estimations de taux de change d'équilibre pour un échantillon géographiquement étendu de pays. Hainaut & Kauffman [1997] quant à eux s'appuient sur le modèle développé par Stein [1994, 1995] pour proposer une estimation de taux de change réel naturel pour la Corée et la Thaïlande. Toutefois, ce dernier travail paraît difficilement extensible à d'autres pays, en particulier car il nécessite l'utilisation de séries longues de productivité marginale du capital, qui ne sont pas disponibles pour les pays en transition.

Les travaux sont encore plus rares pour les pays en transition. ~~Le~~ travail de Halpern & Wyplosz [1995, 1996] constitue ainsi une exception, mais le taux de change d'équilibre y est défini par un effet Balassa-Samuelson élargi qui tient compte ~~d'également~~ des déterminants du niveau des prix relatifs plus directement associés à la transition. Il ne s'agit donc pas, à strictement parler, d'un taux de change réel d'équilibre évalué en termes de double équilibre, interne et externe. Par ailleurs, son estimation se révèle particulièrement complexe, la faible dimension des séries imposant un exercice d'estimation sur séries temporelles et séries en coupe, ce qui amène les auteurs à estimer des modèles à correction d'erreur sur données de panel. On notera que la Hongrie, selon les estimations proposées, présentait, au moment de son ouverture à l'économie de marché, un niveau de taux de change réel proche de l'équilibre. La difficulté technique - et les limites - d'un tel exercice empirique conduisent alors à retenir une approche plus traditionnelle, proposée par Edwards en 1989.



## Un modèle simple de taux de change d'équilibre pour une petite économie ouverte

Le cadre théorique présenté ci-dessous propose une synthèse du modèle d'Edwards [1989, 1994] et des travaux d'Elbadawi [1994, 1997]. Le taux de change réel d'équilibre est le prix relatif des biens non-échangeables par rapport aux biens échangeables qui conduit à la réalisation simultanée des équilibres interne et externe. L'équilibre interne est défini par l'équilibre du marché des biens non-échangeables. L'équilibre externe est atteint lorsque les soldes courants actuels et futurs sont compatibles avec les flux de capitaux soutenables à long terme. Edwards se réfère ainsi clairement à la définition du TCEF proposée par Williamson. Toutefois, dans la mesure où le taux de change d'équilibre est estimé par les techniques de cointégration, cette démarche s'inscrit davantage dans ce que Clark & MacDonald [1998] qualifient d'approche « comportementale ». En effet, l'approche de Edwards-Elbadawi ne comporte pas les aspects normatifs qui caractérisent le concept de taux de change d'équilibre fondamental développé par Williamson, et le taux de change d'équilibre est calculé à partir du comportement observé de ses déterminants. Le taux de change de référence  $y$  représente donc un équilibre au sens statistique.

Les équations suivantes résument le modèle, et décrivent la situation d'une petite économie produisant trois biens (un exportable, un importable et un non-échangeable). Le prix des exportations et des importations (biens homogènes) est déterminé sur le marché mondial ; celui du bien non-échangeable est déterminé par l'équilibre de l'offre et de la demande sur le marché national. Le modèle suppose par ailleurs une mobilité parfaite du capital, ainsi qu'une substituabilité parfaite des actifs nationaux et étrangers.

$$P_x = \frac{1}{s} P_x^* - t_x \% \quad (1)$$

$$P_m = \frac{1}{s} P_m^* + t_m \% \quad (2)$$

$P_x, P_x^*, P_m, P_m^*$  sont respectivement les prix national et étranger des biens importable et exportable,  $s$  étant le taux de change nominal à l'incertain.  $t_x$  et  $t_m$  sont les subventions à l'exportation et les droits de douane sur les importations. Le niveau général des prix du secteur exposé est donc :

$$P_t = \frac{1}{s} [P_x^* (1 - t_x)]^a [P_m^* (1 + t_m)]^{(1-a)} \quad (3)$$

L'équilibre du marché des non-échangeables est obtenu par l'égalisation de la production nationale ( $Y_n$ ) et de la somme de la demande nationale privée ( $D_n$ ) et publique ( $G_n$ ).  $G_n = g_n Y$ ,  $g_n$  étant la propension du gouvernement à consommer des biens non-échangeables, et  $g$  le poids de la consommation publique.

