

LES RÉGIMES MONÉTAIRES EN AUSTRALIE, 1977-2000 : UNE MISE EN PERSPECTIVE À L'AIDE D'UN INDICATEUR DE DISTORSION DU TAUX DE CHANGE RÉEL

Jean-François Hoarau¹

Date de réception de l'article: 22 juillet 2005

Date d'acceptation pour publication: 13 février 2006

RÉSUMÉ. L'objectif de cet article est d'analyser le comportement, à long terme, du taux de change réel effectif australien de 1977 au 2^e trimestre 2000. Dans un premier temps, un taux de change réel d'équilibre pour le dollar australien est estimé à partir d'un ensemble de fondamentaux réels par le biais des méthodes de cointégration (le maximum de vraisemblance et les moindres carrés dynamiques). Dans un second temps, un indicateur de distorsions du dollar australien est déduit de ces estimations. Il apparaît alors que, contrairement au discours communément tenu dans les cercles politiques australiens, le système de change flexible, instauré en décembre 1983, n'a pas été capable de contenir les tensions sur le taux de change. En effet, il a fallu la mise en place du *policy-mix* alliant la flexibilité impure des changes et le ciblage d'inflation à la fin de 1992 pour garantir l'équilibre.

Classification *JEL*: E00; F00; F3; O1.

Mots-clefs: Taux de change réel d'équilibre; mésalignement réel; cointégration.

ABSTRACT. In this paper, we implement a single equation approach to estimate the equilibrium level of the Australian dollar's real effective exchange rate and its degree of misalignment, from the first quarter of 1977 until the second quarter of 2000. The equilibrium rate results from a cointegration relationship estimated by both the Maximum Likelihood and the Dynamic Ordinary Least Squares methods, which link the real exchange rate and its fundamental determinants. Then, an indicator of the Australian dollar's misalignment is calculated. It shows that the currency, in effective terms, has experienced several periods of large distortion. However, in the recent period (1992-2000), the Australian dollar's real exchange rate behaviour seems to be good. This outcome can be explained by the policy-mix implemented since late 1992, namely a dirty, flexible exchange rate system in association with an inflation targeting regime.

JEL Classification: E00; F00; F3; O1.

Keywords: Equilibrium Real Exchange Rate; Real Misalignment; Cointegration.

1. Jean-François HOARAU, Docteur es Sciences Économiques, CERESUR (Centre d'Études et de Recherches Économiques et Sociales de l'Université de La Réunion) (jfoharau@univ-reunion.fr).

Contrairement à toute attente, la généralisation des changes flottants, débutée avec l'abandon du système de Bretton Woods et encouragée depuis par le phénomène de globalisation, s'est accompagnée d'une forte instabilité des taux de change à travers le monde. Celle-ci s'est traduite aussi bien par une très forte variabilité à court terme que par des fluctuations de plus long terme d'une grande amplitude, aussi bien en termes nominaux qu'en termes réels. Cette instabilité n'a pas été sans conséquence sur les échanges internationaux et *in fine* sur les performances des économies.

En effet, bien que sa volatilité, qui représente sa variation à très court terme, constitue une gêne plutôt qu'une entrave majeure au commerce international (Stemitsiotis, 1992), les distorsions de long terme du change, et en particulier du change réel, peuvent être à l'origine de perturbations beaucoup plus importantes pour l'économie. Ces distorsions de change réel, reformulées dans la littérature sous le terme de "mésalignement réel", représentent "les écarts soutenus du taux de change réel courant par rapport à son niveau d'équilibre de long terme. Si le taux de change réel courant est en dessous de sa valeur d'équilibre, il y a surévaluation réelle. S'il excède, au contraire, le taux de change réel d'équilibre, il y a sous-évaluation réelle" (Edwards, 1989)². Le change réel étant par définition un prix relatif, ses longues déviations par rapport à une tendance d'équilibre altèrent les signaux des marchés, modifient les prix relatifs internes et induisent des coûts d'ajustement considérables, qui pourraient être évités pour des valeurs du taux de change proches de l'équilibre.

La littérature distingue au moins quatre coûts fondamentaux associés au mésalignement d'une monnaie. D'abord, une surévaluation réelle persistante provoque une perte de compétitivité internationale, un déficit de compte courant, un drainage des réserves de change, et constitue ainsi un indicateur d'alerte avancé pour les crises de change (Kaminsky, Lizondo et Reinhart, 1997). Ensuite, des situations de mésalignement récurrentes peuvent déboucher sur un phénomène de "désindustrialisation"³, une explosion du chômage et conduire à une croissance économique plus faible sur le moyen et long terme (Ghurra et Grennes, 1994). De plus, une alternance de périodes de surévaluation et de sous-évaluation engendre, toutes choses étant égales par ailleurs, un rythme d'inflation supérieur à celui obtenu à taux de change réel constant (Goldstein, 1980)⁴. Enfin, les distorsions peuvent entraîner des pressions protectionnistes qui ont malheureusement tendance à se maintenir même après le retour à une situation plus équilibrée (Stemitsiotis, 1992).

Vu ces désagréments, le mésalignement du taux de change réel constitue par conséquent un problème de premier ordre pour les pouvoirs publics. Il l'est davantage encore pour les

2. Dans sa définition, l'auteur considère un taux de change réel coté à l'incertain, à savoir le rapport entre un indice de prix étranger converti en devise locale et un indice de prix domestique, si bien qu'une hausse de ce dernier signifie une dépréciation réelle.

3. Une monnaie surévaluée va pousser les firmes à abandonner les activités qui ne sont plus rentables, ce qui, à partir d'un certain seuil, entraîne au niveau national la disparition de larges secteurs d'activité, lesquels ne bénéficiaient pas d'avantages comparatifs forts. Ce fût le cas des États-Unis au début des années quatre-vingt.

4. Sur ce point, l'auteur montre que, pour des raisons de comportement des salaires réels, une dépréciation fait monter les coûts salariaux beaucoup plus qu'une appréciation ne les aurait fait baisser, ce qui implique dans ce cas une accélération du rythme d'inflation.

dirigeants d'une petite économie ouverte comme l'Australie dont la stratégie de développement repose sur les exportations de biens et services et l'afflux d'investissements directs. Par définition, compte tenu de la faible part qu'elle occupe dans le commerce mondial, cette économie est largement exposée aux conditions économiques, financières et politiques extérieures. Ainsi, la fréquence accrue des chocs réels internationaux dans le monde globalisé d'aujourd'hui a tendance à rendre les situations de distorsions de change plus persistantes et dramatiques dans ce type de pays. Dès lors, il est crucial pour ces derniers de comprendre ce qui gouverne l'évolution des taux de change réels à long terme afin d'élaborer une politique économique adaptée.

L'objectif de cet article est par conséquent d'estimer le taux de change réel d'équilibre de long terme du dollar australien et d'en déduire son degré de mésalignement réel sur la période 1977-2000. Le fait que nous arrêtons l'étude à l'année 2000 peut paraître surprenant⁵. Néanmoins, la période retenue est suffisamment longue pour analyser l'évolution du mésalignement réel sur différents régimes de change. En effet, celle-ci nous permet de constater par exemple que les situations de distorsions de change semblent liées au système de change en vigueur. Nous remettons également en cause la pensée traditionnelle qui guide encore aujourd'hui les discours des hommes politiques australiens selon laquelle, depuis l'introduction du régime de flexibilité des changes, le dollar australien est sous contrôle (Svizzero, 2002a).

Après avoir abordé les problèmes méthodologiques liés au cas de l'économie australienne, l'article présente les aspects économétriques, et notamment les estimations du taux de change réel d'équilibre et de la vitesse de convergence du taux de change réel vers cet équilibre. Il présente ensuite des calculs faits pour les indicateurs de mésalignement réel et les principaux enseignements de l'étude.

■ LE CAS AUSTRALIEN : MOTIVATIONS ET RECHERCHE D'UNE MÉTHODE EMPIRIQUE ADAPTÉE

De par l'importance des distorsions de change réel pour les petites économies ouvertes, il est très surprenant de constater qu'à ce jour aucune étude appliquée ne s'est véritablement penchée sur la mise en évidence du mésalignement pour le cas de l'Australie. Certes de nombreux travaux ont bien cherché à identifier les déterminants du dollar australien (Gruen et Wilkinson, 1994; Blundell-Wignall, Fahrner et Heath, 1993; Lim et Stein, 1995; Tarditi, 1996; Beechey *et al.*, 2000) mais aucun d'entre eux n'apporte de véritable explication sur les écarts entre les taux de change réels observés et estimés. Il existe donc sur ce point un vide empirique à combler.

Cet exercice s'avère d'autant plus intéressant que l'Australie est supposée avoir connu des périodes de déséquilibre important au cours des deux dernières décennies (Svizzero, 2002b). Deux éléments justifient ce propos. D'une part, le compte courant australien s'est détérioré de manière continue depuis la fin des années soixante-dix. Même s'il semble s'être stabilisé depuis

5. Ceci est dû à un problème de disponibilité de données pour plusieurs variables.

la moitié des années quatre-vingt-dix, le déficit affiché est encore substantiel. D'autre part, ce pays a connu deux crises économiques (1983 et 1991) et une crise de change (1985-1986) sévères, chacune survenant après des périodes d'appréciation forte de la monnaie en termes réels. Ces faits sont illustrés dans le TABLEAU 1.

Par ailleurs, à partir du début de la décennie quatre-vingt, les gouvernements australiens, guidés principalement par les mauvaises performances du pays en matière d'inflation et de déficit extérieur, ont expérimenté de nombreuses stratégies de politiques, aussi bien macroéconomiques que microéconomiques, pour réformer l'Australie en profondeur et relever le défi de la mondialisation (Svizzero, 2002a). Aussi, il est fort probable que ces réformes politiques ont influencé de manière significative le comportement du taux de change réel.

