Taux de change réel et compétitivité de l'économie réunionnaise

Fabien Candau, Michaël Goujon, Jean-François Hoarau, Serge Rey

▶ **To cite this version:**

Fabien Candau, Michaël Goujon, Jean-François Hoarau, Serge Rey. Taux de change réel et compétitivité de l'économie réunionnaise. 2010. hal-01847945

HAL Id: hal-01847945
https://hal.science/hal-01847945

Preprint submitted on 24 Jul 2018

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

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

Working Papers Series

Centre d'Analyse Théorique et de Traitement des données économiques

CATT WP No. 1.
November 2010

TAUX DE CHANGE REEL ET COMPETITIVITE DE L'ECONOMIE REUNIONNAISE

Fabien CANDAU

Michaël GOUJON

Jean-François HOARAU

Serge REY

CATT-UPPA
UFR Droit, Economie et Gestion
Avenue du Doyen Poplawski - BP 1633
64016 PAU Cedex
Tél. (33) 5 59 40 80 01
Internet : **http://catt.univ-pau.fr/live/**

UNIVERSITÉ DE PAU ET DES PAYS DE L'ADOUR

Taux de change réel et compétitivité de l'économie réunionnaise

Fabien CANDAU
CATT-UPPA
Michaël GOUJON
CERDI, Université d'Auvergne
Jean-François HOARAU
CEMOI, Université de La Réunion
Serge REY
CATT-UPPA

05 Novembre 2010

Résumé :
L'île de La Réunion, région française ultrapériphérique, se caractérise par des performances économiques généralement en deçà de celles de la métropole, mais aussi de celles de partenaires commerciaux qui partagent nombre de caractéristiques communes. Le très fort déficit de la balance commerciale réunionnaise en est un des révélateurs. Ceci nous conduit à étudier la compétitivité-prix de La Réunion grâce au calcul et à l'examen des propriétés statistiques de l'indicateur de taux de change effectif réel. Il ressort que ce taux est stationnaire autour d'une tendance et qu'il ne révèle pas de phénomène de surévaluation significatif. Par conséquent les piètres performances en matière de commerce extérieur ne peuvent être mises sur le compte d'un euro qui serait « trop fort », mais doivent conduirent les décideurs à réfléchir sur les causes structurelles d'un modèle économique peu performant.

Mots clé : La Réunion, Taux de change réel, Stationnarité, Racine unitaire

Classification JEL : F14, F31, C22

Introduction

Malgré son appartenance à un espace économique national parmi les plus riches de la planète, la région de La Réunion accuse un retard certain de développement par rapport à la Métropole, notamment si on se réfère au niveau de PIB par tête comme indicateur de l'activité économique. La relative faiblesse de l'activité économique se double d'un taux de couverture commercial (ratio des exportations sur les importations en valeur) extrêmement faible (autour de 6-7% depuis le début des années 1990), ce qui nous amène à nous poser la question de la compétitivité. Cependant, la région suit un processus de rattrapage sans connaître une inflation forte, ce qui révèlerait plutôt un relatif équilibre du processus de développement et remettrait en doute un quelconque problème de compétitivité.

Nous examinons la question de la compétitivité de l'économie de la Région en adoptant une perspective macroéconomique conjoncturelle de moyen terme [1]. Nous utilisons pour cela un indicateur usuel au niveau international, à savoir le taux de change effectif réel (TCER, voir par exemple Hinkle et Nsengiyumva 1999). Son intérêt est d'être un indicateur synthétique, macroéconomique, permettant une comparaison de la compétitivité du pays ou de la région étudiée par rapport au reste du monde. Nous calculons une version de cet indicateur pour la Région vis-à-vis d'une vingtaine de partenaires commerciaux grâce à des données trimestrielles couvrant la période 1990-2010.

L'analyse descriptive montre que les mouvements du TCER de La Réunion proviennent des variations des taux de change nominaux mais également des différences de taux d'inflation entre la Région et ses partenaires. Plus précisément, le TCER de La Réunion montre une tendance à l'appréciation sur la période. Cette tendance pourrait signifier une perte de compétitivité de l'économie si elle n'était compensée, voire provoquée, par une hausse de la productivité relative par exemple. Ce phénomène lié à un processus de rattrapage tel qu'on peut l'observer à La Réunion, a été décrit dans un contexte plus général dans les économies en développement et est connu sous le terme d'effet Balassa-Samuelson.