$$Y_n = y_n (\bar{P}_x, \bar{P}_m, \bar{P}_n, \bar{Y}) \quad (4)$$

$$D_n = d_n (\bar{P}_x, \bar{P}_m, \bar{P}_n, \overbrace{(A - gY)}^+, \bar{G}_n) \quad (5)$$

$$d_n (P_x, P_m, P_n, (\frac{A}{Y} - g)) + g_n = y_n (P_x, P_m, P_n) \quad (6)$$

On se concentre ici sur le long terme. Par conséquent, il n'existe pas de différentiel de taux d'intérêt entre l'économie nationale et l'étranger, on fait donc l'hypothèse qu'il n'y a pas de flux de capitaux<sup>7</sup>. Par conséquent, les déterminants monétaires, qui servent à comprendre l'ajustement du taux de change réel vers l'équilibre de long terme ~~mais~~ ne jouent aucun rôle, ~~et~~ sont exclus de l'analyse. Le taux de change réel étant le rapport

$e = \frac{P_n}{P_t}$ , on obtient  $P_n$  à partir de l'équilibre du marché des non-échangeables, et l'on peut écrire :

$$P_n = p_n \left( \frac{A}{Y} - g, g_n, P_x, P_m \right) \quad (9)$$

$$e = \left( \frac{A}{Y - g, g_n, t_x, t_m, P_x^* / P_m^*} \right) \quad (10)$$

Les signes au-dessus des variables indiquent l'impact théorique des fondamentaux sur le taux de change réel d'équilibre. Un signe négatif correspond à une dépréciation, un signe positif à une appréciation.

Ce modèle comporte un certain nombre de limites. Tout d'abord, il repose uniquement sur des éléments de demande, or il manque un déterminant essentiel du taux de change réel identifié supra, c'est-à-dire les écarts de productivité relative. Edwards et Elbadawi choisissent de résoudre cette difficulté en incluant l'effet Balassa dans les modèle économétrique, ce qui est également la méthode retenue ici. De plus, la question de la soutenabilité des flux de capitaux à intégrer dans la détermination du taux de change d'équilibre n'est pas abordée. Ce point est pourtant essentiel pour les pays émergents qui ont reçu d'importants flux d'investissement<sup>8</sup>. Dans ces conditions, le cadre présenté doit davantage être considéré comme une première approche pour appréhender les taux de change réels d'équilibre dans les pays en transition. Il présente toutefois l'avantage, par rapport à la parité des pouvoirs d'achat, de permettre au taux de change d'évoluer selon une trajectoire en fonction des modifications des déterminants de moyen-long terme.

## Déterminants fondamentaux du taux de change réel

Politique commerciale : une réduction des droits de douane élève la demande de biens étrangers ce qui dégrade le déficit commercial. Si les biens échangeables sont des substituts parfaits aux non-échangeables dans la consommation, le taux de change réel doit se déprécier pour rétablir l'équilibre extérieur.

Termes de l'échange : une détérioration des termes de l'échange contracte le revenu national. La demande de non-échangeables diminue ~~donc~~, ce qui produit une baisse du niveau national des prix, et donc une dépréciation du taux de change réel. ~~Le~~ résultat est étant le plus probable, ~~mais~~ un effet ~~de~~ substitution peut s'ajouter à ~~l'effet~~ -revenu. En effet, la détérioration des termes de l'échange peut amener une augmentation de la consommation d'exportables au détriment des non-échangeables, ce qui accentue les conséquences de l'effet-revenu. Mais elle peut également diminuer la consommation

<sup>7</sup> Cette hypothèse est naturellement contestable dans le cas des pays en transition, qui ont reçu des afflux importants de capitaux liés à la transition, dont on ne tient pas compte dans le modèle.