Tableau 1 - Australie : quelques indicateurs macroéconomiques

	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989
Croissance (%)**	1,2	2,6	0,9	-3,8	4,8	3,7	3,0	0,8	3,3	2,3
Chômage (%)	6,0	5,5	6,5	9,9	8,9	8,2	8,1	8,2	7,1	6,2
Inflation (%)	10,1	9,7	11,2	10,1	4,0	6,7	9,1	8,5	7,2	7,6
Dette publique*	20,1	18,2	17,3	18,3	20,2	15,5	16,9	15,9	18,0	14,9
Balance commerciale*	-1,8	-3,4	-2,0	-1,3	-1,9	-3,0	-1,5	-0,4	-1,7	-1,7
Compte courant*	-1,6	-3,8	-5,5	-3,8	-3,7	-4,9	-6,0	-4,4	-3,4	-5,0
Dette externe*	5,6	6,1	10,4	13,6	15,3	23,6	31,4	32,6	32,3	34,6
	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999
Croissance (%)**	1,4	-2,2	-0,9	2,2	4,0	3,6	2,7	1,6	2,6	2,6
Chômage (%)	6,2	8,3	10,3	11,0	11,0	8,9	8,5	8,7	8,1	7,6
Inflation (%)	7,3	3,2	1,0	1,1	1,9	4,6	2,6	0,3	0,9	1,5
Dette publique*	12,5	12,2	14,0	17,7	19,9	21,2	21,6	20,5	16,8	15,4
Balance commerciale*	0,2	0,6	-0,2	-0,2	-1,9	-0,1	0,6	-0,6	-1,1	-1,9
Compte courant*	-5,7	-4,0	-2,9	-3,5	-3,7	-5,8	-4,2	-3,2	-4,3	-5,2
Dette externe*	35,6	37,5	39,8	41,4	38,1	39,9	38,6	38,2	39,7	39,9

* En pourcentage du PIB.

** Plus précisément, taux de croissance du PIB par tête.

Sources : Global Development Finance et World Development Indicators.

Se pose alors le problème de la mise en place d'une procédure de détermination d'indicateurs de distorsions de change réel adaptée au cas de l'économie australienne. Conformément à sa définition, le mésalignement réel se déduit de la différence entre le taux de change réel courant ou observé (e) et un taux de change réel d'équilibre (e^*). Aussi, l'élaboration d'un indicateur de distorsions de change est fortement conditionnée par la définition et la détermination d'une norme d'équilibre pour le taux de change réel.

Ce problème a déjà été abondamment débattu dans la littérature théorique (Cadiou, 1999; Hinkle et Montiel, 1999; MacDonald et Stein, 1999). Nous choisissons donc de ne pas revenir sur les aspects conceptuels du change d'équilibre mais tentons plutôt de dégager une

modélisation empirique adaptée à l'Australie. Sur ce point précis, la littérature est également très riche. En effet, de nombreuses stratégies d'estimation existent.

La façon la plus simple d'estimer la parité réelle d'équilibre est de recourir à l'hypothèse de la PPA relative (Ahlers et Hinkle, 1999). Selon que cette dernière soit prise dans sa version forte ou faible, le niveau d'équilibre du change réel sera soit constant, soit variable à taux constants, *i.e.* il suit une tendance déterministe. Toutefois, pour que cette méthode soit valide, la parité réelle doit respecter la condition de stationnarité⁶.

Si tel n'est pas le cas, alors la dynamique du taux de change réel est conditionnée par une tendance de nature stochastique, et la PPA relative n'est plus adaptée. L'estimation du change d'équilibre doit en effet incorporer l'impact des mouvements permanents de ses déterminants fondamentaux. C'est le cas pour le taux de change réel du dollar australien (Henry et Olekalns, 2002), ce qui nous incite à abandonner d'emblée cette technique.

La mise en œuvre de la méthode à équations de commerce dans le cadre d'un équilibre partiel permet de contourner ce problème (Joly *et al.*, 1999 ; Borowski et Couharde, 1999). Son utilisation requiert trois types d'instruments, à savoir les estimateurs des élasticités des exportations et des importations par rapport au change réel, les méthodes de détermination de la cible de compte courant et une mesure des impacts sur le compte courant des facteurs qui l'affectent.

Là encore, cette procédure est écartée car elle introduit dans les estimations deux limites importantes. D'un côté, la parité réelle d'équilibre calculée est de nature normative, c'est-à-dire conditionnée par les jugements arbitraires de l'analyste sur le niveau "désirable" du compte courant. D'un autre côté, l'approche en statique comparative ne détermine qu'un point et non la trajectoire dynamique d'équilibre complète.

En fait, la stratégie idéale pour calculer le taux de change réel d'équilibre doit prendre en compte explicitement le cadre d'équilibre général dans lequel celui-ci est déterminé. En effet, à long terme, il est influencé par un vaste ensemble de fondamentaux parmi lesquels certains sont eux-mêmes fonction du taux de change réel. Ce biais d'endogénéité disparaît toutefois lorsque l'estimation d'un modèle structurel complet est effectuée⁷.

Le problème, ici, est que cette méthode est relativement lourde à mettre en place et nécessite d'avoir un grand nombre de données souvent indisponibles ou difficiles à construire. Pour l'Australie, nous avons rencontré ce problème notamment pour les séries du capital productif, de la productivité marginale du capital et du stock de dette extérieure.

Pour cela, nous adoptons finalement une approche d'équilibre général basée sur l'estimation d'une simple forme réduite du change réel (Baffes, Elbadawi et O'Connell, 1999 ; Duval, 2002). Cette méthode est particulièrement intéressante car elle permet, tout comme l'approche structurelle, d'incorporer les interactions entre le change et ses fondamentaux dans

6. Ceci signifie que le taux de change réel observable doit converger à terme vers une moyenne stable.

7. Detken *et al.* (2002) proposent une tentative intéressante d'estimation structurelle.

un cadre dynamique d'équilibre général sans pour autant être exigeante au niveau des données. Les déterminants fondamentaux retenus dans notre analyse, à savoir la productivité (u), les termes de l'échange (tot), la préférence pour le présent (ρ), les dépenses publiques (g), la demande étrangère (y^w), le degré d'ouverture (op), le taux d'intérêt réel mondial (r^w) et le différentiel d'intérêt réel à long terme ($ltdif$), sont dégagés des travaux théoriques précédemment cités⁸.

■ QUESTIONS ÉCONOMÉTRIQUES ET ESTIMATION D'UNE ÉQUATION DYNAMIQUE DU CHANGE RÉEL

Modèle estimé et stratégie d'estimation

La modélisation économétrique que nous adoptons repose sur deux propriétés théoriques importantes relatives à l'équilibre de long terme.

Premièrement, il existe à long terme une relation d'état stationnaire entre le taux de change réel et ses déterminants fondamentaux réels, ce qui revient à poser (sous forme linéaire)⁹:

$$e_t = \beta' z_t + \zeta_t \quad (1)$$

avec $z = [tot, u, \rho, g, y^w, r^w, op, ltdif]'$ représentant le vecteur des déterminants fondamentaux et ζ_t un résidu identiquement et indépendamment distribué (i.i.d.). Le taux de change réel d'équilibre de long terme (e^*) se déduit facilement de cette relation en remplaçant dans (1) les déterminants fondamentaux par leurs valeurs soutenables (z^p), c'est-à-dire purgées des perturbations cycliques, d'où $e^* = \beta' z^p$.

Deuxièmement, l'état stationnaire est dynamiquement stable. En d'autres termes, lorsqu'un choc exogène incite le taux de change réel à s'écarter de son niveau d'équilibre stationnaire à court terme, des mécanismes auto-correcteurs doivent se mettre en place pour produire une convergence du système vers l'équilibre stationnaire. Il faut donc introduire le modèle à correction d'erreur suivant :

$$\Delta e_t = \alpha (e_{t-1} - \beta' z_{t-1}) + \sum_{j=1}^p \kappa_j \Delta e_{t-j} + \sum_{j=0}^p \lambda_j \Delta z_{t-j} + v_t \quad (2)$$

Avec Δ l'opérateur des différences premières, v_t un résidu i.i.d. et α le terme de correction d'erreur, i.e. la vitesse d'ajustement automatique vers l'état stationnaire¹⁰.

Par conséquent, notre principal objectif est d'estimer cette relation simple pour le cas de l'économie australienne sur un échantillon de données trimestrielles portant sur la période 1977 :1-2000 :2. Sur ce point, deux possibilités sont offertes. D'une part, elle peut être estimée en une seule étape par les moindres carrés non linéaires. D'autre part, elle peut être estimée en deux étapes par les moindres carrés ordinaires ou le maximum de vraisemblance.

8. Une description des données utilisées est fournie dans l'ANNEXE 1.

9. Il convient de préciser que cette relation n'est valable que pour des variables ayant le même ordre d'intégration. Nous voyons par la suite que dans notre cas les différentes variables utilisées sont intégrées à l'ordre un.

10. Pour que l'équilibre de long terme soit stable, il faut que $-2 < \alpha < 0$ (Baffes, Elbadawi et O'Connell, 1999).

Nous retenons cette dernière approche. Aussi, il s'agit de déterminer d'abord la relation de long terme qui permet par la suite de trouver la relation dynamique de court terme.

Toutefois, avant de passer aux estimations proprement dites, certaines conditions préalables doivent être vérifiées. Premièrement, le change réel et ses déterminants fondamentaux doivent être non stationnaires et intégrés au même ordre. Les tests de racine unitaire "Dickey-Fuller Augmenté" (ADF), "Phillips-Perron" (PP) et "Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin" (KPSS) montrent, d'une part, que le taux de change réel effectif est intégré à l'ordre un, donc $I(1)$, et, d'autre part, que les seules variables possédant le même ordre d'intégration que le change réel sont la productivité, les termes de l'échange, la demande japonaise, et le taux d'intérêt réel mondial¹¹ (TABLEAUX A2.1, A2.2 et A2.3, ANNEXE 2).

Deuxièmement, leurs tendances stochastiques doivent être liées, c'est-à-dire qu'il doit exister une ou plusieurs combinaisons linéaires de ces variables non stationnaires qui soient stationnaires. La procédure de cointégration de Johansen (1991) est donc appliquée sur l'ensemble constitué du change réel et de ses fondamentaux $I(1)$. Pour cela, nous estimons d'abord un modèle VAR(3) comprenant le taux de change réel effectif, les termes de l'échange, la demande japonaise, la productivité et le taux d'intérêt réel étranger¹². La détermination du nombre optimal de retards p du VAR(p) est présentée dans le TABLEAU A2.4 (ANNEXE 2)¹³. Nous appliquons ensuite les tests de la Trace et de la Valeur Propre Maximale pour déterminer exactement le nombre de relations de cointégration entre les variables considérées. Toutefois, ces deux tests, dans leur version standard, souffrent d'un biais de petit échantillon, ce qui les conduit à rejeter trop souvent l'hypothèse nulle d'absence de cointégration. Il convient par conséquent de les corriger par la procédure proposée par Barkoulas et Baum (1997). Le principe est simple dans la mesure où il suffit d'appliquer, aux différentes statistiques de tests, le facteur d'échelle¹⁴ $(T - pk)/T$. Les TABLEAUX A2.5 et A2.6 montrent que ces deux tests conduisent à l'existence d'une seule relation de cointégration au seuil de 5 %. Par ailleurs, les travaux de Sephton et Larsen (1991) ont souligné la fragilité des résultats bâtis sur les tests de co-intégration de la Trace et de la Valeur Propre Maximale, ces derniers souffrant d'instabilité temporelle. Les auteurs montrent qu'il est possible, qu'en moyenne sur l'échantillon, la relation de cointégration estimée soit acceptée, alors même qu'une estimation récursive de ces statistiques révèle qu'elle est en fait de plus en plus fragile à mesure que

11. Les autres variables, à savoir la préférence pour le présent quelle que soit la proxie utilisée (l'épargne nationale et la consommation privée), les dépenses publiques et le différentiel d'intérêts réels sont stationnaires en niveau, donc $I(0)$. En ce qui concerne le degré d'ouverture et la demande américaine, les tests donnent des résultats différents. Nous avons donc choisi de ne pas les considérer par la suite.