Aussi, afin d'identifier clairement la nature de ce processus, nous procédons en plusieurs étapes. Dans un premier temps, nous appliquons une batterie de tests de stationnarité standard (Dickey et Fuller, 1981 ; Phillips et Perron, 1988 ; Kwiatkowski et al., 1992 ; Elliott et al., 1996) ; Ng et Perron, 2001) afin de déterminer si le TCER de La Réunion a pu suivre une telle tendance sur la période étudiée. Cette tendance définirait alors le niveau d'équilibre du TCER vers lequel le TCER observé tendrait à retourner. Perron (1989) a cependant montré que les résultats issus des tests standard peuvent être biaisés par la présence de ruptures structurelles dans les données. C'est pourquoi, dans un second temps, nous complétons cette analyse par la mise en œuvre de procédures robustes en cas de changements de régime (Saikkonen et Lütkepohl, 2002, Lanne, 2004). Enfin, nous examinons si la Réunion connait une période de surévaluation définie comme un niveau de TCER plus élevé que le niveau d'équilibre précédemment défini.

[1] La notion de compétitivité recouvre à la fois des considérations en termes de prix des biens mais aussi en termes d'éléments hors prix (qualité, marketing…). Dans cette première approche du problème, nous considérons uniquement le concept de compétitivité-prix de l'économie.

La suite de l'article s'articule autour de cinq sections. La première section présente quelques faits stylisés s'agissant du phénomène de rattrapage et de la structure du commerce de la Région. La deuxième section rappelle quelques éléments analytiques relatifs à la mesure du TCER. La troisième section présente les calculs et l'évolution des taux réels effectifs et bilatéraux. Dans une quatrième section, nous donnons une première explication de l'évolution du TCER en examinant les propriétés statistiques des séries de taux réels à l'aide d'une batterie de tests de stationnarité ainsi qu'une première évaluation des mésalignements du taux de change. Enfin, une dernière section conclue sur les principaux enseignements de notre étude.

1. Structure et résultats commerciaux de La Réunion

Que l'on se réfère au PIB par tête ou à un indicateur synthétique de développement humain (IDH), et ceci dans ses trois dimensions, richesse monétaire, éducation, et santé (Goujon, 2008 et 2009), force est de constater que la région Réunion accuse un retard certain de développement par rapport à la Métropole. La Réunion connaît cependant un phénomène de rattrapage économique vis-à-vis de la métropole. Selon les données de l'INSEE, le PIB par habitant de la région était équivalent à 59% de celui de la France en 2008[2], alors qu'il n'était que de 37% en 1985 (sans correction de parité des pouvoirs d'achat c'est-à-dire des différences de prix à la consommation entre la région et la France)[3]. Ce processus s'accompagne par ailleurs d'une faible inflation, proche de celle connue en métropole.

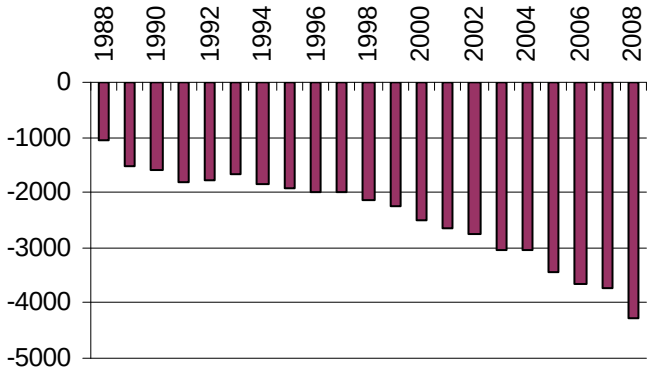
Cette faiblesse de l'activité économique peut être étudiée à différents niveaux, microéconomique ou macroéconomique comme celui de la croissance et du processus de convergence à long terme par exemple (Jean-Pierre, 2007 ; Charles et al., 2010). Nous adoptons ici une perspective macroéconomique plus conjoncturelle, de moyen terme, en examinant la question de la compétitivité de l'économie de la Région, particulièrement depuis les années 1990. En effet, la relative faiblesse de l'activité économique se double d'un très fort déficit commercial qui nous amène d'autant plus à nous poser la question de la compétitivité.