<sup>8</sup> Pour une discussion des problèmes de soutenabilité des flux de capitaux, voir par exemple : Edwards (1997), Elbadawi (1997) et Avallone & Rault (1999).

d'importables au profit des non-échangeables : l'effet substitution jouera alors en sens inverse, l'effet final restant indéterminé. On supposera que l'effet revenu ~~d'une amélioration des termes de l'échange~~ est plus important que ~~l'son~~ effet de substitution, et que ~~l'une~~ amélioration des termes de l'échange provoque une appréciation du taux de change réel.

Dépense publique : Si l'on suppose que l'essentiel de la dépense publique se porte sur les biens non-échangeables, une hausse de la consommation publique élève la demande de non-échangeables, et donc leur prix, ce qui provoque une appréciation du taux de change réel d'équilibre.

Dépense privée : une hausse de l'absorption privée élève la demande de non-échangeables et donc le prix de ces biens, ce qui provoque une appréciation du taux de change réel. L'effet inverse se produit si la consommation privée se porte essentiellement sur les biens importés : dans ce cas, le taux de change réel doit se déprécier pour compenser la détérioration de la balance commerciale due à la hausse de la consommation de biens importables. On suppose cependant que cet effet ne l'emporte pas, dans la mesure où la croissance provoque généralement une hausse de la demande de services, qui restent dans une large mesure non échangeables.

Amélioration de la productivité : elle doit conduire à une appréciation du taux de change réel (voir *supra*).

## TAUX DE CHANGE D'EQUILIBRE COMPORTEMENTAL EN HONGRIE

### Méthode

Le modèle théorique permet de dériver la relation de long terme suivante entre le taux de change réel d'équilibre et ses fondamentaux :

$$LTCR_t = a_1 + a_2 LOPEN_t + a_3 LA_t + a_4 LG_t + a_5 LTOT_t + a_6 LPROG_t + e_t$$

On mesure la politique commerciale *LOPEN* par le rapport (importations+exportations)/PIB, qui rend compte des barrières commerciales implicites et explicites. Pour rendre compte de la consommation de biens non-échangeables, on utilise la dépense publique *LG* et la consommation privée *LA*, toutes deux en pourcentage du PIB. *LTOT* est l'indice de taux de change réel de la Hongrie par rapport à l'Union européenne, calculé à partir de données d'indices de prix à la consommation. ~~*LTOT* représente est le prix unitaire relatif des importations et des exportations, c'est à dire~~ les termes de l'échange. ~~*LPROG*~~ est le PIB aux prix de 1991 ; cette variable capture l'effet Balassa-Samuelson. Les variables sont toutes exprimées en log ; les séries sont trimestrielles, et proviennent des Statistiques Financières Internationales du FMI.

Les variables sont disponibles pour la période 1985:1 à 1996:4. Celle-ci couvre à la fois une période antérieure à la transition et la période de transition elle-même. Toutefois, il convient de signaler que la Hongrie était certainement le pays d'Europe de l'est le plus ouvert au cours des années 1980. La transition peut ainsi être considérée comme le résultat d'un processus continu dans ce pays, qui n'était pas radicalement isolé du reste du monde, plutôt que comme un choc brutal ou une rupture avec le passé.

Il paraît ainsi légitime d'utiliser une période temporelle relativement longue dans le cas de ce pays.

On teste dans un premier temps l'ordre d'intégration des séries, avant de rechercher une relation de long terme entre les variables. Le test de Dickey-Fuller Augmenté (ADF) permet de conclure qu'aucune des séries n'est stationnaire en niveau. Comme le montre le tableau 2, elles sont au contraire toutes stationnaires en différences premières au seuil de 1 %, et présentent la même forme (absence de trend et/ou de constante), ce qui autorise la recherche d'une relation de long terme. Celle-ci est effectuée en utilisant la méthode de Johansen [1991]. L'analyse porte sur la période 1985:1 - 1996:4, et introduit 2 retards dans le modèle VAR. L'échantillon contient donc 46 observations.

