

La parité des pouvoirs d'achat pour l'économie chinoise : une nouvelle analyse par les tests de racine unitaire *

Olivier Darné **, Jean-François Hoarau ***

1 Introduction

Dans les dernières décennies, la Chine a transformé avec succès son économie centrale planifiée rigide en une économie de plus en plus ouverte et orientée vers le marché ¹. La Chine a ainsi atteint une croissance économique impressionnante et est devenue une force significative dans l'économie mondiale. En raison des surplus persistants de sa balance commerciale et de la rapide accumulation induite de ses réserves de change, la Chine a fait l'objet récemment d'une attention particulière. Celle-ci s'est plus particulièrement focalisée sur les aspects liés à son régime de change et sa devise, le Renminbi ² [RMB]. A cause de l'intégration croissante de la Chine dans l'économie mondiale et le fait que les changements dans son taux de change auront un impact extérieur important, la question de l'appréciation de RMB et les options pour le régime de change chinois est devenue d'un intérêt majeur pour de nombreux pays.

Se pose alors la question du désajustement du Renminbi, plus précisément de sa sous-évaluation, et de son influence sur les déséquilibres extérieurs des partenaires commerciaux de la Chine. Bien entendu, la détermination du degré de désajustement de la devise chinoise implique celle d'un taux de change réel d'équilibre. D'un point de vue très général, il existe deux grandes visions du taux change réel d'équilibre. Premièrement, la parité réelle de référence peut être considérée comme constante au cours du temps,

* Nous tenons à remercier le rapporteur anonyme pour ses remarques et commentaires.

** EconomiX, Université Paris X-Nanterre.

*** Correspondance : Jean-François Hoarau, CERESUR, Université de La Réunion, Faculté de Droit et d'Économie, 15 Avenue René Cassin, BP 7151, 97715 Saint Denis Mess cedex 9, France. Tél. : +33-2-62-93-84-43; fax: +33-2-62-93-84-72. Email : jfhoarau@univ-reunion.fr.

¹ Branstetter et Lardy (2006) présentent un résumé des principales étapes de l'évolution de la politique chinoise vers le commerce international et l'investissement direct étranger et de leurs conséquences depuis la fin des années 1970.

² La devise chinoise a été renommée le Renminbi (littéralement « la monnaie du peuple ») en 1969, et le Yuan est resté l'unité de compte.

vérifiant ainsi la propriété de « retour à la moyenne » et donc la parité des pouvoirs d'achat [PPA]. Deuxièmement, si le taux de change réel n'est pas stationnaire, alors la parité d'équilibre doit être envisagée comme une trajectoire, plutôt qu'un point, déterminée par un ensemble de fondamentaux macro-économiques.

En dépit des nombreuses avancées dans le domaine économétrique, le débat portant sur la validité de la PPA reste aujourd'hui encore largement ouvert (Froot et Rogoff, 1995 ; Sarno et Taylor, 2002 ; Taylor et Taylor, 2004 ; Taylor, 2006). Très récemment, ce dernier s'est élargi à l'économie chinoise. Deux éléments nouveaux justifient cet état de fait. Dans un premier temps, des données plus ou moins longues et fiables sont désormais disponibles pour la Chine. Dans un second temps, le comportement récent du Renminbi a attiré l'attention des décideurs économiques, et particulièrement des décideurs américains.

Plusieurs travaux récents se sont focalisés directement sur ce problème dans le cadre de l'économie chinoise. Xiaopu (2002), Wang (2005) et Shi (2006) utilisent le test standard de racine unitaire de Dickey et Fuller (1979) sur le taux de change réel effectif, respectivement pour les périodes 1980-1999, 1980-2003 et 1991-2005, et concluent à sa non stationnarité³. Coudert et Couharde (2005) testent sur données de panel la validité de la PPA à la fois sur les séries bilatérale (par rapport au Dollar US) et effective pour les années 2002 et 2003. Là encore, la présence d'une racine unitaire ne peut être écartée. Enfin, Funke et Rahn (2005) appliquent le test de racine unitaire avec rupture structurelle de Perron (1997) sur la série du change réel effectif pour la période 1985-2002. Malgré la prise en compte dans les estimations de la rupture structurelle survenue au cours du dernier trimestre 1993, l'invalidité de la PPA est une fois de plus confirmée. L'ensemble de ces travaux propose ainsi de rejeter la PPA et d'estimer alors le taux de change réel d'équilibre sur la base d'une relation partagée avec plusieurs déterminants fondamentaux.

Néanmoins, nous pensons que les différentes méthodes utilisées pour évaluer la présence d'une racine unitaire souffrent de plusieurs lacunes qui peuvent amener à rejeter trop facilement la stationnarité du taux de change réel chinois. En effet, elles ne prennent pas en compte dans les estimations la présence de ruptures structurelles multiples, d'une part, et d'éventuels points aberrants, d'autre part. Or, les évolutions économique et politique de la Chine sur les deux dernières décennies, et notamment en matière de politique de change (Lin et Schramm, 2003 ; Huang et Wang, 2004) sont susceptibles d'engendrer ce type de phénomènes. Par conséquent, dans cet article, nous proposons de poursuivre les investigations en matière de PPA en utilisant

³ Xiaopu (2002) et Shi (2006) obtiennent le même résultat en appliquant le test de Phillips et Perron (1988).

des procédures efficaces et robustes à ce type de problèmes. Ainsi, les tests de racine unitaire développés par Elliott, Rotemberg et Stock (1996) et Ng et Perron (2001) sont appliqués sur le taux de change réel du Renminbi sur la période 1970-2006 (en fréquence mensuelle), corrigé de la présence de ruptures structurelles et de points aberrants.

La suite de l'article est organisée de la manière suivante. La deuxième section expose le problème de l'utilisation de la PPA pour l'économie chinoise et donne une description des données utilisées dans ce travail. La troisième section décrit et met en œuvre une procédure de détection des points atypiques dans les séries temporelles. Les points identifiés, associés au comportement de politique de change de la Chine, sont également discutés. Une quatrième section applique différents tests de racine unitaire efficaces sur les séries corrigées de ce type de points. Une dernière section revient sur les grandes conclusions de l'article.