Un rapide examen du commerce extérieur de La Réunion que l'on peut tirer des données de la Direction Régionale du Commerce Extérieur amène naturellement à s'interroger sur la compétitivité de la Région. La balance commerciale de La Réunion avec l'ensemble de ses partenaires, y compris la métropole, connaît un déficit permanent (cf. graphique 1) qui croît régulièrement depuis les années 1980 pour dépasser les 4 milliards d'euros en 2008. Rapporté au PIB, ce déficit est stable autour des 28%, en moyenne sur la période. Cette situation s'explique en grande partie par la faiblesse des exportations réunionnaises, l'ouverture aux importations n'apparaissant pas extraordinairement élevée pour une économie de cette taille. Pour l'année 2008, les importations s'élevaient à 4,53 milliards d'euros, alors que les

[2] 18200 € contre 30700 € en 2008 (INSEE-TER et PIB des régions).

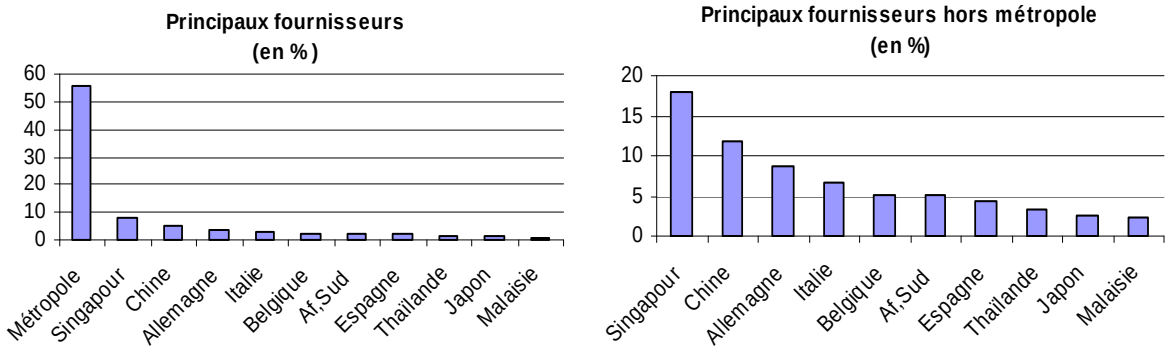
[3] Maddison (2003), en appliquant une correction de parité des pouvoirs d'achat, trouve un écart de 1 à 4 entre la région et la France, http://dx.doi.org/10.1787/458660664481.

exportations n'étaient que de 259 millions d'euros[4]. Ainsi le taux de couverture (ratio des exportations sur les importations), après être passé sous les 10 % à la fin des années 1980, s'est depuis deux décennies stabilisé autour des 6-7%.



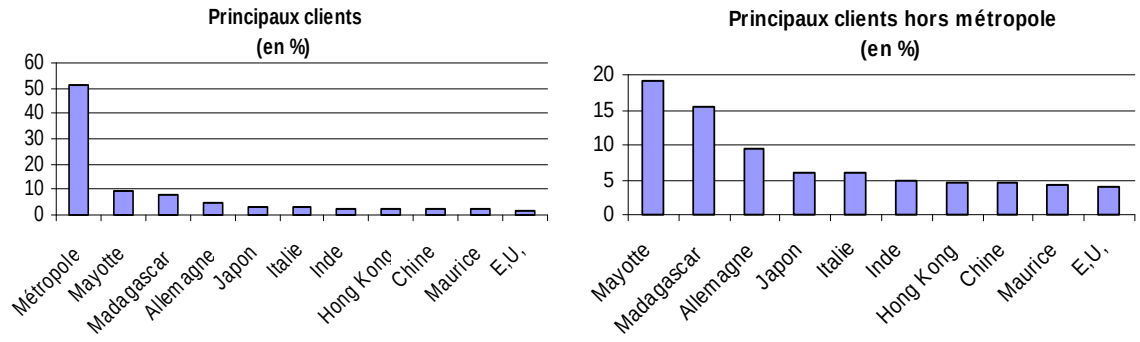
Graphique1 : Balance commerciale de La Réunion (millions d'euros)
Source : Calculs des auteurs, données DNSCE