12. Nous intégrons dans le vecteur de cointégration une constante et une tendance déterministe puisque celles-ci s'avèrent significatives par la suite. Nous incorporons également une variable muette représentant les crises de change survenues en 1985 et 1986.

13. Pour ce faire, les procédures "FPE" (Final Prediction Error), "AIC" (Akaike Information Criterion), "SIC" (Schwarz Information Criterion) et "HQIC" (Hannan-Quinn Information Criterion) ont été mises en œuvre. Néanmoins, les différents critères n'aboutissent pas à un consensus. En effet, les critères FPE et AIC proposent un retard optimal égal à trois alors que les critères SIC et HQIC suggèrent un retard optimal de un. Toutefois, nous choisissons de suivre les premiers en optant pour un VAR(p) avec $p = 3$ car ce nombre est nécessaire pour blanchir les résidus du modèle.

14. T , p et k représentent respectivement le nombre total d'observations (94), le nombre de variables endogènes (5) et le nombre de retards (3).

la taille de l'échantillon augmente. Finalement, l'application d'un test de la Trace récursif à nos données confirme la présence d'une relation de cointégration au seuil de 5 %, même lorsque le biais de petit échantillon est pris en compte (GRAPHIQUE A2.2)¹⁵.

Troisièmement, puisqu'il n'existe qu'une seule relation de cointégration, il faut vérifier que celle-ci est bien une équation de taux de change réel. Pour cela, il suffit de tester que les déterminants fondamentaux réels sont faiblement exogènes. Un test simple d'exogénéité est réalisable à partir de l'estimation d'un modèle VECM(3), via la méthode de Johansen (1991), portant sur les mêmes variables que précédemment. L'hypothèse d'exogénéité faible se teste alors par le biais des paramètres associés au vecteur de cointégration, *i.e.* les vitesses d'ajustement, entrant dans le modèle vectoriel à correction d'erreur¹⁶ (TABLEAU A2.7). Au final, la relation de cointégration mise en évidence plus haut est bien une équation de taux de change réel puisque le seul paramètre d'ajustement significatif (au seuil de 5 %) est celui qui lui est associé.

Ainsi, étant donné qu'il existe une et une seule relation de cointégration et que les déterminants fondamentaux sont tous faiblement exogènes, il est possible d'utiliser des méthodes d'estimation univariées pour mettre en évidence la relation unissant le taux de change réel et ses fondamentaux.

L'estimation de la relation de long terme

Le moyen le plus simple d'estimer la relation de long terme liant le taux de change réel et ses fondamentaux réels est d'appliquer les Moindres Carrés Ordinaires (MCO) à la régression suivante :

$$e_t = C_1 + a_1.trend + a_2.tot_t + a_3.y_t^{jap} + a_4.r_t^w + a_5.u_t + U_t \quad (3)$$

où C_1 est une constante et les a_i ($i = 1, \dots, 5$) représentent les paramètres de long terme. Néanmoins, la méthode des MCO peut souffrir de biais d'échantillonnage dans le cas d'un échantillon de petite taille¹⁷, conduisant à une estimation peu efficiente des paramètres (Davidson et MacKinnon, 1993). Aussi, pour corriger ce biais et améliorer les propriétés des estimateurs, la relation de cointégration est estimée *via* la méthode des Moindres Carrés Ordinaires Dynamiques (MCOD) de Stock et Watson (1993) :

$$e_t = \mu_0 + a_1.trend + a_2.tot_t + a_3.y_t^{jap} + a_4.r_t^w + a_5.u_t + Z_t + U_t \quad (4)$$

où $Z_t = \sum_{j=-p}^p c_j \cdot \Delta z_{t-j}$ et z représente l'ensemble des déterminants fondamentaux du taux de change réel. Cette équation (4) ajoute simplement p décalages passés et futurs dans les différences premières de z_t à la régression (3). Malheureusement, comme les écarts-types des estimateurs ne sont pas asymptotiquement normaux, les tests de significativité usuels des

15. Le test de Trace récursif indique que la relation de cointégration disparaît pour un seuil critique de 1 %. Toutefois, la mise en œuvre par la suite de la méthode des Moindres Carrés Ordinaires Dynamiques nous rassure sur l'existence de cette relation de cointégration.

16. L'estimation du modèle VECM(3) complet peut être obtenue sur demande auprès de l'auteur.

17. Ce biais d'échantillon résulte de l'autocorrélation des résidus de la relation de cointégration, et de la corrélation entre ces mêmes résidus et les valeurs retardées des variables explicatives.

coefficients ne sont pas valides. Il convient alors de corriger la matrice de variance-covariance des coefficients estimés par l'intermédiaire de l'estimateur de Newey-West (1987), lequel est robuste à l'hétéroscédasticité et à l'autocorrélation des résidus¹⁸.

Les résultats sont présentés dans le TABLEAU 2¹⁹. À long terme, une augmentation des termes de l'échange, de la demande japonaise et du taux d'intérêt réel américain provoque une appréciation réelle du dollar australien. Un terme de tendance déterministe a également un impact positif sur le change réel effectif, mais l'ampleur de celui-ci reste très faible. Celle-ci peut éventuellement représenter le mouvement de libéralisation des capitaux enclenché depuis le début des années quatre-vingt, lequel a provoqué progressivement des entrées de capitaux dans l'économie australienne. Par contre, une hausse de la productivité implique une dépréciation du taux de change réel d'équilibre. Ce résultat est conforme à celui de Lim et Stein (1995). En effet, l'impact de la productivité sur le change réel d'équilibre dépend de l'origine du choc de productivité. L'effet négatif estimé implique donc que pour l'Australie l'amélioration de la productivité s'est produite sur le secteur des biens non échangeables.

Il est possible ensuite de montrer que cette relation est acceptable d'un point de vue statistique. À cet effet, plusieurs éléments peuvent être présentés. Dans un premier temps, les estimateurs MCOD des coefficients de long terme sont très proches des estimateurs du maximum de vraisemblable de Johansen²⁰ (aux écarts-types près).

Dans un deuxième temps, les coefficients trouvés sont conformes à nos attentes (signes et valeurs), excepté pour le taux d'intérêt réel mondial. En effet, la théorie stipule qu'une hausse de r^w est susceptible d'entraîner une dépréciation réelle à long terme. En fait, il est très possible que l'effet capté par nos estimations soit plutôt un effet de moyen-long terme. Toutefois, ce décalage par rapport à la théorie n'est pas vraiment problématique étant donné que le coefficient estimé reste très faible.

Dans un troisième temps, les résidus du modèle empirique respectent les trois conditions importantes de la normalité (le test de Jarque-Bera), de la stationnarité²¹ (les tests PP et KPSS) et de l'homoscédasticité (les tests de White²² et "ARCH"). Les résultats des tests sont donnés dans le TABLEAU 2.

18. L'inférence économétrique conventionnelle devient possible, notamment pour tester des restrictions particulières sur les paramètres estimés, i.e. les "t-stat" de Student sont désormais interprétables.

19. Pour faciliter l'écriture, nous ne détaillons pas les coefficients associés aux variables en différences premières. Nous indiquons simplement que la régression incorpore les variations des fondamentaux réels avancées et retardées de quatre trimestres. Bien entendu, nous n'avons conservé que les termes significatifs, au seuil de 5 %, sélectionnés sur la base d'un test de Wald. Ces derniers sont : Δtot_{t+1} , Δtot_{t-2} , Δtot_{t-4} , Δy_{t-3}^{jap} , Δy_{t-4}^{jap} , Δr_{t+1}^w , Δr_{t-1}^w et Δr_{t-2}^w .

20. Les estimateurs de Johansen sont donnés par la relation :

$$e_t = 1,008^{**} \cdot tot_t + 0,191^{**} \cdot y_t^{jap} + 0,007^{**} \cdot r_t^w - 0,519^{**} \cdot u_t + 0,003^{**} \cdot trend + 3,909^{**}$$

où (**) donne le seuil de rejet à 5 %.

21. La stationnarité est une condition essentielle puisqu'elle permet d'affirmer que notre équation est bien une relation de cointégration.

22. Le test de White est en fait un test de spécification globale du modèle choisi, étant donné qu'il permet de tester, parallèlement à l'hypothèse d'homoscédasticité, celle de linéarité fonctionnelle. Dans notre cas, nous constatons que ce test rejette l'hétéroscédasticité mais avec une probabilité de rejet très faible. Étant donné que l'absence d'hétéroscédasticité est confirmée par le test ARCH (AutoRegressive Conditional Heteroskedasticity), la faible probabilité de rejet du test de White semble être due à un problème de non linéarité dans la spécification.

Dans un dernier temps, la spécification de long terme retenue vérifie la propriété de stabilité. En effet, les résidus récurrents du modèle (GRAPHIQUE A3.1) se trouvent tous, à quelques exceptions près²³, à l'intérieur de la bande, impliquant que ces derniers sont i.i.d., de moyenne zéro et d'écart-type constant. Ce résultat est confirmé par les tests "CUSUM" et "CUSUM carré" de Brown, Durbin et Evans (1975)²⁴ dont les statistiques sont représentées sur le GRAPHIQUE A3.3²⁵.

Tableau 2 - L'estimation de la relation de long terme par les moindres carrés ordinaires dynamiques

La relation de long terme							
e_t	tot_t	y_t^{jap}	r_t^w	u_t	$trend$	μ_0	$\sum_{j=-p}^p \Delta z_{t-j}$
1	1,008*	0,196*	0,010*	-0,459*	0,003*	3,374*	C_j^*
t-stat	(13,918)	(6,763)	(3,807)	(-2,201)	(2,583)	(2,015)	(.)
Les tests de validation de la relation							
R^2	<i>Jarque-Bera</i>	<i>ARCH(1)</i>	<i>White</i>	<i>PP</i>	<i>KPSS</i>		
0,947	0,049	1,586	37,794	-7,032	0,033		
<i>p-value</i>	(0,976)	(0,208)	(0,063)	(.)	(.)		

Notes: Une étoile signifie le rejet de l'hypothèse nulle au seuil de 5 %.