2 Description des données

Aujourd'hui encore, de nombreuses études appliquées se fondent sur la PPA pour établir le niveau de référence du taux de change réel chinois et dresser son degré de désajustement. Au moins deux raisons peuvent être avancées pour justifier cet état de fait. D'un côté, la structure particulière de l'économie chinoise et le problème de la non fiabilité relative des données, récurrent pour ce type de pays, font qu'il n'est généralement pas possible d'estimer un indicateur d'équilibre du Renminbi comme il est traditionnellement fait pour des monnaies comme le Dollar américain, l'Euro ou le Yen (Aglietta, Berreti et Cohen, 2004). De l'autre, les rares tentatives d'estimation reposant sur les modèles structurels de taux de change d'équilibre, mentionnés précédemment, aboutissent à des résultats substantiellement différents voire même contradictoires. Certains, en effet, confirment les critiques actuelles sur le régime de change chinois en proclamant que la monnaie chinoise est fortement sous-évaluée, alors que d'autres montrent que ces critiques ne sont pas fondées en estimant un degré de désajustement faible et proche de zéro⁴.

Aussi, dans la littérature contemporaine, trois approches sont souvent retenues pour évaluer le comportement de la devise chinoise (Funke et Rahn, 2005). Les deux premières approches sont celles proposées par le célèbre

⁴ Pour une discussion sur ce débat de la sous-évaluation du Renminbi, voir Se-Eun et Mazier (2003), Roberts et Tiers (2003), Eichengreen (2004), Zhang et Pan (2004), Frankel (2005), Laurenceson et Qin (2005), Coudert et Couharde (2005) et Funke et Rahn (2005), Dropy (2005), Goldstein (2006), Kaplan (2006), Shi (2006), Goldstein et Lardy (2006), Cheung, Chinn et Fujii (2007), entre autres.

journal *The Economist*, à savoir les indices « *Big Mac*⁵ » et « *Tall Latte*⁶ ». Ces dernières aboutissent à des résultats qualitativement similaires puisque les indices Big Mac et Tall Latte donnent une sous-évaluation du Renminbi respectivement de 56% (avril 2003) et de 1% (janvier 2004). La troisième approche, à savoir celle du « Programme de Comparaison Internationale » de la Banque Mondiale, vise à mettre en évidence les écarts par rapport à la PPA en ne tenant plus compte que d'un seul bien, comme c'est le cas dans les méthodes précédentes, mais d'un panier relativement grand de biens. Cette dernière conclue également à une forte sous-évaluation du Renminbi en 2001.

Les études basées sur la théorie de la PPA semblent donc indiquer un consensus sur la sous-évaluation significative de la monnaie chinoise. Pouvons-nous pour autant nous contenter de ces conclusions qui reposent malheureusement sur des bases théoriques largement critiquées dans la littérature. Il apparaît donc important de tester si la PPA est valide à long terme, autrement dit si l'hypothèse de stationnarité du taux de change réel est vérifiée pour le cas de l'économie chinoise. Si tel n'est pas le cas, alors la PPA ne pourra pas servir de référence pour l'évaluation du niveau d'équilibre du change et pour la mise en place de la politique économique destinée à résorber les désajustements éventuels.

Pour cela, et compte tenu des préoccupations actuelles sur la politique de change menée par les autorités chinoises, nous choisissons de tester la stationnarité du taux de change réel chinois sous sa forme bilatérale par rapport au Dollar US⁷.

On considère le taux de change réel bilatéral (*RER*)⁸ en fréquence mensuelle sur la période 1970.1-2006.12. Il se définit, sous forme logarithmique, par la relation suivante :

$$RER_t = s_t - p_t + p_t^*$$

où s_t représente le logarithme du taux de change nominal bilatéral par rapport au Dollar US (côté à l'incertain), et p_t et p_t^* représentent respecti-

⁵ L'indice Big Mac, introduit en septembre 1986 par le journal *The Economist*, est une manière informelle de mesurer la parité des pouvoirs d'achat entre deux devises. Cette méthode détermine le taux de change PPA entre deux pays A et B en divisant le coût (exprimé en monnaie locale) d'un Big Mac offert dans un pays A par le coût (exprimé en monnaie locale) d'un Big Mac offert dans un pays B. La valeur obtenue est ensuite comparée au taux de change bilatéral observé. Un écart entre les deux valeurs donne alors un indicateur du désajustement de la monnaie considérée. Voir Yang (2004) pour une évaluation de l'indice Big Mac dans le cadre de l'appréciation du Renminbi.

⁶ Cet indice, introduit en janvier 2004, repose sur la même idée que celle de l'indice Big Mac. La différence tient dans le fait que les prix du Big Mac sont remplacés par les prix d'une tasse de café offerte dans les différents établissements de la chaîne internationale *Starbucks*.

⁷ Nous avons également étudié le taux de change réel effectif afin de prendre en compte les aspects de compétitivité-prix de l'économie chinoise sur le plan international. Les résultats obtenus avec la série effective sont identiques à ceux issus de la série bilatérale.

⁸ La série est extraite de la base ERS-USDA disponible à l'adresse <http://www.ers.usda.gov/data/macroecconomics/>.

vement les logarithmes des indices de prix à la consommation chinois et américain⁹. En clair, une augmentation du *RER* indique une dépréciation réelle du Renminbi par rapport au Dollar US (graphique 1).

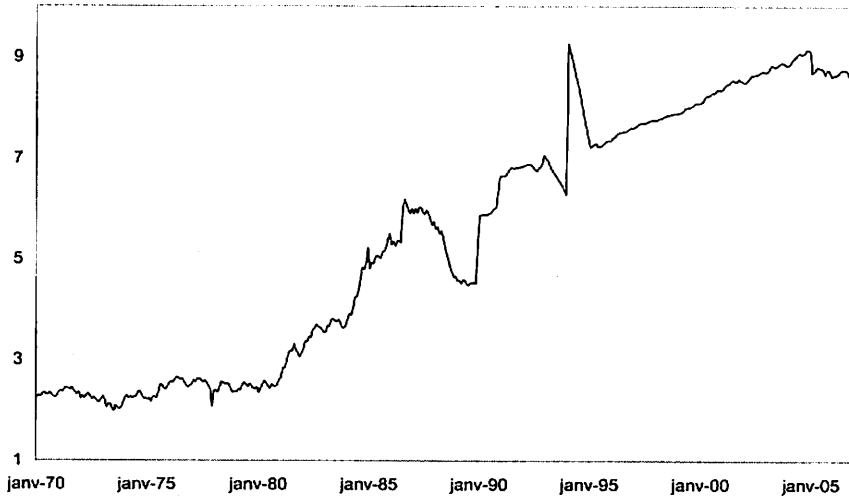


Figure 1 : Série du taux de change réel chinois

3 Identification des points atypiques

Les points atypiques (*outliers*) représentent des changements brusques de nature temporaire ou permanente dans le niveau d'une série temporelle. Ces points sont également appelés « *infrequent large shocks* » dans la littérature anglo-saxonne. Il existe plusieurs méthodes de détection des points aberrants qui sont issues de l'analyse d'intervention proposée par Box et Tiao (1975). Une procédure souvent utilisée est celle développée par Tsay (1988) qui a été modifiée par la suite par Balke et Fomby (1994). Ici nous retenons la procédure suggérée par Chen and Liu (1993) et améliorée par Gómez et Maravall (1997) dans leur logiciel TRAMO¹⁰.