L'utilisation de tous les fondamentaux met en évidence un problème potentiel de collinéarité entre les variables. Les tests conduisent à retirer *LOPEN* du vecteur des fondamentaux, cette variable présentant une forte relation de cointégration avec *LTOT*. On trouve alors un unique vecteur de cointégration entre les variables, au seuil 5 %. (cf. tableau 3)

Tableau 2. Stationnarité des variables en différence première (test ADF).

	Différences retardées	Constante	Constante et trend
LOPEN	-4,91***	non	non
LA	-4,76***	non	non
LG	-4,80***	non	non
LPROG	-4,84***	non	non
LTCR	-4,19***	non	non
LTOT	-8,13***	non	non
Valeurs critiques			
1%	-2,61	-3,57	-4,15
5%	-1,94	-2,92	-3,50
10%	-1,62	-2,59	-3,18

Significatif au seuil de \* 10 % ; \*\* 5 % ; \*\*\* 1 %. Calculs des auteurs

Les variables présentent toutes les signes attendus<sup>9</sup> (cf. tableau 4). Il est dès lors possible d'estimer le TCEF de la Hongrie, ainsi que le décalage de change que ce pays a pu subir sur la période étudiée.

Tableau 3. Nombre de vecteurs cointégrants

Eigenv.	L-max	Trace	H0: r	p-r	L-max90	Trace90
0.4460	27.16	77.58	0	5	21.74	71.66
0.3924	22.92	50.42	1	4	18.03	49.92

<sup>9</sup> Les signes des coefficients de la relation de long terme sont opposés, puisque la procédure de Johansen estime le vecteur suivant :

$$g = [LTCR_t, LPROG_t, LA_t, LG_t, LOPEN_t]$$

0.2494	13.20	27.50	2	3	14.09	31.88
0.1800	9.13	14.30	3	2	10.29	17.79
0.1064	5.17	5.17	4	1	7.50	7.50

Source : calculs des auteurs

Les tests de la trace et du Lambda-max indiquent l'existence d'un vecteur de cointégration au seuil de 10%.

Tableau 4. Coefficients de cointégration normalisés

LTCRN	LA	LG	LPROG	LOPEN	Constante
1.000	1.069	3.589	1.890	-0.808	-10.203

Source : calculs des auteurs.

### Taux de change réel d'équilibre et décalage de change en Hongrie

Le taux de change réel d'équilibre comportemental, estimé en utilisant la relation de long terme fournie par l'analyse de cointégration, est représenté ci-dessous.

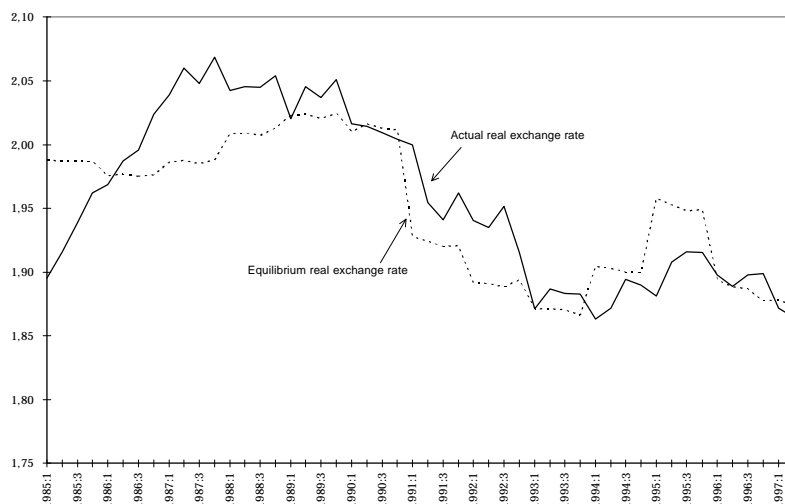
Il est frappant de constater sur le graphique 1 que le taux de change réel d'équilibre s'éloigne assez peu et assez rarement de son niveau d'équilibre estimé<sup>10</sup>. Cette caractéristique [signale](#) que la politique de change hongroise recherche la stabilisation du taux de change réel autour de son niveau d'équilibre, [afin de maintenir](#) la compétitivité du pays par rapport à l'Union européenne<sup>11</sup>. Et de fait, au cours de la période étudiée, le taux de change nominal du forint hongrois se déprécie de manière continue par rapport à l'ECU.