Les valeurs critiques des tests PP et KPSS sont données dans Davidson et Mackinnon, 1993.

L'estimation de la relation de court terme

L'estimation de la relation de cointégration n'est qu'une étape. Elle doit être complétée par celle d'un modèle à correction d'erreur dont l'objectif est d'analyser, d'une part, la vitesse de convergence du taux de change réel vers son niveau d'équilibre de long terme et, d'autre part, la contribution des fondamentaux à la dynamique de court terme du taux de change réel.

Il suffit alors de tester la relation de court terme suivante :

$$\Delta e_t = \alpha \cdot U_{t-1} + \sum_{j=1}^3 \kappa_j \cdot \Delta e_{t-j} + \sum_{j=0}^3 h'_j \cdot \Delta z_{t-j} + C_2 + W_t \quad (5)$$

où C_2 est une constante, W_t un aléa et U_{t-1} le résidu de la relation de cointégration retardé d'une période tel que :

$$U_{t-1} = e_{t-1} - 1,008 \cdot tot_{t-1} - 0,196 \cdot y_{t-1}^{jap} - 0,010 \cdot r_{t-1}^w + 0,459 \cdot u_{t-1} - 0,003 \cdot trend - 3,374$$

Avant de poursuivre, il est nécessaire d'apporter deux précisions. Premièrement, nous fixons, conformément aux applications précédentes, l'ordre de retard optimal à $p = 3$. Bien entendu, nous ne gardons dans la spécification finale que les retards significatifs. Deuxièmement, la présence de termes contemporains nous oblige à utiliser la méthode de Newey-West, pour prendre en compte l'hétéroscédasticité et l'autocorrélation, en corrigeant les écarts-types des coefficients estimés.

23. Les points dépassant la zone sont 1985 :1, 1988 :3 et 1995 :1.

24. Une présentation claire de la méthode est fournie dans Cadoret et al. (2004).

25. Une relation est stable si et seulement si les courbes caractérisant le CUSUM et CUSUM carré restent comprises à l'intérieur de la bande critique (seuil de rejet à 5 %).

Les résultats des estimations, par la méthode des MCO, de la relation (5) et les statistiques associées sont donnés dans le TABLEAU 3. Là encore, les signes et les valeurs des coefficients sont conformes aux attentes. La dynamique de court terme du taux de change réel est conditionnée positivement par les variations contemporaines des termes de l'échange et de la demande japonaise, et négativement par les variations retardées d'un trimestre des termes de l'échange et de trois trimestres du taux d'intérêt réel mondial.

En ce qui concerne le paramètre de la vitesse d'ajustement, deux remarques peuvent être faites. Tout d'abord, il est de signe attendu, c'est-à-dire négatif, ce qui confirme que notre relation de long terme est bien une relation de cointégration stable. Ensuite, sa valeur est relativement importante, suggérant qu'après un choc, le taux de change réel a tendance à revenir rapidement vers son équilibre de long terme stationnaire. Notre spécification propose par conséquent une meilleure explication du comportement du taux de change réel d'équilibre que celle généralement délivrée par la PPA.

Enfin, le R^2 du modèle est très moyen. Il indique que les déterminants fondamentaux réels du change expliquent un peu moins de la moitié de sa variance trimestrielle. Ce résultat est en fait normal étant donné qu'à court terme, le taux de change réel est également fonction de plusieurs variables nominales liées à la politique économique (déficit public, masse monétaire, régime de change) et aux phénomènes spéculatifs qui ont été volontairement omis ici²⁶.

Par ailleurs, la spécification de court terme retenue est globalement satisfaisante d'un point de vue statistique. Tout d'abord, comme pour la relation de long terme, les résidus du modèle respectent les conditions de normalité (test de Jacques-Bera), de stationnarité (test de KPSS²⁷), d'homoscédasticité (tests de White et ARCH). De plus, la mise en œuvre de la procédure de Breusch-Godfrey (LM), qui testent l'autocorrélation d'ordre supérieur à un, suggère l'absence d'autocorrélation dans les résidus de la relation de court terme (TABLEAU 3). Ensuite,

Tableau 3 - L'estimation du modèle à correction d'erreur par les moindres carrés

La relation de court terme						
Δe_t	U_{t-1}	Δe_{t-1}	r_t^w	Δtot_{t-1}	Δy_t^{jap}	Δr_{t-3}^w
1	-0,668*	0,325*	0,815*	-0,691*	0,129*	-0,013*
t-stat	(-5,364)	(3,141)	(5,089)	(-3,128)	(1,960)	(-3,062)
Les tests de validation de la relation						
R^2	<i>Jarque-Bera</i>	<i>LM(10)</i>	<i>White</i>	<i>ARCH(4)</i>	<i>KPSS</i>	
0,492	1,291	8,267	23,301	6,705	0,033	
<i>p-value</i>	(0,524)	(0,603)	(0,056)	(0,152)	(.)	

Notes : Une étoile signifie le rejet de l'hypothèse nulle au seuil de 5 %.

Les valeurs critiques du test KPSS sont données dans Davidson et Mackinnon, 1993.

26. Notre objectif n'étant pas de décrire le comportement du taux de change réel à court terme, nous nous focalisons uniquement sur les déterminants susceptibles d'influencer la trajectoire de long terme.

27. Les tests ADF et PP confirment ce résultat.

les résidus récurrents (GRAPHIQUE A3.2) et les tests CUSUM et CUSUM carré (GRAPHIQUE A3.4) montrent que, là encore, la spécification choisie est globalement stable dans la mesure où il n'existe pas de sources d'instabilité apparentes²⁸.

■ LE MÉSALIGNEMENT DU DOLLAR AUSTRALIEN

À partir des estimations précédentes, la présence d'éventuelles distorsions dans le comportement du taux de change réel effectif du dollar australien peut être mise en évidence. En fait, deux indicateurs de mésalignement peuvent être calculés: le mésalignement courant et le mésalignement total.

Le calcul du mésalignement courant

À partir de la relation de long terme estimée et des séries individuelles des fondamentaux, il est possible de calculer l'écart existant entre le taux de change réel effectif (e) et sa trajectoire d'équilibre (e^*):

$$mis_t^C = e_t - e_t^*$$

Celui-ci est appelé "mésalignement courant" (mis_t^C) car il repose sur les valeurs observées des variables fondamentales. Une valeur positive indique une surévaluation réelle et une valeur négative une sous-évaluation réelle. Le GRAPHIQUE 1 présente l'ampleur (en %) du mésalignement réel courant.

Globalement, l'évolution du dollar australien (en termes effectifs) n'a pas souffert de distorsions importantes, à quelques exceptions près, sur la période d'étude.

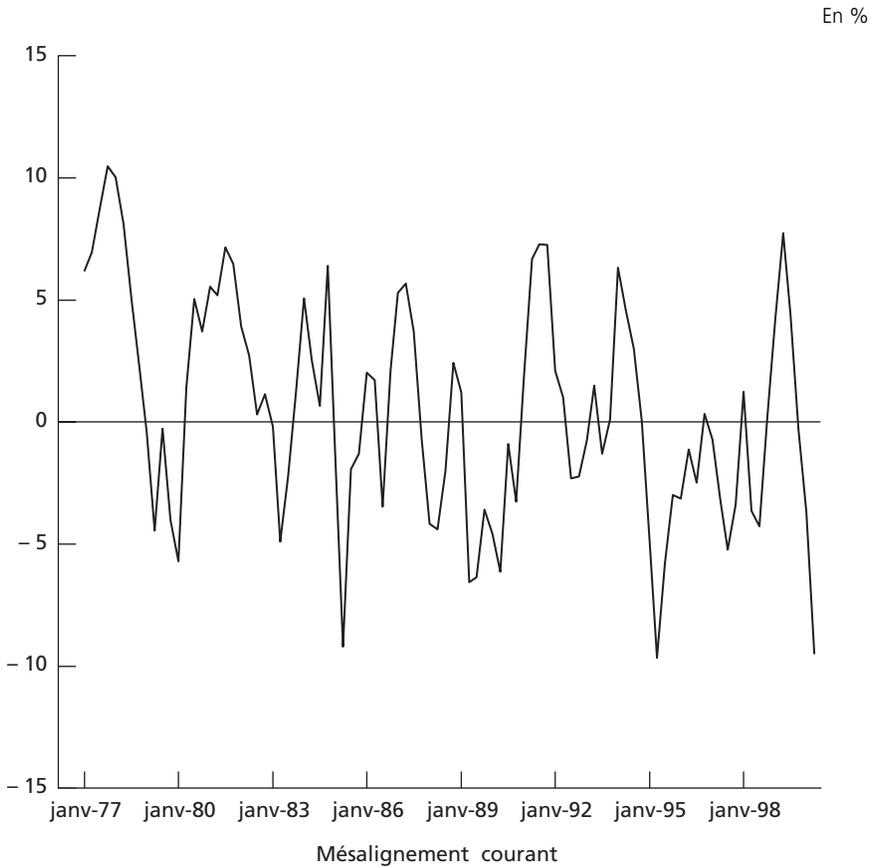
Sur la sous-période des changes fixes ou quasi-fixes²⁹ (1977-1984), la monnaie australienne est en moyenne modérément sur-évaluée. Les deux événements économiques majeurs, à savoir la crise économique de 1983 et la crise de change de 1985-86, sont annoncés par une surévaluation réelle sur plusieurs années même si l'ampleur de cette dernière reste modeste.

Sur la sous-période des changes flexibles³⁰ (1984-2000), le dollar gravite autour de zéro avec néanmoins une tendance plus marquée pour la sous-évaluation réelle. Là encore, les événements économiques forts sont détectés par l'évolution du mésalignement. La crise de change de 1985-1986 est signalée par le surajustement substantiel du dollar en avril 1985. En effet, il est passé d'une surévaluation de 6,5 % en décembre 1984 à une sous-évaluation d'environ 10 % en avril 1985. Deux autres périodes de surajustement important à la baisse du dollar sont également captées: celles d'avril 1995 et d'avril 2000 avec une sous-évaluation de près de 10 %. Toutefois, la crise économique de 1991 est faiblement prise en compte par l'indicateur du mésalignement. La surévaluation du dollar n'apparaît qu'en avril 1991 et son ampleur (environ 7,5 %) n'est pas conforme à ce qu'elle aurait dû être.

28. Quelques points d'instabilité demeurent (1984 :4, 1985 :1 et 1986 :3).

29. Ce système quasi-fixe est un "crawling peg", c'est-à-dire un taux de change nominal glissant par rapport au dollar américain.