L'examen des partenaires commerciaux pour l'année 2007 (cf. graphiques 2a et 2b) révèle le poids prépondérant de la France métropolitaine, tant du coté des importations que des exportations. Hors métropole, les principaux fournisseurs de La Réunion sont les pays d'Asie, dont la Chine qui occupe le second rang, les pays d'Europe et l'Afrique du Sud. Les exportations sont quant à elles davantage orientées vers les partenaires de l'Océan Indien, notamment Mayotte, Madagascar, l'Inde et Maurice. Les autres destinations concernent l'Europe, l'Asie et les Etats-Unis.

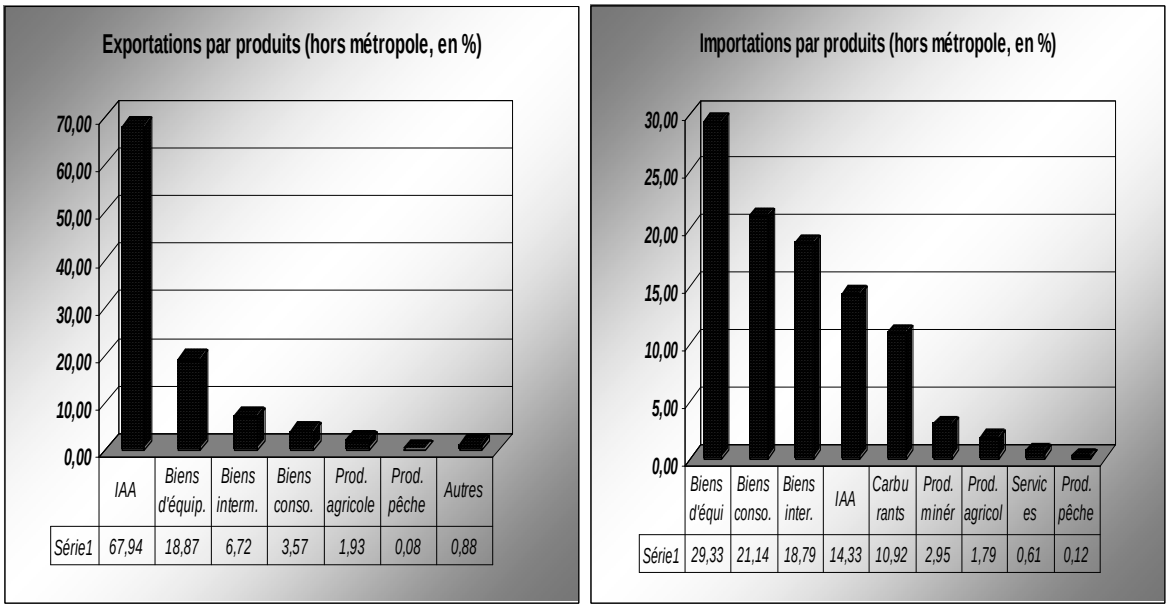


Graphique 2a: Origine des importations de La Réunion : Année 2007

[4] Hors métropole, le déficit était de 1,6 de milliards d'euros (importations : 1,75 milliards ; exportations : 0,15 milliards), et le taux de couverture de 8,6 %. Source : Direction Régionale du Commerce Extérieur de La Réunion-Mayotte.



Graphique 2b: Destinations des exportations de La Réunion : Année 2007



Graphique 3: Répartition du commerce par produits de La Réunion-2006
Source: INSEE-Réunion

Le dernier trait caractéristique du commerce extérieur de La Réunion concerne la nature des produits échangés. Si on considère le commerce avec l'ensemble des partenaires (y compris la métropole), l'essentiel des produits importés est constitué de biens de consommation finale tandis que les exportations sont dominées par les produits agroalimentaires (IAA), dont le sucre qui reste le premier produit exporté. Hors échanges avec la métropole, La Réunion exporte essentiellement des produits agroalimentaires et importe des produits industriels (cf. graphique 3).