Considérons une série temporelle univariée y_t^* décrite par un modèle ARIMA (p, d, q) :

⁹ Il convient de préciser que les indices de prix de gros sont plus adaptés pour évaluer la PPA à long terme. Toutefois, ces indices ne sont pas disponibles pour la Chine pour la majeure partie des années 1980.

¹⁰ Acronyme de *Time Series Regression with ARIMA Noise, Missing Observations, and Outliers*. Franses et Haldrup (1994), Tolvi (2001), Darné et Diebolt (2004, 2006) et Darné et Hoarau (2007) ont également employé cette méthode pour détecter et corriger les points atypiques dans des séries macroéconomiques tandis que Balke et Fomby (1991, 1994) et Bradley et Jansen (1995) ont plutôt appliquée celle de Tsay (1988).

$$\alpha(B)\phi(B)y_t^* = \theta(B)a_t \quad t = 1, \dots, T \tag{1}$$

où B est l'opérateur retard, a_t est un processus de bruit blanc, et $\alpha(B), \phi(B), \theta(B)$ sont des polynômes d'ordre respectifs d, p et q . Les points atypiques sont classés et modélisés par des polynômes de régression de la manière suivante :

$$y_t = y_t^* + \sum_I \omega_i \nu_i(B) I_t(\tau) \quad i = 1, \dots, 4 \tag{2}$$

où y_t^* est un processus ARIMA, ν_i le polynôme caractérisant le point atypique qui se produit au temps $t = \tau$, ω_i son impact sur la série, et $I_t(\tau)$ une variable indicatrice prenant la valeur de 1 au temps $t = \tau$ et 0 sinon.

Il existe principalement quatre types de variables de régression pour traiter des points atypiques : les *additive outliers* [AO], les *innovation outliers* [IO], les *level shifts* [LS], et les *temporary changes* [TC]. Leur polynôme sont

$$\begin{aligned} \text{AO} : \nu_i(B) &= 1 & \text{LS} : \nu_i(B) &= 1/(1 - B) \\ \text{IO} : \nu_i(B) &= \theta(B)/\alpha(B)\phi(B) & \text{TC} : \nu_i(B) &= 1/(1 - \delta B) \end{aligned}$$

Ces points atypiques affectent les observations d'une série différemment. Les AO affectent une seule observation à un moment du temps dans la série temporelle ; les LS ont un effet permanent sur le niveau de la série ; les TC affectent temporairement la série en retournant à son niveau précédent de manière exponentielle, où le paramètre δ représente la vitesse de retour ($0 < \delta < 1$) ; et les IO ont un effet plus complexe¹¹ selon le type de série. Pour une série stationnaire, ils affectent temporairement la série car son impact diminue dans le temps (avec la même dynamique que les innovations du modèle). En revanche, pour une série non stationnaire, les IO ont un effet initial à un moment du temps puis un effet permanent (Chen et Liu, 1993). On considère que les AO et les IO sont des points atypiques et que les TC et les LS sont plutôt des changements structurels. Les TC représentent un changement éphémère sur le niveau de la série tandis que les LS reflètent plutôt un choc permanent sur le niveau et seulement un effet transitoire sur le taux de croissance. En outre, les IO ont un effet permanent si la série est non stationnaire.

Un modèle ARIMA est ajusté à y_t^* dans l'équation (1), et les résidus obtenus sont définis par :

$$\hat{a}_t = \pi(B)y_t \tag{3}$$

où $\pi(B) = \alpha(B)\phi(B)/\theta(B) = 1 - \pi_1 B - \pi_2 B^2 - \dots$

¹¹ En effet, excepté pour les IO, les effets des points atypiques sur la série observée sont indépendants de la modélisation de cette dernière.

Pour les quatre types de points typiques définis précédemment, l'équation (3) devient :

$$\begin{aligned}
 \text{AO : } \quad \hat{a}_t &= a_t + \omega_1 \pi(B) I_t(\tau) \\
 \text{IO : } \quad \hat{a}_t &= a_t + \omega_2 I_t(\tau) \\
 \text{LS : } \quad \hat{a}_t &= a_t + \omega_3 [\pi(B)/(1 - B)] I_t(\tau) \\
 \text{TC : } \quad \hat{a}_t &= a_t + \omega_4 [\pi(B)/(1 - \delta B)] I_t(\tau)
 \end{aligned}$$

Ces expressions peuvent être vues comme un modèle de régression pour les résidus \hat{a}_t , c'est-à-dire

$$\hat{a}_t = \omega_i x_{i,t} + a_t \quad i = 1, 2, 3, 4,$$

avec $x_{i,t} = 0$ pour tout i et $t < \tau$, $x_{i,t} = 1$ pour tout i et $t = \tau$, et pour $t > \tau$ et $k \geq 1$, $x_{1,t+k} = -\pi_k$ (AO), $x_{2,t+k} = 0$ (IO), $x_{3,t+k} = 1 - \sum_{j=1}^k \pi_j$ (LS) et $x_{4,t+k} = \delta^k - \sum_{j=1}^{k-1} \delta^{k-1} \pi_j$ (TC).