30. Le passage au système de change flexible a été promulgué le 11 décembre 1983.

Graphique 1 - Le mésalignement réel courant du dollar australien

De ces résultats, une conclusion très importante semble se dégager. La nature du régime de change a un rôle crucial sur le comportement du mésalignement réel du taux de change effectif de l'Australie. En effet, les changes fixes seraient propices à la surévaluation réelle alors que les changes flexibles favoriseraient plutôt la sous-évaluation réelle, même si dans un cas comme dans l'autre les désajustements restent modérés.

Par conséquent, il serait tentant de conclure que le flottement du dollar à partir de la fin de l'année 1983 a été une bonne décision de politique économique. En fait, statuer de la sorte sur l'efficacité des changes flexibles est naïf et même dangereux, et cela pour une raison très simple. Les calculs réalisés ci-dessus sont établis à partir d'une parité réelle d'équilibre, estimée sur la base des valeurs observables des déterminants fondamentaux. Conformément à ce qui a été dit plus haut, le mésalignement réel obtenu est un mésalignement courant. Il ne permet pas, par conséquent, de prendre en compte les écarts possibles de ces derniers par rapport à leur sentier de croissance potentielle, évacuant ainsi une source importante de déséquilibre.

Le calcul du mésalignement total

Puisque le mésalignement calculé précédemment ne prend pas en compte les déviations durables des fondamentaux autour de leur trajectoire de long terme, il est probable que les périodes de surévaluation et de sous-évaluation trouvées soient en réalité plus prononcées. Par conséquent, il est capital de substituer les valeurs observables par des valeurs dites "soutenables", "tendanciennes" ou encore "permanentes" retraçant les mouvements longs des variables d'intérêt.

Ces dernières sont obtenues en effaçant des séries contemporaines les mouvements transitoires résultant du cycle économique (cycles d'affaire et mouvements saisonniers). Pour ce faire, nous nous appuyons sur la méthode désormais bien connue du filtre d'Hodrick et Prescott (1980) (filtre HP)³¹. Les résultats du filtre HP, en fixant le paramètre de lissage³² $\lambda = 1\,600$, sont donnés par le GRAPHIQUE 2. Ce dernier fait apparaître des écarts élevés et prolongés entre les séries brutes et filtrées. Les facteurs présentant une composante cyclique relativement importante sont les termes de l'échange et la demande japonaise. Aussi, compte tenu de leur influence prépondérante sur le taux de change d'équilibre à long terme, l'ampleur du mésalignement devrait s'en trouver fortement modifiée. Concernant le PIB réel par tête, les deux crises économiques sévères sont prises en compte. En effet, la composante permanente suit de près la série observée, sauf pour les périodes 1983-84 et 1990-92 pour lesquelles la série brute est au-dessous de la composante filtrée.

Finalement, il est possible de déduire une série temporelle pour le taux de change réel d'équilibre de long terme en introduisant les valeurs soutenables des termes de l'échange ($tot_t[hp]$), de la demande japonaise ($y_t^{jap}[hp]$), du taux d'intérêt réel mondial ($r_t^w[hp]$) et de la productivité ($u_t[hp]$) dans la relation de cointégration estimée, soit :

$$e_t^*[hp] = 1,008.tot_t[hp] + 0,196.y_t^{jap}[hp] + 0,010.r_t^w[hp] - 0,459.u_t[hp] + 0,003.trend + 3,36$$

À partir de ce dernier, il devient facile de construire un indicateur de mésalignement réel total ($mis_t^T[hp]$) correspondant à l'écart entre e_t et $e_t^*[hp]$ comme :

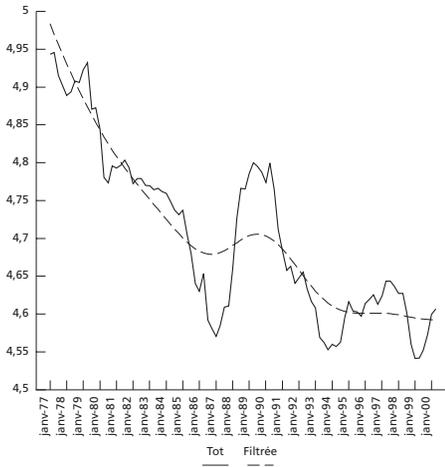
$$mis_t^T[hp] = e_t - e_t^*[hp]$$

Celui-ci est donné par le GRAPHIQUE 3. Finalement, nous pouvons faire deux remarques générales. D'une part, la tendance à la surévaluation réelle sur la période des changes fixes est confirmée et même accentuée. En particulier, sur la sous-période 1981-1984, l'indicateur du mésalignement montre des pics proches de 15 %. D'autre part, la tendance à la sous-évaluation réelle modérée sur la période des changes flexibles n'est plus évidente. Plus précisément, cinq sous-périodes se dégagent. De 1985 à 1988, la monnaie est fortement sous-évaluée avec des pics à plus de 15 % en 1986. De fin 1988 à début 1992, elle devient surévaluée aux

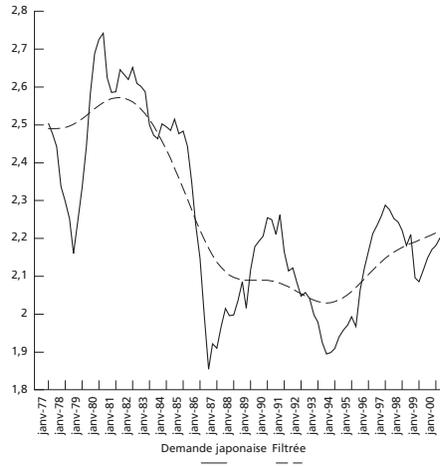
31. De nombreuses autres méthodes de décomposition "tendance-cycle" existent (Doz, Rabault et Sobczak, 1995).

32. Concernant le paramètre λ , nous avons choisi d'adopter la valeur standard définie dans l'article original d'Hodrick et Prescott (1980). Toutefois, ce choix arbitraire peut poser des problèmes dans la décomposition tendance-cycle, notamment en termes d'effets de compression et "leakage". Pour une présentation du filtre HP et de l'importance de la valeur du paramètre λ , se reporter à Baghli et al. (2002).

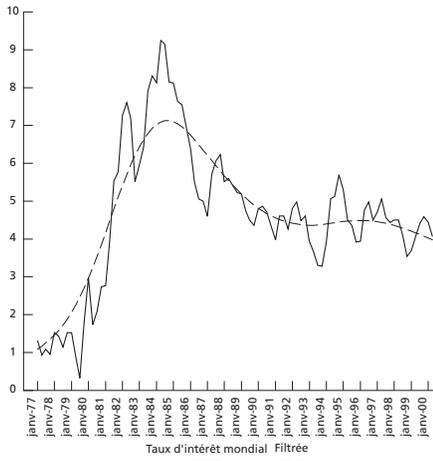
Graphique 2 - Les fondamentaux réels observés et soutenables par le filtre HP



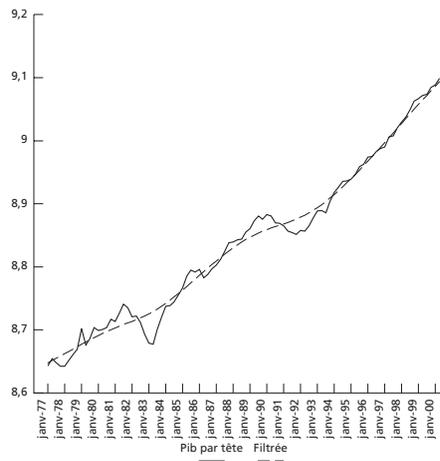
Termes de l'échange (séries observée et filtrée)



Demande japonaise (séries observée et filtrée)

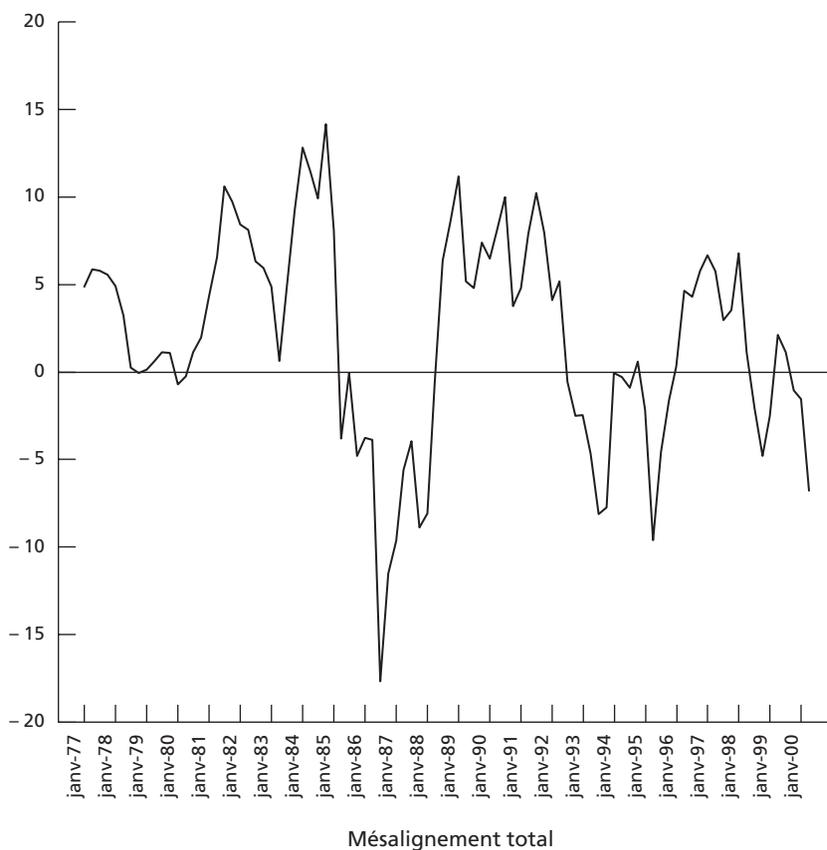


Taux d'intérêt mondial (séries observée et filtrée)



PIB par tête (séries observée et filtrée)

alentours de 8 %. Elle connaît à nouveau une situation de sous-évaluation réelle de 1992 à 1996, cette fois-ci modérée, de l'ordre de 5 %. De 1996 à 1998, la monnaie est faiblement surévaluée de moins de 4 %. Enfin, depuis 1998, elle montre une légère tendance à la sous-évaluation.