La conclusion principale est que le commerce est dominé par les échanges sur des produits susceptibles de faire l'objet d'une concurrence entre l'industrie réunionnaise et l'industrie étrangère, y compris métropolitaine (en dehors des importations portant sur les combustibles). De plus, la consommation finale est très largement constituée de biens importés. Les entreprises réunionnaises ne satisfont en effet globalement que la moitié des besoins locaux et

leur part de marché stagne depuis quelques années[5]. Cette situation de dépendance se double d'une faiblesse chronique des exportations[6]. La faiblesse du secteur industriel réunionnais connaît des raisons structurelles liées à son insularité (distance avec les marchés mondiaux, taille réduite, manque de ressources naturelles et énergétiques, dépendance coloniale) ou au choix de stratégie de développement (Dimou 2004). Complémentaire à ce type d'explication, au niveau plus conjoncturel, ces déficits extérieurs pourraient s'expliquer par une dégradation de la compétitivité, c'est-à-dire une éventuelle surévaluation de la monnaie. Par exemple, Hoarau (2000) avait déjà montré que les faibles performances en matière de commerce extérieur, découlant notamment d'un manque de dynamisme du côté des exportations, pouvaient s'expliquer par un vaste ensemble d'éléments, dont la compétitivité-prix.

2. Définition d'un indicateur de compétitivité macro-économique pour La Réunion

La compétitivité d'un pays peut se définir comme la capacité de ce pays à vendre ses produits face à la concurrence internationale, c'est-à-dire sa capacité à lutter contre les importations sur son marché domestique mais aussi sa capacité à exporter ses marchandises et/ou ses services sur les marchés étrangers. Si on s'intéresse plus particulièrement à la compétitivité-prix/coûts, celle-ci peut s'exprimer *in fine* comme le rapport des coûts de production ou le rapport des prix entre les pays, exprimés en une même monnaie (prix pour lesquels on dispose de davantage d'informations dans la plupart des cas). Le taux de change réel est un indicateur synthétique qui permet une telle comparaison des prix (ou des coûts) entre les pays. Usuellement, cet indicateur est construit sur la base d'indices de prix à la consommation qui permettent des comparaisons plus larges que si on se réfère aux seuls prix des biens internationalement échangés.

2.1 Les différentes mesures du TCR

Il existe de très nombreuses définitions du taux de change réel pour lesquelles on peut distinguer principalement deux types (Edwards, 1988).
La première définition repose sur la parité des pouvoirs d'achat. Elle mène à l'indicateur du taux de change réel qualifié d'externe (TCRE) censé mesurer la compétitivité externe du pays, c'est à dire la compétitivité comparée à celle des pays étrangers. Le TCRE est calculé comme le ratio des prix étrangers sur les prix intérieurs, exprimés dans la même monnaie, soit N.P/P* avec N le taux de change nominal au certain (nombre d'unité de monnaie étrangère par unité de monnaie nationale), P* les prix étrangers et P les prix intérieurs. Calculé ainsi, une hausse du taux de change nominal ou une hausse des prix intérieurs plus rapide que la hausse des prix étrangers est une appréciation réelle et devrait entrainer une perte de compétitivité de l'économie. En effet, il est alors considéré que l'économie étudiée voit le prix de ses produits augmenter plus rapidement que les prix des produits étrangers.

[5] Jourdan et Parain (2009), Economie de La Réunion n°133, pp.14-15.
[6] La prise en compte des services n'a qu'un impact marginal sur le solde extérieur.

La seconde définition repose sur le modèle d'économie dépendante ou Scandinave, qui a été particulièrement développé pour l'étude des petits pays en développement (Salter 1959 et Swan 1960, Aukrust 1977). Elle mène à l'indicateur du taux de change réel que l'on peut qualifier d'interne (TCRI). Le TCRI a pour objectif de mesurer la « compétitivité interne » du pays, c'est à dire l'incitation à produire les biens échangeables (exportables et importables) relativement aux biens non-échangeables (qui ne peuvent être consommés que sur les marchés domestiques des pays qui les ont produits). Formellement, le TCRI est le prix relatif P_{NE}/P_E avec P_{NE} le prix des biens non-échangeables et P_E le prix des biens échangeables[7]. Par exemple, une hausse du TCRI entraine une incitation plus grande à produire les biens non échangeables contre les biens échangeables et entraine donc, par déplacement des ressources productives, une moindre capacité à exporter et à produire des biens substituables aux importations. Il s'agit donc bien d'une perte de compétitivité. Dans le cas d'un petit pays en développement, on peut considérer que le prix des biens échangeables est déterminé internationalement et que le pays fait face à une demande étrangère élastique pour les biens qu'il produit. Sa capacité à vendre sur les marchés internationaux, sa compétitivité externe, dépend alors seulement des incitations internes à produire les biens échangeables, c'est à dire sa compétitivité interne : la compétitivité interne du pays implique alors sa compétitivité externe (Hinkle et Nsengiyumva 1999).