La Hongrie a ainsi minimisé la distorsion du taux de change réel par rapport à son niveau d'équilibre « comportemental », du moins jusqu'au début de 1994, où le taux de change connaît une surévaluation réelle relativement importante. Cette situation peut s'expliquer par le ralentissement économique que la Hongrie a subi à [cette période](#) (le taux de change d'équilibre tend à se déprécier, en particulier du fait de la contraction de la demande privée et publique, alors que la dépréciation du taux de change nominal est ralentie pour réprimer les tensions inflationnistes que connaît le pays).

Graphique 1. *Taux de change réel et taux de change d'équilibre pour la Hongrie, 1985:1 - 1997:2*

<sup>10</sup> C'est naturellement le comportement du taux de change réel après la période d'ouverture, au début des années 1990, qui présente le plus d'intérêt, même si la Hongrie était un des pays les plus ouverts de l'ancien bloc socialiste.

<sup>11</sup> Cette orientation de la politique de change sur le maintien de la compétitivité externe peut être justifiée dans le cadre d'une approche en termes de zone monétaire optimale. Bénassy-Quéré & Lahrière-Révil [1998] montrent en effet que, dans une telle perspective, la stratégie hongroise peut être considérée comme un optimum.



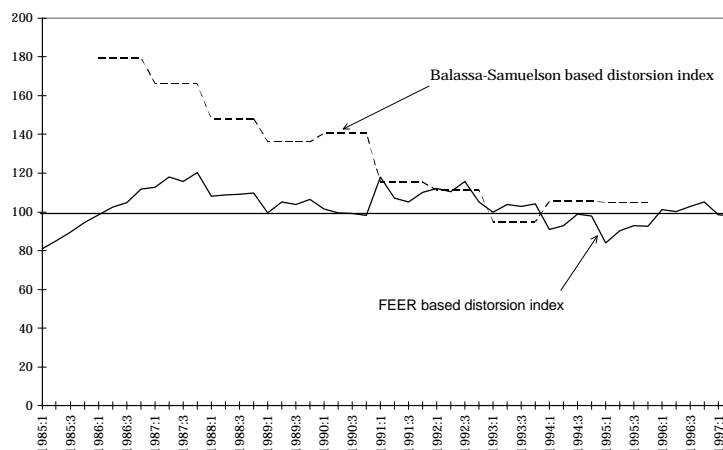
Source : calculs des auteurs. Une augmentation du taux de change réel signale une dépréciation réelle de la monnaie.

L'analyse en termes de taux de change d'équilibre comportemental permet ainsi de porter un diagnostic sur l'état du taux de change réel du forint hongrois. Il reste cependant à s'assurer que les conclusions que l'on obtient sont compatibles avec celles que fournit l'analyse fondée sur l'effet Balassa, souvent présentée comme une alternative au calcul de taux de change d'équilibre.

Une telle comparaison se justifie dans la mesure où, pour la plupart des pays en développement et des pays en transition, les techniques économétriques que requiert l'estimation de taux de change d'équilibre comportemental (TCEC) ne sont pas applicables, en raison de [l'étendue limitée](#) des séries temporelles. L'estimation d'un taux de change réel n'est alors possible que si l'on utilise l'effet Balassa.