La détection des points atypiques est fondée sur des statistiques de test du rapport de vraisemblance définies par :

$$\begin{aligned}
 \text{AO : } \quad \hat{t}_1(\tau) &= [\hat{\omega}_1(\tau) / \hat{\sigma}_a] / \left(\sum_{t=\tau}^n x_{1,t}^2 \right)^{1/2} \\
 \text{IO : } \quad \hat{t}_2(\tau) &= \hat{\omega}_2(\tau) / \hat{\sigma}_a \\
 \text{LS : } \quad \hat{t}_3(\tau) &= [\hat{\omega}_3(\tau) / \hat{\sigma}_a] / \left(\sum_{t=\tau}^n x_{3,t}^2 \right)^{1/2} \\
 \text{TC : } \quad \hat{t}_4(\tau) &= [\hat{\omega}_4(\tau) / \hat{\sigma}_a] / \left(\sum_{t=\tau}^n x_{4,t}^2 \right)^{1/2}
 \end{aligned}$$

avec $\hat{\omega}_i(\tau) = \sum_{t=\tau}^n \hat{a}_t x_{i,t} / \sum_{t=\tau}^n x_{i,t}^2$ pour $i = 1, 3, 4$,

et $\hat{\omega}_2(\tau) = \hat{a}_\tau$

où $\hat{\omega}_i(t)$ ($i = 1$ à 4) représente l'estimation de l'impact du point atypique au temps $t = \tau$, et $\hat{\sigma}_a$ est une estimation de la variance des résidus¹².

Les points atypiques sont identifiés lors d'une procédure de détection séquentielle, comprenant une itération interne et une autre externe. Dans l'itération externe, en supposant qu'il n'y a pas de points atypiques, un modèle ARIMA (p, d, q) est estimé, donnant ainsi les résidus. Les résultats de l'itération externe sont alors utilisés dans l'itération interne pour identifier les points atypiques. Les statistiques de test du rapport de vraisemblance pour les quatre types de points atypiques sont calculées pour chaque observation.

¹² Voir Chang, Tiao et Chen (1988).

La valeur absolue la plus grande de ces statistiques $\hat{\tau}_{max} = \max |\hat{\tau}_i(\tau)|$ est comparée à une valeur critique ¹³. Si la statistique de test est plus grande, alors un point atypique est identifié au temps $t = \tau$. Dans ce cas, l'observation y_t au temps $t = \tau$ est ajustée pour obtenir l'observation corrigée y_t^* à partir de l'équation (2) en utilisant $\hat{\omega}_i$, c'est-à-dire $y_t^* = y_t - \hat{\omega}_i v_i I_t(\tau)$. Ce processus est répété jusqu'à ce que plus aucun point ne soit trouvé. Ensuite, on retourne à l'itération externe pour ré-estimer le modèle ARIMA en utilisant les données corrigées, et on recommence à nouveau l'itération interne. Cette procédure est répétée jusqu'à ce que plus aucun point atypique ne soit détecté. Finalement, une régression multiple sur la série y_t^* est effectuée sur les différents points atypiques identifiés afin de déterminer les points atypiques fallacieux ¹⁴.

Date	Type	Amplitude	t-stat
1973.02	AO	-0.051	-4.10
1977.12	AO	-0.145	-11.81
1984.12	AO	0.074	5.80
1986.07	LS	0.118	6.33
1989.12	LS	0.141	7.55
1990.01	LS	0.105	5.71
1994.01	LS	0.392	21.21

Table 1 : *Détection des points atypiques pour le taux de change réel*

L'application de cette procédure sur les données chinoises fait apparaître la présence de plusieurs points atypiques. Le tableau 1 présente les différents points identifiés en fonction de leur datation, de leur type de points, de leur amplitude et de leur statistique de test. Nous montrons ci-dessous que ces derniers peuvent trouver une justification dans le comportement de la politique de change chinoise sur la période étudiée, notamment avec plusieurs dévaluations ¹⁵.

¹³ Dans TRAMO, les valeurs critiques sont déterminées en fonction du nombre d'observations de la série et calculées à partir de simulations par Gómez et Maravall (1997). Ici, la valeur critique tabulée est de 3.80 pour la taille d'échantillon du taux de change bilatéral. Il faut noter que la notion de points atypiques se réfère à celle d'événements rares. Par ailleurs, le fait de prendre une valeur critique plus faible tend à détecter un trop grand nombre de points et risquerait de rendre la série platicurtique.

¹⁴ Voir Tolvi (2001) pour une présentation détaillée de la procédure de détection des points atypiques dans TRAMO.

¹⁵ Il est ainsi possible d'associer ces points détectés à des événements économiques, politiques et financiers qui se sont produits au même moment. Ceci peut se rapprocher du concept d'études d'événements à une différence près. En effet, ce type d'approche impose de connaître au préalable la date d'apparition de l'événement qu'elle cherche à étudier puis analyse son effet sur la série, alors que l'approche des points atypiques permet de connaître la date d'apparition d'un choc auquel un événement majeur est alors associé puis examine son effet sur une série.

Dans les années 1950 et 1960, la Chine a d'abord été ancrée au Dollar US puis à la livre britannique. Ensuite, en janvier 1970, un taux officiel fixe contre le Dollar US a été établi. Après la dévaluation du Dollar US, le taux officiel a été réaligné en février 1973 (AO). Avec la fin du système de Bretton Woods, l'ancrage nominal sur une seule devise de référence a été substitué par un ancrage sur un panier relativement large de monnaies ¹⁶.

Avant 1979, lorsque la Chine a planifié son économie, le taux de change officiel ne jouait aucun rôle significatif dans le commerce extérieur, en raison du monopole d'État dans le commerce extérieur. Les pertes dans les exportations provenant d'un taux de change surévalué ont été compensées par les profits issus des importations. Cependant, le rôle du taux de change a changé après la réforme économique entreprise en 1978. Comme le commerce extérieur est devenu décentralisé, la surévaluation du taux de change officiel était un frein au développement des exportations (Xu, 2000) ¹⁷.

En août 1979, le Conseil d'État a introduit un système de rétention des devises destiné à favoriser les exportations en encourageant les entreprises et les gouvernements locaux à se tourner vers les marchés internationaux. Ce système permettait aux entreprises, et notamment les entreprises à capitaux étrangers, de conserver une partie de leurs recettes d'exportation en devises ¹⁸. Le Conseil d'État a également décidé en janvier 1981 d'adopter, parallèlement au taux de change officiel, un taux interne pour le règlement commercial (*Internal Rate for Trade Settlements*) [IRTS]. La Chine disposait alors d'un système de taux de change dual (Chou et Shih, 1998 ; Lin et Schramm, 2003 ; Constantin et Deblock, 2004). L'IRTS était essentiellement utilisé pour le règlement interne des transactions commerciales et a été établi à 2.8 RMB par Dollar US, tandis que le taux officiel était appliqué pour les transactions non commerciales et a été établi à 1.5 RMB par Dollar US.