2.2 La relation analytique entre les différentes mesures

S'agissant de La Réunion, il semble que le modèle d'économie dépendante soit plutôt adapté. Cependant, comme dans la plupart des travaux empiriques, la mesure utilisée sera celle du TCRE car les données pour le calculer sont plus disponibles que pour le TCRI. Il s'agit donc de vérifier si cela ne pose pas de problème fondamental en examinant la relation entre les deux mesures. En effet, s'ils sont censés mesurer le même concept, le TCRI et le TCRE ne sont pas identiques et leurs mesures peuvent diverger dans certaines circonstances (Edwards 1988, Hinkle et Nsengiyumva 1999, Chinn 2006). La relation analytique entre le TCRE et le TCRI permet de plus d'établir le lien avec les modèles d'économie dépendante et de fournir une première vue des facteurs pouvant affecter le TCRE.
Rappelons que le taux de change réel « externe » s'écrit comme :

$$R_t = \frac{N_t}{P_t^* / P_t} = N_t \frac{P_t}{P_t^*} \quad , \tag{1}$$

une augmentation de R signalant donc une appréciation réelle de la monnaie nationale. Le niveau des prix dans chacun des pays peut s'exprimer comme une combinaison des prix des biens échangeables (P_e) et des biens non échangeables (P_{ne}) :

$$P = P_e^{\theta} . P_{ne}^{(1-\theta)} \text{ et } P^* = P_e^{*\lambda} . P_{ne}^{*(1-\lambda)} \tag{2}$$

avec θ *et* λ les parts des secteurs échangeables respectivement dans le pays et à l'étranger.
En substituant P et P^* dans la relation (1), on obtient

[7] Il est possible de définir un prix synthétique de l'ensemble des biens exportables et importables qui fait sens si les termes de l'échange ne connaissent pas de variations significatives.

$$R_t = N_t \frac{P_{e,t}^{\theta}.P_{ne,t}^{(1-\theta)}}{P_{e,t}^{*\lambda}.P_{ne,t}^{*(1-\lambda)}} \quad (3)$$

$$R_t = \left(\frac{N_t.P_{e,t}}{P_{e,t}^*}\right).\frac{\left(P_{ne,t}/P_{e,t}\right)^{(1-\theta)}}{\left(P_{ne,t}^*/P_{e,t}^*\right)^{(1-\lambda)}} = \left(\frac{N_t.P_{e,t}}{P_{e,t}^*}\right).\frac{TCRI_t^{(1-\theta)}}{TCRI_t^{*(1-\lambda)}} \quad (4)$$

Cette dernière équation implique que le TCRE est la combinaison de trois composants : (i) le prix relatif des échangeables entre le pays domestique et l'étranger, (ii) le TCRI dans le pays étudié, (iii) le TCRI à l'étranger. Le TCRE et le TCRI pour le pays étudié peuvent entretenir systématiquement la même dynamique sous deux conditions. La première est connue sous le développés

Dans ce cas, on peut admettre à la fois pour La Réunion et pour les partenaires que les salaires croissent au même rythme dans les deux secteurs. On a donc $\dot{w}_{ne} = \dot{w}_e$, $\dot{w}_{ne}^* = \dot{w}_e^*$ et l'équation (10), en considérant pour simplification que $\theta = \lambda$, terme de Loi du prix unique pour les échangeables, à savoir qu'il y a égalisation des prix des échangeables entre les pays (en l'absence de taxe sur le commerce, coût de transaction…). Dans ce cas,

$$N_t.P_{e,t} = P_{e,t}^* \quad (5)$$

Le premier terme de l'équation (4) est alors égal à 1, et l'équation se réduit à :

$$R_t = \frac{TCRI_t^{(1-\theta)}}{TCRI_t^{*(1-\lambda)}} \quad (6)$$

La seconde condition est que le TCRI étranger ne connaît pas de variations importantes. Dans un cas simplifié, si les variations de TCRI* sont nulles, les variations du TCRE sont proportionnelles à celles du TCRI. Si ces deux conditions sont remplies, l'utilisation du TCRE est alors une mesure adéquate car suffisamment générale pour évaluer la compétitivité-prix de l'économie.