Le graphique 2 ci-après présente donc les indices de distorsion calculés en utilisant l'approche en termes de TCEC et la norme de Balassa. Dans les deux cas, une valeur supérieure à 100 indique une sous-évaluation réelle.

Graphique 2. Indices de distorsion du forint hongrois selon les approches de Balassa et du TCEC.



Source : calculs des auteurs

Si, avant l'ouverture, les deux méthodes fournissent des résultats divergents, elles semblent au contraire conduire à des diagnostics très similaires depuis 1991<sup>12</sup>, qui concluent qu'à la fin de la période, le taux de change réel de la Hongrie est proche de l'équilibre. Cette conclusion confirme les résultats obtenus par Halpern & Wyplosz [1995, 1996], qui appliquent une analyse dérivée de celle de Balassa-Samuelson à un échantillon combinant séries temporelles et analyse en coupe.

Ainsi, depuis l'ouverture de la Hongrie, les deux méthodes d'estimations tendent à fournir le même diagnostic quant au taux de change réel du forint. Il semble alors possible de conclure que la norme de taux de change d'équilibre de Balassa se présente comme un substitut correct aux estimations fondées sur une analyse en termes de TCEC, qui ne sont pas utilisables pour un grand nombre de pays, en particulier les pays en transition, [pour lesquels les statistiques disponibles sont souvent insuffisantes](#). Cette conclusion offre ainsi une perspective de recherche intéressante, consistant à poursuivre dans la voie de l'estimation de ces deux normes alternatives, afin de s'assurer que les diagnostics des deux modèles convergent véritablement.

## CONCLUSION

Les estimations de taux de change d'équilibre utilisant l'approche de Balassa-Samuelson et une approche en termes de taux de change d'équilibre comportemental semblent indiquer que la politique de change de la Hongrie est orientée sur la préservation de la compétitivité externe de ce pays vis-à-vis de l'Union européenne.

Dans les deux cas, elles convergent depuis l'ouverture de la Hongrie, ce qui permet de conclure que ces deux normes pourraient être de bons substituts pour estimer les taux

<sup>12</sup> Cependant, il faut signaler que le diagnostic fourni par l'analyse de Balassa est sans doute biaisé par l'imperfection des données de prix et de quantité portant sur la période antérieure à l'ouverture.

de change d'équilibre des pays en transition, pour lesquels des séries temporelles sur longue période ne sont pas disponibles, ou peu fiables.

## REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- ASEA P. K., MENDOZA E. [1994a], « Do Long-Run Productivity Differentials Explain Long-Run Real Exchange Rates ? », IMF Working Paper n° 94/60.
- ASEA P. K., MENDOZA E. [1994b], « The Balassa-Samuelson Model: A General-Equilibrium Appraisal », *Review of International Economics*, 2 (3), p. 244-267.
- BALASSA B. [1964], « The Purchasing Parity Doctrine: A Reappraisal », *Journal of Political Economy*, 72, dec., p. 584-596.
- BANETH J. [1994], « La théorie de la parité des pouvoirs d'achat: un nouveau réexamen », *Revue d'économie du développement*, 1, p. 35-72.
- BANQUE MONDIALE [1993], *Purchasing Power of Currencies, Comparing National Incomes Using ICP Data*, International Economics Department, World Bank.
- BENASSY-QUERE A., LAHRECHE-REVIL A. [1998], « Pegging the CEECs Currencies to the Euro », Document de travail du CEPII n° 1998/04, juillet.
- BUSSON F., VILLA P. [1996], « L'effet Balassa, un effet robuste et de longue période », *Economie internationale*, 66, 2ème trimestre, p. 43-53.
- CHELEM [1997], « Les nomenclatures détaillées et les indicateurs », Document de travail CEPII, juillet.
- COMMISSION EUROPEENNE [1998], « Indicateurs de compétitivité-prix et de la compétitivité-coûts pour les pays d'Europe Centrale et orientale », *Economie Européenne, Supplément A, Analyses Economiques*, n°5, Mai.
- DE GREGORIO J., GIOVANNINI A., WOLF H. [1994], « International Evidence on Tradable and Non-Tradable Inflation », *European Economic Review*, 38, p. 1225-1244.
- DOLLAR D. [1992], « Outward-Oriented Developing Economies Really Do Grow More Rapidly. Evidence from 95 LDCs, 1976-1985 », *Economic Development and Cultural Change*, 40 (3), avril, p. 523-544.
- EDWARDS S. [1989], *Real exchange rate, devaluation and adjustment*, MIT Press.
- EDWARDS S. [1994], « Real and monetary determinants of real exchange rate behavior: Theory and Evidence from developing countries », in Williamson J. ed, *Estimating Equilibrium Exchange Rates*, Institute for International Economics, Wash.
- EDWARDS S. [1997], « Exchange rate issues in developing and transitional economies », *Journal of African Economies*, vol. 6, n°3, p. 37-73
- ELBADAWI A. I. [1994], « Estimating Long run Equilibrium exchange rates », in Williamson J. ed, *Estimating Equilibrium Exchange Rates*, Institute for International Economics, Wash.