Cependant, le Fonds Monétaire International [FMI] a essayé de persuader les autorités chinoises d'éliminer ce système de change dual qui engendrait de nombreuses distorsions, et les autorités américaines ont accusé la Chine d'employer ce système pour subventionner les exportations. En décembre 1984, la banque centrale de Chine, *the People's Bank of China* [PBOC], a annoncé sa décision de supprimer l'IRTS au 1^{er} janvier 1985. Le système de taux de change dual a été formellement abandonné et le taux de change officiel a été fortement dévalué au niveau de 2.8 RMB par Dollar US (AO).

¹⁶ Nous n'avons pas trouvé d'explication pour l'additive outlier de décembre 1977. Ce point peut être dû à une erreur de mesure.

¹⁷ Pour plus de détails, voir Lardy (1992, 2002).

¹⁸ Sous ce système, les unités économiques domestiques du secteur import-export ont bénéficié d'un droit de rétention de devises étrangères proportionnellement aux devises étrangères gagnées (Zhang, 1999).

Vers la fin de l'année 1984, les autorités chinoises ont adopté un certain nombre de mesures administratives pour contrôler la demande intérieure et les importations en réponse à une forte inflation et à une détérioration de la balance des paiements. Une vague de dévaluations s'est par conséquent mise en route d'août 1985 à juillet 1986 pour limiter la perte de compétitivité internationale, dévaluant ainsi le taux de change officiel de 2.8 RMB par Dollar US à 3.7 RMB, notamment en juillet 1986 (LS) avec une forte dévaluation. Cette décision de dévaluer était non seulement un compromis politique mais également une nécessité économique pour rendre le taux de change plus en conformité avec l'évolution des fondamentaux économiques (Lin et Schramm, 2003).

Au milieu des années 1980, le système de rétention des devises montre rapidement ses limites de par l'absence d'un mécanisme d'intermédiation qui aurait permis de canaliser les devises vers les opérateurs économiques, c'est-à-dire de mettre en relation efficacement les acteurs disposant de surplus de devises avec ceux ayant un besoin urgent de devises. Pour alléger cette contrainte, des centres d'ajustement de change (*Foreign Exchanges Adjustment Centers*) ou centres de « swap » (*swap markets*) ont émergé au niveau régional¹⁹, avec l'approbation de Pékin, dans lesquels les acteurs économiques, initialement les entreprises à capitaux étrangers, pouvaient échanger leurs droits de rétention de devises à un taux d'abord fixé par la PBOC, puis graduellement libéralisé (Mehran, Quityn, Nordman et Laurens, 1996). Par la suite, les gouvernements locaux et les entreprises publiques ont pu accéder à ces marchés de swap. A la fin de l'année 1986, avec le développement rapide du marché de swap²⁰, un système de taux de change dual est réapparu, à savoir un taux de change officiel, maintenu fixe, et un taux de change de ces centres de swap, progressivement libéralisé et plus déprécié que le taux officiel. Ce dernier est alors devenu un outil de plus en plus important pour compenser les effets de distorsion du taux de change officiel surévalué et assurer également le dynamisme des exportations.

En 1988, la Chine a adopté un certain nombre de mesures politiques (des rapports plus élevés de rétention, le relâchement du contrôle des prix et l'augmentation de l'offre de devises étrangères) qui ont considérablement stimulées le développement des centres de swap. Néanmoins, le marché a commencé à subir les effets d'un environnement économique défavorable (fortes augmentations du taux d'inflation et déficit commercial). Par conséquent, vers le milieu de l'année 1989, les autorités chinoises ont adopté des mesures très fortes pour stabiliser l'économie, notamment en resserrant les crédits et en augmentant les taux d'intérêt. Deux dévaluations successives importantes (décembre 1989 et janvier 1990 (LS)) ont permis de réduire

¹⁹ Ces marchés de changes « internes » ou centres de swap sont d'abord apparus à Shanghai, Shenzhen et Hainan et ensuite dans l'ensemble des autres provinces.

²⁰ Voir Lardy (1992) et Lin et Schramm (2003) pour une discussion détaillée sur le marché de swap.

considérablement l'écart entre le taux de change des marchés internes (non officiel) et le taux officiel. Le taux des centres de swap était alors devenu un signal important de performance macro-économique.

A partir d'avril 1991, le gouvernement chinois a officiellement adopté un système de taux change flottant administré²¹ sous lequel le taux officiel a été ajusté progressivement. De 1991 à 1993, le taux officiel a été dévalué plusieurs fois.

L'importance de plus en plus marquée des centres de swap (80% des transactions de change sont réalisées sur les marchés internes au début de l'année 1992)²² et le désir du gouvernement chinois de faire de la Chine une véritable économie socialiste de marché conduisent à un nouveau bouleversement dans la politique de change chinoise au début de l'année 1994. En effet, le 1^{er} janvier 1994, le taux officiel et le taux des centres de swap sont unifiés en un taux unique orienté par le marché. Cette unification a provoqué ensuite une forte dévaluation du taux officiel (LS en janvier 1994) à 8.7 RMB par Dollar US. Ce taux pouvait flotter dans une bande de plus ou moins 0.25% par rapport au taux de référence de la veille²³.

Afin de déterminer le taux de change chinois un marché des changes interbancaires, le *China Foreign Exchange Trading Centre*, a été institué pour remplacer l'ancien marché de swap (Shen, 2001). Ce marché est constitué des grandes banques et institutions financières nationales, qui ont été désignées par la PBOC. Après avoir permis une légère appréciation, le PBOC a activement cherché à maintenir le taux de change à environ 8.3 RMB par Dollar US depuis 1995, un taux qui n'a pas été modifié jusqu'au mois de juillet 2005. Officiellement, le régime de taux de change chinois est un régime flottant administré, mais, dans la pratique, le Renminbi est ancré *de facto* au Dollar US depuis 1994 et n'est autorisé à flotter qu'à l'intérieur d'une bande de flottaison très étroite²⁴.

²¹ Bien que le FMI ait classé le système chinois en tant que régime de change flottant administré depuis 1987, la Chine a officiellement admis un tel régime qu'en 1991 (Zhang, 2001).

²² Lu et Zhang (2000) argumentent que les centres de swap ont été un mécanisme de transition utile pour le processus de libéralisation du marché de change chinois.