3. Le taux de change réel de La Réunion

Même si La Réunion n'a pas tous les attributs d'un véritable pays, on peut considérer que le modèle de petit pays peut lui être appliqué en première approximation, notamment du fait de son ultrapériphéricité, c'est-à-dire de son éloignement de l'espace national et de son relatif isolement. La seule réserve pourrait concerner la monnaie puisque la région a logiquement la même monnaie que la métropole, son principal partenaire commercial. A la différence d'autres territoires similaires, comme Maurice, La Réunion n'a donc pas de monnaie propre et par conséquent pas de politique monétaire autonome. L'utilisation du franc français puis de l'euro lui est imposée, et sa compétitivité peut donc subir les fluctuations du taux de change

de l'euro contre les monnaies de ses partenaires. Mais même à ce niveau la situation de La Réunion n'est pas très éloignée de pays qui ont, soit décidé d'abandonner leur monnaie au profit d'une devise internationale (dollarisation, euroisation), soit opté pour la fixité de leur taux de change à des monnaies dites fortes.
Le calcul du taux de change réel pour La Réunion relève finalement d'une méthode standard. Contre les pays de la zone euro ou à ancrage de leur monnaie à l'euro, la compétitivité ne dépend que du différentiel d'inflation. Contre les pays à monnaie connaissant des fluctuations face à l'euro, la compétitivité dépend à la fois du taux de change nominal et du différentiel d'inflation.

3.1. Le taux de change effectif réel

La compétitivité d'un pays peut être étudiée vis-à-vis de chaque partenaire commercial ou vis-à-vis d'un groupe de partenaires (par calcul de moyenne), correspondant au calcul de taux de change bilatéraux et multilatéraux. Le taux de change réel vis-à-vis de l'ensemble des partenaires est le taux de change effectif réel.
Comme nous l'avons déjà précisé, le taux de change effectif réel (TCER) est basé sur la définition du taux de change réel externe. Il est défini comme le rapport des prix intérieurs sur les prix étrangers exprimés dans la même monnaie. Il est calculé comme une moyenne géométrique des taux de change réel bilatéraux :

$$TCER = \prod_{i=1}^{n} \left\{ N_{réu/i} \cdot \frac{P_{réu}}{P_i} \right\}^{\omega i} \qquad \text{avec} \quad \sum_{i=1}^{n} \omega i = 1 \tag{7}$$

où $N_{réu/i}$ est l'indice du taux de change nominal bilatéral entre la monnaie du pays partenaire i et l'euro de La Réunion (nombre d'unités de monnaie étrangère i par euro). P est l'indice des prix à la consommation de La Réunion. La pondération ω_i reflète la structure du commerce réunionnais, limitée aux *n* partenaires principaux. Une augmentation (diminution) du TCER est une appréciation (dépréciation) réelle. Le TCER peut être décomposé en deux éléments, le taux de change effectif nominal (une moyenne géométrique des taux de change nominaux bilatéraux, TCEN) et l'indice des prix relatifs effectifs (une moyenne géométrique des prix relatifs, IPRE):

$$TCER = TCEN.IPRE$$

$$\text{avec } TCEN = \prod_{i=1}^{n} \left\{ N_{réu/i} \right\}^{\omega i} \text{ et } IPRE = \prod_{i=1}^{n} \left\{ \frac{P_{réu}}{P_i} \right\}^{\omega i} \tag{8}$$

La structure du commerce par partenaires de l'année 2000 est choisie comme référence pour calculer la structure de pondération dans le TCER, en ayant vérifié au préalable qu'elle ne présentait pas de particularité par rapport à la période 1990-2009. La base est composée des

26 principaux partenaires de La Réunion, rassemblant 94% du commerce de La Réunion dans l'année 2000. [8]

Principalement par manque de statistiques sur l'indice des prix, on exclut 6 pays du calcul du TCER.[9] La structure des poids est donc calculée pour 20 pays qui assurent 87% du commerce de La Réunion en 2000. On remarque le poids très important de la France métropolitaine (72%) et des pays de la Zone Euro (84%) dans cette pondération[10]. Le graphique 4 donne les évolutions du taux de change effectif nominal, du taux de change effectif réel et du prix relatif effectif.