- ELBADAWI A. I. [1997], « Real Exchange Rates and Macroeconomic Adjustment in Sub-Saharan Africa and Other Developing Countries », *Journal of African Economies*, 6 (3), p. 74-120.
- FMI, *Statistiques financières internationales*, différents numéros.
- FRANKEL J.A., ROSE A. K. [1995], « A Panel Project on Purchasing Power Parity: Mean Reversion Within and Between Countries », NBER Working Paper n° 5006, février
- HAINAUT C., KAUFMANN P. [1997], « Are Asian Currencies Misaligned ? The Thai and Korean Cases », Colloque International Europe-Asie, les enjeux de l'interdépendance, 25-26 septembre, Le Havre.
- HALPERN L. & WYPLOSZ C. [1995], « Equilibrium Real Exchange Rates in Transition », CEPR Discussion Paper, n°1145, avril.
- HALPERN L. & WYPLOSZ C. [1996], « Equilibrium Exchange Rates in Transition Economies », IMF Working Papers, 96/125, novembre.
- JOHANSEN S. [1991], « Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models » *Econometrica* 59, p. 1551-1580.
- LAFAY G. [1984], « Pour des taux de change de référence », *Economie prospective internationale*, 17, 1er trimestre, p. 37-62.
- CLARK B. Peter, MACDONALD Ronald (1998), « Exchange rates and economics fundamentals : a methodological comparison of BEERs and FEERs », IMF Working Paper, WP/98/67, 38 p.
- MICOSSI S., MILESI-FERETTI G. IMPORTATIONS. [1994], « Real Exchange Rates and the Prices of Nontraded Goods », IMF Working Paper n° 94-19.
- SAMUELSON P. A. [1964], « Theoretical Notes on Trade Problems », *Review of Economics and Statistics*, mai.
- STEIN J. L. [1994], « The Natural Real Exchange Rate of the US Dollar and Determinants of Capital Flows », in Williamson, ed. [1994], *Estimating Equilibrium Exchange Rates*, Institute for International Economics, Wash.
- STEIN J. L., R. A. REYNOLDS. & associates [1995], *Fundamental Determinants of Exchange Rates*, Oxford University Press.
- STOLZE F. [1997], « The Central and East European currency phenomenon reconsidered », *Eastern European Economics*, vol. 35, n°1, pp. 5-30.
- WILLIAMSON J. [1983], *The Exchange Rate System*, Institute for International Economics, Wash.
- WILLIAMSON J. [1994], *Estimating Equilibrium Exchange Rates*, Institute for International Economics, Wash.

Mots-clé : taux de change réel, taux de change d'équilibre, économies en transition, Hongrie