Graphique 3 - Le mésalignement réel total du dollar australien (via le filtre HP)

Par conséquent, à la lumière de ces résultats, la capacité du système de change flexible à limiter les pressions à la surévaluation décrétée précédemment doit être nuancée lorsque les trajectoires d'équilibre de long terme des fondamentaux sont intégrées dans l'analyse. En effet, le mésalignement ne semble être contrôlé qu'à partir de la fin de 1992 (TABLEAU 4). Cette date correspond à la mise en place par la banque centrale australienne d'un système monétaire axé sur le ciblage d'inflation³³. Le résultat a été quasi instantané avec une chute du taux d'inflation national qui s'est depuis maintenu au-dessous des taux d'inflation de la majeure partie des autres pays de l'OCDE. De plus, une observation scrupuleuse de la politique de change de la Reserve Bank of Australia (RBA) fait ressortir la présence d'un "Fear of

33. Sur la période étudiée, quatre régimes de politique monétaire se sont succédé en Australie (Macfarlane, 1999), à savoir le ciblage monétaire (1977-1985), la checklist (1985-1988), un système discrétionnaire pur (1988-1993) et le ciblage d'inflation (1993-2000). La politique de la checklist repose sur la stabilisation de certaines variables économiques clés telles que le taux de change, le revenu ou l'inflation.

floating". Ce problème se traduit par le fait qu'un pays, se réclamant du flottement libre, agit finalement de manière à contrôler les fluctuations de sa monnaie par crainte d'une dégradation de la compétitivité internationale (Calvo et Reinhart, 2002). En effet, les autorités monétaires australiennes sont intervenues régulièrement sur le marché des changes pour soutenir ou affaiblir volontairement le dollar australien³⁴. Ces interventions, le plus souvent stérilisées, ont permis d'éviter les fluctuations erratiques de la parité nominale et de limiter les pressions sur la parité réelle. La parité nominale (en termes effectifs) s'est même modérément dépréciée sur la période récente.

Tableau 4 - Mésalignement réel, inflation et politique monétaire

Régime de changes	Crawling peg (US\$)		Change flexible impur	
	1977-1984	1985-1988	1989-1991	1992-2000
Périodes				
Politique monétaire	Ciblage monétaire	Checklist	Discrétionnaire	Ciblage d'inflation*
Mésalignement réel (%)	6,05	- 6,32	7,01	- 0,57
Inflation (%)	10,36**	8,22	7,20	1,91
Change nominal (effectif)	160,05	100,10	100,68	86,54

* En réalité, le ciblage d'inflation a été mis en place dès le début de l'année 1993.

** Le taux d'inflation est calculé sur la période 1977 :1 - 1984 :1.

Source : L'auteur.

CONCLUSION

En définitive, l'objectif de cet article a été d'analyser le comportement du taux de change réel effectif de l'Australie dans une perspective de long terme sur la période 1977 :1-2000 :2. Le choix de cette période a été particulièrement judicieux dans le sens où elle est suffisamment longue pour regrouper à la fois des régimes de change fixe et flexible. Une réflexion sur l'efficacité des régimes individuels en matière de gestion de change a pu par conséquent être réalisée. Cette étude aboutit à deux résultats majeurs.

En premier lieu, le taux de change réel d'équilibre de long terme du dollar australien (en termes effectifs) est fonction d'un ensemble de déterminants constitué des termes de l'échange, de la demande japonaise, de la productivité, du taux d'intérêt réel mondial et d'un terme de tendance susceptible de refléter la libéralisation progressive des mouvements de capitaux amorcée en Australie au début des années quatre-vingt

En second lieu, le comportement de la monnaie australienne montre plusieurs périodes de distorsions soutenues depuis 1977. La période des changes fixes est caractérisée par une surévaluation réelle persistante, et particulièrement forte sur la période 1981-1984. La période des changes flexibles révèle trois sous-périodes de déséquilibre. De 1985 à 1988, la monnaie est

34. Les interventions de la RBA sont ponctuelles et se font en référence à une parité implicitement définie par rapport au dollar américain. Celle-ci n'a rien d'officiel et évolue au cours du temps.

sous-évaluée de manière significative avec un pic en 1986. De 1989 à 1992, elle redevient fortement surévaluée. Enfin, de 1992 à 2000, elle est globalement proche de son niveau d'équilibre de long terme, avec une alternance de phases de sous-évaluation et surévaluation faibles. Cet article remet ainsi en cause l'idée reçue selon laquelle le taux de change australien est sous contrôle depuis l'instauration du régime de change flexible en 1983 (Svizzero, 2002a). Il autorise également à mettre en évidence l'importance de la politique monétaire dans la gestion des distorsions de change réel. En effet, en ce qui concerne l'Australie, la combinaison judicieuse entre une politique de ciblage d'inflation et un système de change flottant impur a été particulièrement bénéfique pour contenir le mésalignement réel. Ce *policy mix* a permis, d'une part, de maintenir le taux d'inflation à un niveau faible et, d'autre part, d'éviter les mouvements erratiques et non justifiés de la parité nominale effective.

J.-F. H.³⁵

35. L'auteur tient à remercier A. Cartapanis ainsi que deux rapporteurs anonymes pour leurs remarques et critiques dans la réalisation de cet article. Il tient à remercier également V. Bouvatier et C. Poilly pour leur aide technique. Il reste seul responsable de toutes erreurs ou omissions.

ANNEXE 1

Description des données

Le taux de change réel (e_t) est l'indice du taux de change réel effectif (base 100 = 1995) calculé par la Banque Centrale australienne (RBA), *i.e.* le "Real Trade Weighted Exchange Rate". C'est le rapport entre l'indice des prix de gros des partenaires commerciaux exprimés en dollar australien et pondérés par les parts commerciales et l'indice des prix à la consommation de l'Australie.

Les termes de l'échange (tot_t) sont donnés par le rapport entre la valeur unitaire des exportations australiennes et la valeur unitaire des importations australiennes, toutes deux prélevées de la base IFS du Fonds Monétaire International (FMI).

La demande japonaise (y_t^{jap}) est donnée par le rapport entre les importations japonaises et le PIB japonais (en %). Les séries des importations et du PIB sont prélevées dans la base IFS du FMI.

La demande américaine (y_t^{usa}) est calculée comme le rapport entre les importations américaines et le PIB américain (en %). Les séries des importations et du PIB sont fournies par la base IFS du FMI.

Le taux d'intérêt réel mondial (r_t^w) est approché par le taux d'intérêt réel américain à long terme. Ce dernier est calculé comme la différence entre le taux d'intérêt nominal sur les bons du trésor à 10 ans et le taux de croissance du déflateur du PNB. Ces données sont obtenues auprès de la Reserve Bank of Saint-Louis.

Le différentiel d'intérêt réel à long terme ($ltdif_t$) se déduit de la différence entre le taux d'intérêt réel à long terme australien et le taux d'intérêt réel à long terme américain. Le taux d'intérêt réel australien est calculé comme la différence entre le taux d'intérêt nominal sur les bons du trésor australien à 10 ans et le taux de croissance du déflateur du PNB. Ces données sont recueillies auprès de la banque centrale.

La productivité (u_t) est approchée par la série du PIB réel par tête délivrée par la RBA. Plus précisément, le PIB réel par tête représente la productivité du travail.

L'inverse de la préférence pour le présent ($Snat_t$) est approchée par le taux d'épargne national (en % du PIB) donné par la base IFS du FMI. Par ailleurs, nous avons choisi de scinder la préférence pour le présent national (ρ) en ses composantes privées et publiques.

Les dépenses publiques (g_t) sont données par les dépenses de l'État en biens de consommation (en % du PIB). Les différentes séries sont prélevées de la base IFS du FMI.

La composante privée de la préférence pour le présent ($Cpriv_t$) est donnée par l'inverse de l'épargne privée (en % du PIB). Celle-ci est extraite de la base IFS du FMI.

Le degré d'ouverture (op_t) est calculé par la somme entre les exportations et les importations de l'Australie rapportée au PIB. Toutes les séries concernées sont fournies par la base IFS du FMI.

ANNEXE 2

Les tests préliminaires

Tableau A2.1 - Les tests de racine unitaire : la méthode ADF

Les séries	En niveau		En différences 1 ^{res}		Processus
	T(ADF)	Spécification	T(ADF)	Spécification	
u_t	-1,807	const. ; tend.	-9,202**	const.	I(1)
$Cpriv_t$	-2,720*	const.	.	.	I(0)
$Snat_t$	-3,121**	const.	.	.	I(0)
g_t	-1,687*	.	.	.	I(0)
e_t	-2,337	const ; tend.	-9,484**	.	I(1)
tot_t	-2,168	const.	-7,304**	const.	I(1)
op_t	-1,334	const. ; tend.	-8,519**	const ; tend.	I(1)
y_t^{jap}	-2,047	const.	-6,406**	.	I(1)
y_t^{usa}	-2,911	const. ; tend.	-9,495**	const.	I(1)
r_t^w	-2,245	const.	-7,955**	.	I(1)
$ltdif_t$	-2,557**	.	.	.	I(0)

Notes : Toutes les variables sont exprimées en log. Les tests sont faits sur la période 1977 :1 – 2000 :2. Les valeurs critiques à 5 % (10 %) sont données dans MacKinnon, 1996. Le nombre optimal de retard est déterminé par la procédure automatique de Schwartz, *i.e.* le critère d'information SIC. Une étoile (deux étoiles) signifie(nt) le rejet de l'hypothèse nulle à 10 % (5 %).

Tableau A2.2 - Les tests de racine unitaire : la méthode PP

Les séries	En niveau		En différences 1 ^{res}		Processus
	T(PP)	Spécification	T(PP)	Spécification	
u_t	-2,176	const. ; tend.	-9,202**	const.	I(1)
$Cpriv_t$	-2,949*	const.	.	.	I(0)
$Snat_t$	-2,972**	const.	.	.	I(0)
g_t	-6,474**	.	.	.	I(0)
e_t	-2,462	const ; tend.	-9,483**	.	I(1)
tot_t	-2,225	const.	-7,278**	.	I(1)
op_t	-4,490**	const. ; tend.	.	.	I(0)
y_t^{jap}	-1,947	const.	-6,257**	.	I(1)
y_t^{usa}	-2,547	const. ; tend.	-9,480**	const.	I(1)
r_t^w	-2,298	const.	-7,955**	.	I(1)
$ltdif_t$	-2,550**	.	.	.	I(0)

Notes : Toutes les variables sont exprimées en log. Les tests sont faits sur la période 1977 :1 – 2000 :2. Les valeurs critiques à 5 % (10 %) sont données dans MacKinnon, 1996. La largeur optimale de la fenêtre du noyau pour les tests est déterminée par la procédure automatique d'Andrews, 1991. Une étoile (deux étoiles) signifie(nt) le rejet de l'hypothèse nulle à 10 % (5 %).