²³ Le taux de change unifié a été fixé au taux des centres de swap qui a prévalu à la fin de l'année 1993. En effet, quand le système dual a été supprimé à la fin de l'année 1993, le taux de change officiel s'élevait à 5.8 RMB par Dollar US tandis que le taux des marchés internes était de 8.7 RMB par Dollar US. La réforme de 1994 a retenu le taux des centres de swap comme taux de base, entraînant ainsi la dévaluation de la devise chinoise autour de 50%. En fait, la dévaluation a été moins importante que prévu car la plupart des règlements de change était déjà basée sur le taux des marchés internes (Shen, 2001). L'adoption d'un taux uniforme a été couplée à une démarche de convertibilité partielle sur le compte courant. La Chine a officiellement atteint la convertibilité du RMB pour les transactions de compte courant en décembre 1996.

²⁴ La parité fixe (par rapport au dollar US) a rempli la fonction d'ancrage nominal, en imposant des contraintes sur les politiques économiques intérieures. Ce système a relativement bien fonctionné puisqu'il a contribué à garantir un environnement macro-économique stable. La Chine a en effet réussi depuis le milieu des années 1990 à réduire de manière significative son taux d'inflation. De plus, elle n'a pas été frappée par la crise asiatique de 1997-1998 et a pu ainsi maintenir son système de change fixe (Koivu, 2005). Le FMI a classé le Renminbi comme un ancrage conventionnel au Dollar US en 1999.

Le 21 juillet 2005, le gouvernement chinois annonce le changement de son système de change en passant d'un régime ancré au Dollar US vers un système de taux de change flottant administré basé sur l'offre et la demande du marché se référant à un panier de devises²⁵, entraînant ainsi une réévaluation à 8.11 RMB par Dollar US. C'était un mouvement politique calculé en réponse aux pressions extérieures pour réévaluer le Renminbi (Yi, 2006). Néanmoins, comme le montre Goldstein (2006), cette réévaluation du RMB n'est pas suffisante pour apprécier significativement le taux de change réel et réduire, par conséquent, le déséquilibre extérieur important de la Chine. Ainsi, il n'est pas surprenant que cette réforme du taux de change n'ait aucun effet statistique sur la parité observée²⁶.

4 Tests de Racine Unitaire

Des études récentes ont montré que la présence de points atypiques dans les séries macroéconomiques peut affecter les tests de racine unitaire (Franses et Haldrup, 1994 ; Yin et Maddala, 1997 ; Murray et Nelson, 2000). Par conséquent, nous appliquons deux tests de racine unitaire efficaces développés par Elliott, Rothenberg et Stock (1996) [ERS] et Ng et Perron (2001) [NP] à la série du taux de change chinois, corrigée des valeurs atypiques détectées précédemment, afin de savoir si cette série est stationnaire. Darné et Diebolt (2004) ont étudié la sensibilité des tests de racine unitaire à cette procédure en deux étapes (correction des points atypiques puis application des tests de non stationnarité sur les données corrigées) à l'aide de simulations de Monte Carlo. Ils ont montré que cette procédure n'affectait pas la présence d'une racine unitaire dans la série.

ERS (1996) ont proposé un test de racine unitaire basé sur la suppression de la composante déterministe (*detrended*) de la série par les moindres carrés généralisés (GLS, *Generalized Least Squared*) afin d'améliorer la puissance des tests de Dickey et Fuller (1979). Ils suggèrent le test DF-GLS en utilisant la régression suivante

$$\Delta y_t^d = \beta_0 y_{t-1}^d + \sum_{j=1}^k \beta_j \Delta y_{t-j}^d + \varepsilon_t \quad (4)$$

²⁵ Le gouvernement chinois a adopté un système de change flottant administré se référant non seulement à un panier de devises mais également à une bande de plus ou moins 0.3% (autour du taux de base).

²⁶ Ogawa et Sakane (2006) ont étudié la politique de change conduite par le gouvernement chinois depuis cette réforme. Ils concluent qu'il est difficile de démontrer que l'autorité monétaire chinoise ait adopté le système de panier de devises car ce changement est trop petit au sens économique. En outre, Zhang et Liang (2006) argumentent que le fonctionnement relativement stable du taux de change du RMB par rapport au Dollar US depuis la réévaluation de juillet laisse entendre que le PBOC n'a pas effectué un plein ancrage au panier de devises et que le Dollar US domine toujours la détermination du taux de change du RMB.

où y_t^d représente la série *detrended* de y_t . Le test DF-GLS permet de tester l'hypothèse nulle $\beta_0 = 0$ contre l'hypothèse alternative $\beta_0 < 0$. La série *detrended* est définie par

$$y_t^d = y_t - \hat{\psi}' z_t$$

où z_t est une composante déterministe égale à 1 lorsque la série comprend une constante et à $(1, t)$ lorsque la série comprend une constante et une tendance linéaire, et $\hat{\psi}$ est l'estimateur GLS obtenu en régressant \bar{y} sur \bar{z} où

$$\bar{y} = (y_1, (1 - \bar{\alpha}B)y_2, \dots, (1 - \bar{\alpha}B)y_T)'$$

$$\bar{z} = (z_1, (1 - \bar{\alpha}B)z_2, \dots, (1 - \bar{\alpha}B)z_T)'$$

et $\bar{\alpha} = 1 + \bar{c}/T$. ERS recommandent $\bar{c} = -7$ lorsque la série contient une constante et $\bar{c} = -13.5$ dans le cas d'une tendance linéaire.

Ng et Perron (2001) ont proposé des modifications du test de Phillips et Perron (1988), qui est une correction non paramétrique du test de Dickey-Fuller pour régler le problème des autocorrélations résiduelles. NP ont suggéré, d'une part, de corriger les distorsions de taille comme dans Perron et Ng (1996), et, d'autre part, d'améliorer la puissance du test de manière analogue à ERS (1996). Le test NP est basé sur la même régression que celle de ERS (équation 4). Les statistiques de test, nommées tests M-GLS, sont définies par

$$MZ_t = (T^{-1}(y_T^d)^2 - s^2) \left(4s^2 T^{-2} \sum_{t=1}^T (y_{t-1}^d)^2 \right)^{-1/2}$$

$$MZ_a = (T^{-1}(y_T^d)^2 - s^2) \left(2T^{-2} \sum_{t=1}^T (y_{t-1}^d)^2 \right)^{-1}$$

où s est l'estimateur de densité spectrale autorégressive de la variance de long terme.

Par ailleurs, Ng et Perron (2001) ont montré que les deux critères d'information les plus connus, ceux de Akaike et de Schwarz, ne sont pas suffisamment flexibles pour les tests de racine unitaire, notamment en présence d'erreurs de moyenne mobile négatives, pour sélectionner le nombre de retard k approprié²⁷ dans la régression. Ils recommandent, par conséquent, d'utiliser le critère d'information modifié (MIC, *Modified Information Criteria*) à partir duquel de meilleurs résultats ont été obtenus pour choisir le nombre de retards k des tests efficaces DF-GLS et M-GLS.

²⁷ Ng et Perron (2001) argumentent que les critères d'information Akaike et Schwarz ont tendance à sélectionner des valeurs de k généralement trop petites pour que les tests de racines unitaires aient de bonnes propriétés de taille.

Les résultats des tests de racine unitaire sont présentés dans le tableau (2). Ces tests ont été appliqués avec une constante dans les équations de régression. L'ordre de retard k a été sélectionné à l'aide à la fois d'un critère d'information standard (BIC) et du critère d'information modifié (MIC). Les tests efficaces de racine unitaire de Ng et Perron (2001) et ERS (1996) acceptent l'hypothèse nulle d'une racine unitaire à un niveau de significativité de 5% pour le taux de change chinois, quelque soit le critère d'information employé. On peut remarquer que nous obtenons les mêmes résultats avec les séries originales et les séries corrigées des points atypiques mais avec différentes valeurs des statistiques de test. Ceci montre que les points atypiques perturbent les tests de racine unitaire, et quelquefois de manière non négligeable (Yin et Maddala, 1997 ; Murray et Nelson, 2000). Par conséquent, les données du taux de change chinois n'ont pas la propriété de retour à la moyenne, et dans ce cas toutes déviations par rapport à la parité du pouvoir d'achat sont considérées comme permanentes. Ceci implique que la parité du pouvoir d'achat dans l'économie chinoise ne tient pas dans le long terme.

Séries	Critère	DF-GLS	MZ_a	MZ_t	k
RER non ajustée	BIC	0.90	0.89	0.90	0
	MIC	0.90	0.89	0.90	0
RER ajustée des outliers	BIC	-0.82	-2.13	-0.91	13
	MIC	-1.18	-6.13	-1.74	16
Valeur critique		-1.98	-8.10	-1.98	

Table 2 : *Tests de racine unitaire efficaces*

* Non significatif au niveau de 5%. k représente le nombre de retards sélectionné par les critères BIC et MIC.

5 Conclusion

Dans cet article, nous avons étudié la PPA dans le cadre de l'économie chinoise en employant une procédure en deux étapes, c'est-à-dire l'application de tests efficaces de racine unitaire sur des données corrigées, au préalable, de la présence de points atypiques. Elle a été appliquée au taux de change réel du Renminbi, pris dans sa version bilatérale par rapport au Dollar US, sur la période 1970-2006. Les résultats obtenus dans ce travail nous permettent de statuer sur la non stationnarité du taux de change réel chinois et donc sur l'invalidité de la PPA à long terme. En définitive, cette dernière ne peut être utilisée comme référence d'équilibre à long terme et ne doit pas

servir de base à l'analyse politique, notamment en termes d'ajustement du taux de change nominal.

Par ailleurs, les nombreux points atypiques détectés dans la série du taux de change réel du Renminbi sont le résultat de l'instabilité de la politique de change chinoise et des différentes vagues de dévaluations qui lui sont associées sur la période 1984-1994.

Références bibliographiques

- Aglietta M., Berreti L. et Cohen A. (2004). « Déséquilibres américains : une menace mondiale ? », *Collections Expertises*, Groupama Asset Management, No 3.2004, Octobre.
- Balke N.S. et Fomby T.B. (1991). "Shifting trends, segmented trends, and infrequent permanent shocks", *Journal of Monetary Economics*, vol. 28, pp. 61-85.
- Balke N.S. et Fomby T.B. (1994). "Large shocks, small shocks, and economic fluctuations: Outliers in macroeconomic time series", *Journal of Applied Econometrics*, vol. 9, pp. 181-200.
- Box G.E.P. et Tiao G.C. (1975). "Intervention analysis with applications to economic and environmental problems", *Journal of the American Statistical Association*, vol. 70, pp. 70-79.
- Bradley M.D. et Jansen D.W. (1995). "Unit roots and infrequent large shocks: New international evidence on output growth", *Journal of Money, Credit, and Banking*, vol. 27, pp. 876-893.
- Branstetter L. et Lardy N. (2006). "China's embrace of globalization", Working Paper No 12373, NBER.
- Chang I., Tiao G.C. et Chen C. (1988). "Estimation of time series parameters in the presence of outliers", *Technometrics*, vol. 30, pp. 193-204.
- Chen C. et Liu L.M. (1993). "Joint estimation of model parameters and outlier effects in time series", *Journal of the American Statistical Association*, vol. 88, pp. 284-297.
- Cheung Y-W., Chinn M.D. et Fujii E. (2007). "The overvaluation of Renminbi undervaluation", Working Paper No 12850, NBER.
- Chou W.L. et Shih Y.C. (1998). "The equilibrium exchange rate of the Chinese Renminbi", *Journal of Comparative Economics*, vol. 26, pp. 165-174.
- Constantin C. et Deblock C. (2004). « Le yuan et la nouvelle alliance économique entre les Etats-Unis et la Chine », *Etudes Internationales*, vol. 35, pp. 515-534.
- Coudert V. et Couharde C. (2005). "Real equilibrium exchange rate in China: Is the renminbi undervalued?", Document de travail du CEPII, No 2005-01, Janvier.