Tableau A2.3 - Les tests de racine unitaire: la méthode KPSS

Les séries	En niveau		En différences 1 ^{res}		Processus
	T(KPSS)	Spécification	T(KPSS)	Spécification	
u_t	0,149**	const. ; tend.	0,077	const.	I(1)
$Cpriv_t$	0,077	const. ; tend.	.	.	I(0)
$Snat_t$	0,080	const. ; tend.	.	.	I(0)
g_t	0,145	const. ; tend.	.	.	I(0)
e_t	0,166**	const ; tend.	0,064	const.	I(1)
tot_t	0,149**	const. ; tend.	0,167	const.	I(1)
op_t	0,236**	const. ; tend.	0,270	const.	I(1)
y_t^{jap}	0,151**	const. ; tend.	0,084	const.	I(1)
y_t^{usa}	0,097	const. ; tend.	.	.	I(0)
r_t^w	0,233**	const. ; tend.	0,071	const. ; tend.	I(1)
$ltdif_t$	0,086	const. ; tend.	.	.	I(0)

Notes : Toutes les variables sont exprimées en log. Les tests sont faits sur la période 1977 :1 – 2000 :2. Les valeurs critiques à 5 % (10 %) sont données dans Kwiatkowski, Phillips, Schmidt et Shin, 1992. La largeur optimale de la fenêtre du noyau pour les tests est déterminée par la procédure automatique d'Andrews, 1991. Une étoile (deux étoiles) signifie(nt) le rejet de l'hypothèse nulle à 10 % (5 %).

Tableau A2.4 - Les critères d'information FPE, AIC, SIC et HQIC

VAR(p)	LL	FPE	AIC	SIC	HQIC
p = 0	198,411	8,91E-09	- 4,346	- 4,206	- 4,290
p = 1	772,867	3,87E-14	- 16,694	- 15,855*	- 16,356*
p = 2	798,237	3,86E-14	- 16,702	- 15,164	- 16,082
p = 3	829,187	3,42E-14*	- 16,836*	- 14,599	- 15,934
p = 4	845,881	4,23E-14	- 16,649	- 13,713	- 15,466

Note : Une étoile indique la validité de l'hypothèse au seuil critique de 5 %.

Tableau A2.5 - Les tests de cointégration: le test de la Trace

Nombre de VC (r)	Valeur Propre	Q_r	Q_r^{cor}	Valeur critique à 5 %	Valeur critique à 1 %
Aucun	0,397	97,19**	81,64*	77,74	85,78
Au plus 1	0,229	52,69	44,26	54,64	61,24
Au plus 2	0,172	29,75	24,99	34,55	40,49
Au plus 3	0,124	13,05	10,96	18,17	23,46

Notes : Une étoile (deux étoiles) indique(nt) le rejet de l'hypothèse au seuil critique de 1 % (5 %).

Q_r^{cor} représente la valeur standard corrigée du biais de petit échantillon grâce au facteur d'échelle 0,840.

Tableau A2.6 - Les tests de cointégration: le test de la valeur propre maximale

Nombre de VC (r)	Valeur Propre	Q_{\max}	Q_{\max}^{cor}	Valeur critique à 5 %	Valeur critique à 1 %
Aucun	0,397	44,51**	37,39*	36,41	41,58
Au plus 1	0,229	22,94	19,27	30,33	35,68
Au plus 2	0,172	16,70	14,03	23,78	28,83
Au plus 3	0,124	11,75	9,87	16,87	21,47

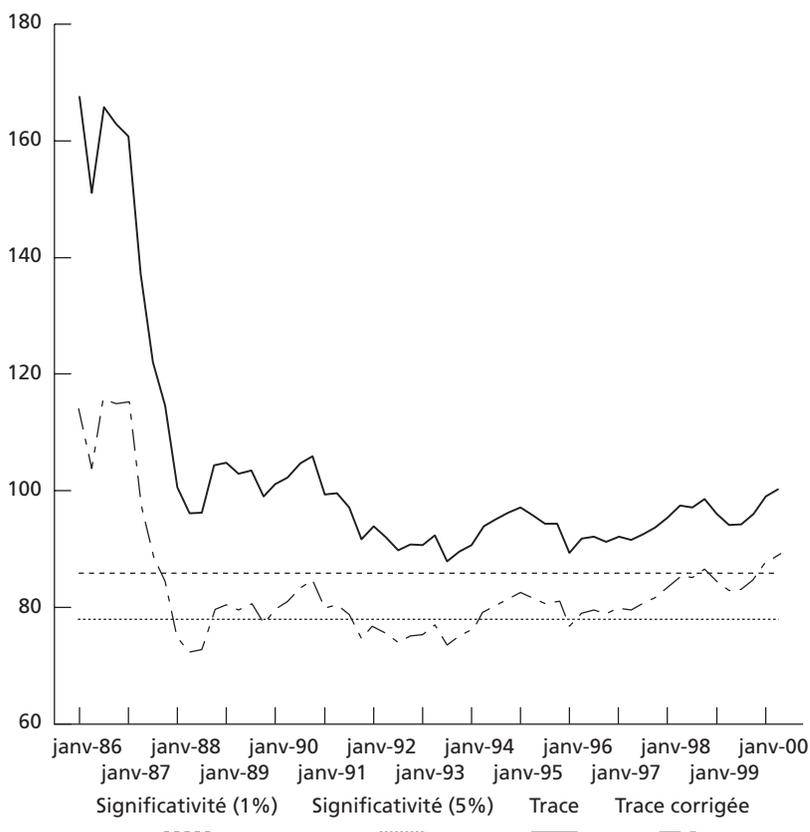
Notes: Une étoile (deux étoiles) indique(nt) le rejet de l'hypothèse au seuil critique de 1 % (5 %).

Q_{\max}^{cor} représente la valeur standard corrigée du biais de petit échantillon grâce au facteur d'échelle 0,840.

Tableau A2.7 - Les tests d'exogénéité

$VECM$	Δe	Δtot	Δy^{jap}	Δr^w	Δu
ECM	-0,516**	0,171	0,232	5,320	0,027
	[-2,816]	[1,889]	[0,949]	[1,925]	[0,627]

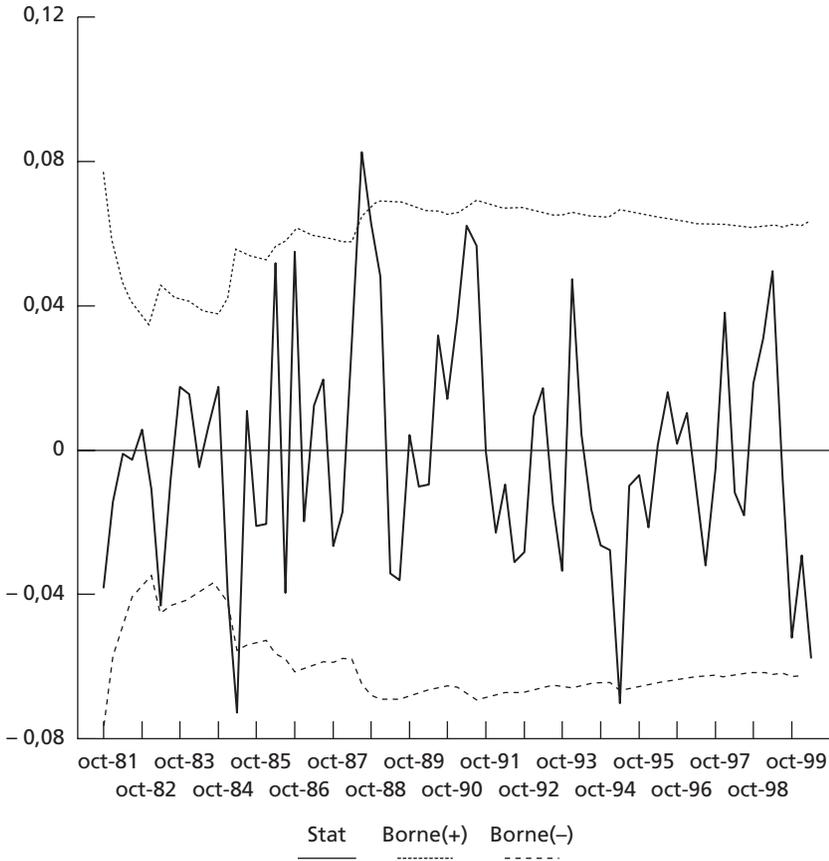
Note: Une étoile (deux étoiles) indique(nt) le rejet de l'hypothèse au seuil critique de 1 % (5 %).

Graphique A2.1 - Le test de Trace récursif

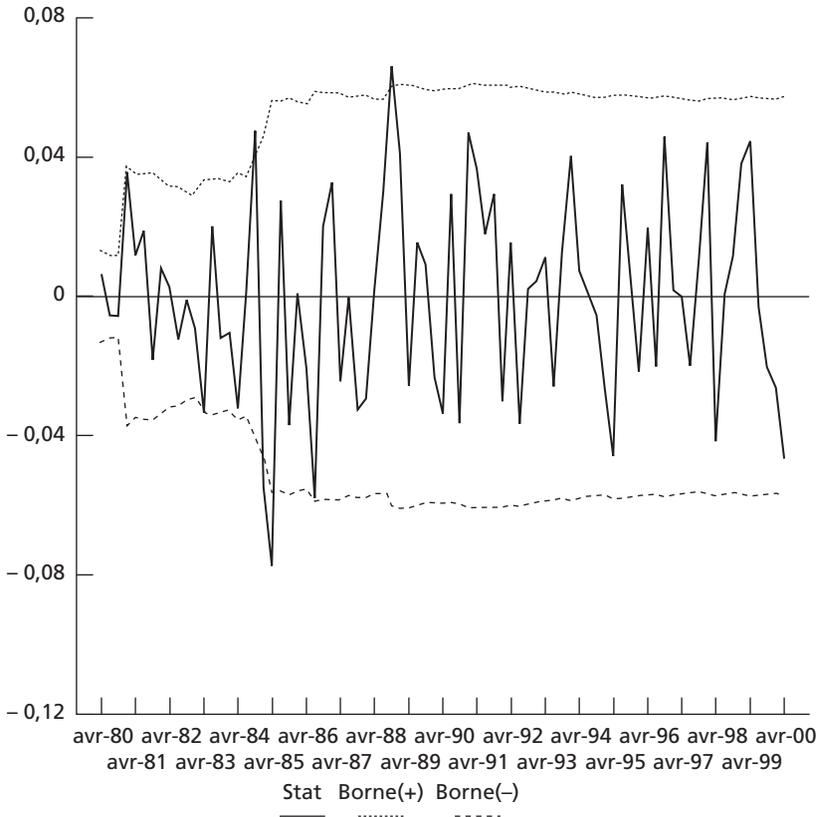
ANNEXE 3

Les tests de stabilité

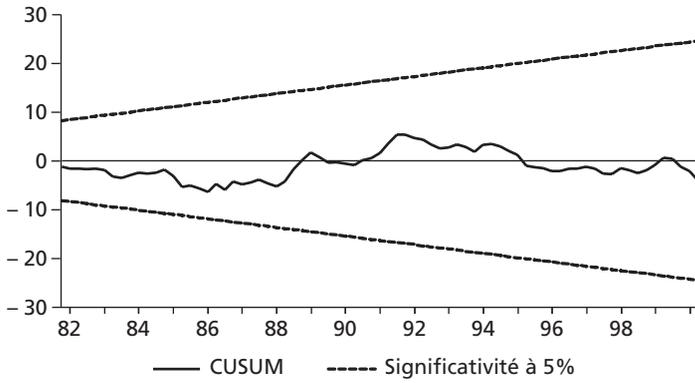
Graphique A3.1 - Les résidus récurrents: le modèle de long terme