- Darné O. et Diebolt C. (2004). "Unit roots and infrequent large shocks: New international evidence on output", *Journal of Monetary Economics*, vol. 51, pp. 1449-1465.
- Darné O. et Diebolt C. (2006). « Chocs temporaires et permanents dans le PIB de la France, du Royaume-Uni et des Etats-Unis », *Revue d'Économie Politique*, vol. 116, pp. 65-78.
- Darné O. et Hoarau J-F. (2007). "Further evidence on mean reversion in the Australian exchange rate", *Bulletin of Economic Research*, vol. 59, pp. 383-395.
- Dickey D.A. et Fuller W.A. (1979). "Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root", *Journal of the American Statistical Association*, vol. 74, pp. 427-431.
- Dropsy V. (2005). "Real exchange rate valuation in China", Working Paper, Department of Economics, California State University.
- Eichengreen B. (2004). "Chinese currency controversies", Discussion Paper No 4375, CEPR.
- Elliott G., Rothenberg T.J. et Stock J.H. (1996). "Efficient tests for an autoregressive unit root", *Econometrica*, vol. 64, pp. 813-836.
- Frankel J. (2005). "On the Renminbi: The choice between adjustment under a fixed exchange rate and adjustment under a flexible rate", Working Paper No 11274, NBER.
- Franses P.H. et Haldrup N. (1994). "The effects of additive outliers on tests for unit roots and cointegration", *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 12, pp. 471-478.
- Froot K.A. et Rogoff K. (1995). "Perspectives on PPP and long-run exchange rates", dans Grossman G. et Rogoff K. (éds), *Handbook of International Economics*, North-Holland, New York.
- Funke M. et Rahn J. (2005). "Just how undervalued is the Chinese renminbi?", *The World Economy*, vol. 28, pp. 465-489.
- Goldstein M. (2006). "RMB Controversies", *Cato Journal*, vol. 26, pp. 251-266.
- Goldstein M. et Lardy N. (2006). "China's exchange rate policy dilemma", *American Economic Review*, vol. 96, pp. 422-426.
- Gómez V. et Maravall A. (1997). "Programs TRAMO and SEATS: Instructions for the user (Beta version: June 1997)", Working paper No 97001, Ministerio de Economía y Hacienda, Dirección General de Análisis y Programación Presupuestaria.
- Huang H. et Wang S. (2004). "Exchange rate regimes: China's experience and choices", *China Economic Review*, vol. 15, pp. 336-342.
- Kaplan S.B. (2006). "The political obstacles to greater exchange rate flexibility in China", *World Development*, vol. 34, pp. 1182-1200.

- Koivu T. (2005). "The challenge of choosing an optimal exchange rate regime for China", BOFIT Working Paper No 01/2005, Bank of Finland.
- Lardy N. (1992). *Foreign Trade and Economic Reform in China 1978-1990*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Lardy N. (2002). *Integrating China into the Global Economy*, Brookings Institution, Washington D.C.
- Laurenceson J. et Qin F. (2005). "China's exchange rate policy: The case against abandoning the dollar peg", Working paper, School of Economics, University of Queensland.
- Lin G. et Schramm R.M. (2003). "China's foreign exchange rate policies since 1979: A review of developments and an assessment", *China Economic Review*, vol. 14, pp. 246-280.
- Lu M. et Zhang Z. (2000). "Parallel exchange market as a transition mechanism for foreign exchange reform: China's experiment", *Applied Financial Economics*, vol. 10, pp. 123-135.
- Mehran H., Quityn N., Nordman T. et Laurens B. (1996). "Monetary and exchange system reforms in China: An experiment in gradualism", Occasional Paper No 141, FMI.
- Murray C.J. et Nelson C.R. (2000). "The uncertain trend in U.S. GDP", *Journal of Monetary Economics*, vol. 46, pp. 79-95.
- Ng S. et Perron P. (2001). "Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power", *Econometrica*, vol. 69, pp. 1519-1554.
- Ogawa E. et Sakane M. (2006). "The Chinese yuan after the Chinese exchange rate system reform", Discussion Paper Series No 06-E-019, RIETI.
- Perron P. (1997). "Further evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables", *Journal of Econometrics*, vol. 80, pp. 355-385.
- Perron P. et Ng S. (1996). "Useful modifications to unit root tests with dependent errors and their local asymptotic properties", *Review of Economic Studies*, vol. 63, pp. 435-465.
- Phillips P.C.B. et Perron P. (1988). "Testing for unit root in time series regression", *Biometrika*, vol. 75, pp. 347-353.
- Roberts I. et Tyers R. (2003). "China's exchange rate policy: The case for greater flexibility", *Asian Economic Review*, vol. 17, pp. 155-184.
- Sarno L. et Taylor M.P. (2002). "Purchasing power parity and the real exchange rate", *International Monetary Fund Staff Papers*, vol. 49, pp. 65-105.
- Se-Eun J. et Mazier J. (2003). "Exchange rate regimes and equilibrium exchange rates in East Asia", *Revue Economique*, vol. 54, pp. 1161-1182.
- Shen J-G. (2001). "China's exchange rate system after WTO accession: Some considerations", BOFIT Working Paper No 17/2001, Bank of Finland.

- Shi J. (2006). "Are currency appreciations contractionary in China?", Working Paper No 12554, NBER.
- Taylor M.P. (2006). "Real exchange rate and purchasing power parity: Mean-reversion in economic thought", *Applied Financial Economics*, vol. 16, pp. 1-17.
- Taylor A.M et Taylor M.P. (2004). "The purchasing power parity debate", *Journal of Economic Perspectives*, vol. 18, pp. 135-158.
- Tolvi J. (2001). "Outliers in eleven Finnish macroeconomic time series", *Finnish Economic Papers*, vol. 14, pp. 14-32.
- Tsay R.S. (1988). "Outliers, level shifts, and variance changes in time series", *Journal of Forecasting*, vol. 7, pp. 1-20.
- Wang T. (2005). "Sources of real exchange rate fluctuations in China", *Journal of Comparative Economics*, vol. 33, pp. 753-771.
- Xiaopu Z. (2002). "Equilibrium and misalignment: An assessment of the RMB exchange rate from 1978 to 1999", Working paper No 127, Center for Research on Economic Development and Policy Reform.
- Xu Y. (2000). "China's exchange rate policy", *China Economic Review*, vol. 11, pp. 262-277.
- Yang J. (2004). "Nontradables and the valuation of RMB: An evaluation of the Big Mac index", *China Economic Review*, vol. 15, pp. 353-359.
- Yi J. (2006). "Changes in China's exchange rate policy and future policy options", *China: An International Journal*, vol. 4, pp. 302-313.
- Yin Y. et Maddala G.S. (1997). "The effects of different types of outliers on unit root tests", dans Fomby T.B. et Hill R.C. (éds), *Advances in Econometrics*, Vol. 13, JAI Press, Greenwich, Conn.
- Zhang Z. (1999). "Foreign exchange rate reform, the balance of trade and economic growth: An empirical analysis for China", *Journal of Economic Development*, vol. 24, pp. 143-162.
- Zhang Z. (2001). "Real exchange rate misalignment in China: An empirical investigation", *Journal of Comparative Economics*, vol. 29, pp. 80-94.
- Zhang F. et Pan Z. (2004). "Determination of China's long-run nominal exchange rate and official intervention", *China Economic Review*, vol. 15, pp. 360-365.
- Zhang J. et Liang Y. (2006). "The institutional and structural problems of China's foreign exchange market and implications for the new exchange rate regime", *China: An International Journal*, vol. 4, pp. 60-85.