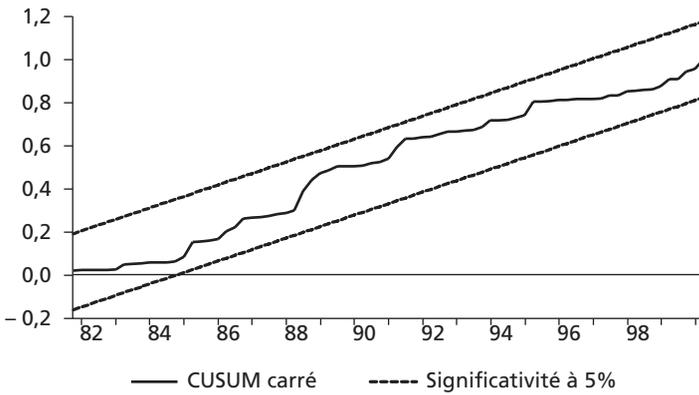
Graphique A3.2 - Les résidus récurrents : le modèle de court terme



Graphique A3.3 - Les tests CUSUM et CUSUM carré: le modèle de long terme

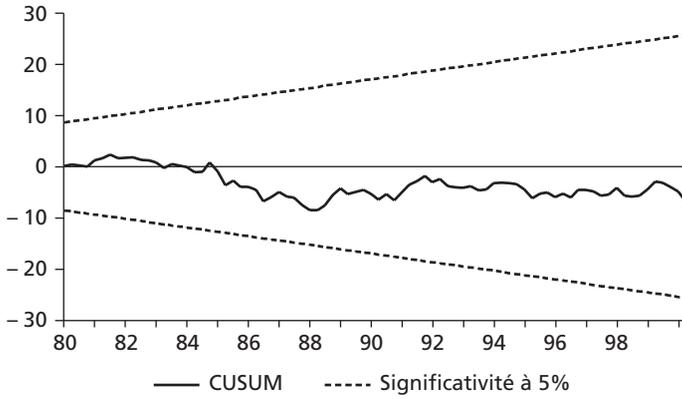


Graphique a

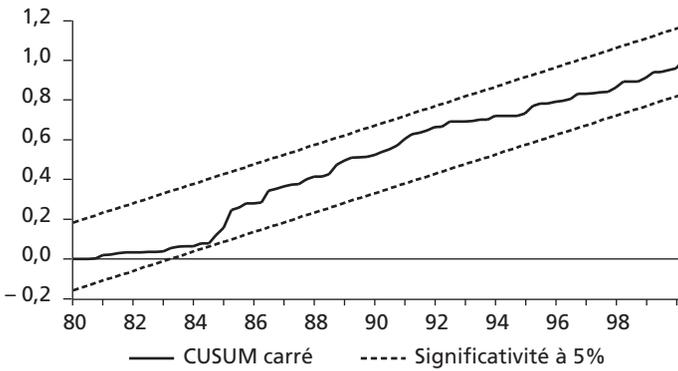


Graphique b

Graphique A3.4 - Les tests CUSUM et CUSUM carré : le modèle de court terme



Graphique a



Graphique b

RÉFÉRENCES

- Ahlers, T.O., Hinkle, L.E., 1999. Estimating the equilibrium RER empirically: Operational approaches, dans Hinkle, L.E., Montiel, P. (Eds), *Exchange Rate Misalignment: Concepts and Measurement for Developing Countries*, Oxford University Press, New York, 293-358.
- Baffes, J., Elbadawi, I., O'Connell, S.A., 1999. Single-equation estimation of the equilibrium real exchange rate, dans Hinkle, L.E., Montiel, P. (Eds), *Exchange Rate Misalignment: Concepts and Measurement for Developing Countries*, Oxford University Press, New York, 405-464.
- Baghli, M., Bouthevillain, C., de Bandt, O., Fraisse, H., Le Bihan, H., Rousseaux, P., 2002. PIB potentiel et écart de PIB : quelques évaluations pour la France, Note d'Etudes et de Recherche n° 89, Banque de France, juillet.
- Barkoulas, J., Baum, C., 1997. A re-examination of the fragility of evidence from cointegration-based tests on foreign exchange market efficiency, *Applied Financial Economics* 7 (6), 635-643.
- Beechey, M., Bharucha, N., Cagliarini, A., Gruen, D., Thompson, C., 2000. A small model of the Australian macroeconomy, Research Discussion Paper 2000-5, Economic Research Department, Reserve Bank of Australia.
- Blundell-Wignall, A., Fahrner, J., Heath, A., 1993. Major influences on the Australian dollar exchange rate, dans Blundell-Wignall, A. (Eds.), *The Exchange Rate, International Trade and the Balance of Payments*, Reserve Bank of Australia, Sydney, 30-78.
- Borowski, D., Couharde, C., 1999. Quelle parité d'équilibre pour l'euro?, *Économie internationale* 77, 1^{er} trimestre, 21-44.
- Cadiou, L., 1999. Que faire des taux de change réels d'équilibre?, *Économie internationale* 77, 1^{er} trimestre, 67-96.
- Cadoret, I., Benjamin, C., Martin, F., Herrard, N., Tanguy, S., 2004. *Econométrie appliquée : méthodes, applications*, Corrigés, Editions De Boeck Université, Bruxelles.
- Calvo, G.A., Reinhart, C., 2002. Fear of Floating, *The Quarterly Journal of Economics* 117 (2), 379-408.
- Davidson, R., MacKinnon, J.G., 1993. *Estimation and Inference in Econometrics*, Oxford University Press, New York.
- Detken, C., Dieppe, A., Henry, J., Marin, C., Smets, F., 2002. Model uncertainty and the equilibrium value of the real effective euro exchange rate, Working Paper Series 160, Banque centrale européenne, juillet.
- Doz, C., Rabault, G., Sobczak, N., 1995. Décomposition tendance-cycle : estimations par des méthodes statistiques univariées, *Économie et Prévision* 120, 73-93.
- Duval, R., 2002. What do we know about long-run equilibrium exchange rate? PPP versus macroeconomic approaches, *Australian Economic Papers* 41, 382-403.
- Dickey, D., Fuller, W.A., 1979. Distribution of the estimates for autoregressive time series with a unit root, *Journal of the American Statistical Association* 74, 427-31, juin.
- Edwards, S., 1989. *Real Exchange Rates, Devaluation and Adjustment: Exchange Rate Policy in Developing Countries*, MIT Press.
- Ghurra, D., Grennes, T., 1994. Aggregate trade response to economy-wide distortions in Sub-Saharan Africa, *Journal of African Economies* 3 (3), 359-86.

- Goldstein, M., 1980. Have Flexible exchange rates handicapped macroeconomic policy?, *Special Papers in International Economics* 14, Princeton University Press.
- Gruen, D.W., Wilkinson, J., 1994. Australia's real exchange rate: Is it explained by the terms of trade of by real interest differentials?, *Economic Record* 70, 204-19.
- Henry, O.T., Olekalns, N., 2002. Does the Australian dollar real exchange rate display mean reversion?, *Journal of International Money and Finance* 21, 651-666.
- Hinkle, L.E., Montiel, P., 1999. *Exchange Rate Misalignment: Concepts and Measurement for Developing Countries*, Oxford University Press, New York.
- Hodrick, R., Prescott, E., 1980. Post-war U.S. business cycles: An empirical investigation, Carnegie Mellon University, Manuscript.
- Johansen, S., 1991. Estimation and hypothesis testing of cointegrated vectors in gaussian vector autoregressive models, *Econometrica* 59, 1551-90.
- Joly, H., Prigent, C., Quinet, A., Sobczak, N., 1999. Une estimation du taux de change réel d'équilibre pour l'économie française, *Économie internationale* 77, 1^{er} trimestre, 3-20.
- Kaminsky, G., Lizondo, S., Reinhardt, C., 1997. Leading indicators of currency crises, Policy Research Working Paper 1852, Banque mondiale, Washington, D.C.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P., Schmidt, P., Shin, Y., 1992. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: how sure are we that economic time series have a unit root?, *Journal of Econometrics* 54, 159-178.
- Lim, G., Stein, J.L., 1995. The dynamics of the real exchange rate and foreign debt in a small open economy: Australia, dans Stein, J., Allen, P., et al. (Eds), *Fundamental Determinants of Exchange Rates*, Oxford, Oxford University Press, 85-125.
- MacDonald, R., Stein, J.L., 1999. *Equilibrium Exchange Rates*, Kluwer Academic Publishers.
- Macfarlane, I.J., 1999. Australian monetary policy in the last quarter of the twentieth century, *Economic Record* 75 (230), 213-224.
- Newey, W.K., West, K.D., 1987. A Simple, positive, semi-definitive, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix, *Econometrica* 55, 703-708.
- Phillips, P., Perron, P., 1988. Testing for a unit root in time series regression, *Biometrika* 75, 335-46, juin.
- Sephton, P., Larsen, H., 1991. Tests of exchange market efficiency: Fragile evidence from cointegration tests, *Journal of International Money and Finance* 10, 561-570.
- Stemitsiotis, L., 1992. *Taux de change de référence et système monétaire international*, Economica, Paris.
- Stock, J.H., Watson, M.W., 1993. A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems, *Econometrica* 61 (4), 783-820.
- Svizzero, S., 2002a. La politique économique australienne depuis 1983: réformes et mutations associées à l'ouverture, *Géoéconomie* 21, 163-189.
- Svizzero, S., 2002b. La politique économique australienne depuis 1983: le spectre du déficit extérieur, *Géoéconomie* 23, 171-195.
- Tarditi, A., 1996. Modeling the Australian exchange rate, long bond yield and inflationary expectations, Reserve Bank of Australia Research Paper 9608.
- White, H., 1980. A heteroskedasticity-consistent covariance matrix and a direct test for heteroskedasticity, *Econometrica* 48 (4), 817-838.