L'indice des prix relatifs à la consommation entre La Réunion et ses partenaires montre une tendance baissière sur la période : ceci signifie que l'inflation à La Réunion est plus faible que l'inflation étrangère. Par conséquent, ceci contribue à déprécier le TCER et à soutenir la compétitivité.

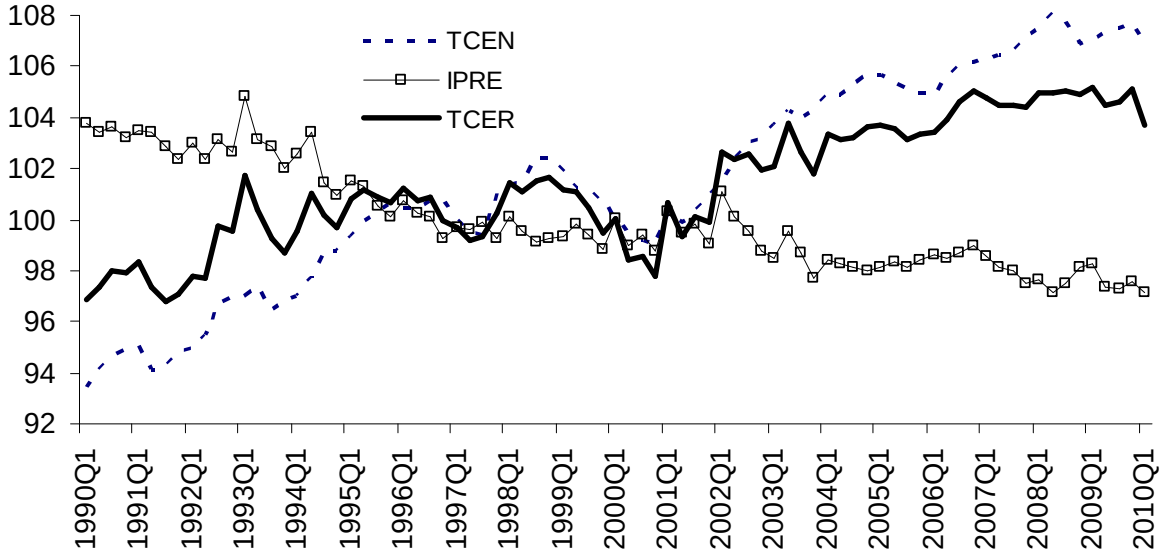
Le taux de change effectif nominal montre lui une tendance à la hausse : la monnaie de La Réunion s'apprécie sur la période par rapport aux monnaies étrangères ce qui contribue à apprécier le TCER et à détériorer la compétitivité.

Au total, c'est le mouvement du TCEN qui l'emporte sur le mouvement des prix relatifs : le TCER s'apprécie sur la période. Notons que cette tendance à l'appréciation réelle ne s'affirme véritablement qu'à partir du début des années 2000, laissant présager une rupture structurelle dans le processus à cette date.

[8] Cf. annexe 1 pour le détail des calculs et les sources des données.

[9] Les pays exclus sont : (i) les pays pétroliers (EAU, Bahreïn, Arabie Saoudite) ; car ce sont de simples fournisseurs de combustible pour La Réunion qui n'entrent pas directement en concurrence. De plus, il n'y a pas de statistiques pour l'IPC des EAU. Ces trois pays représentent 7% des importations de La Réunion en 2000. (ii) Comores (moins de 1% du commerce de La réunion): car il n'y a pas de statistiques sur l'IPC. (iii) Zimbabwe (moins de 1% du commerce de La Réunion): du fait de la période hyper inflationniste dans les années 2000. (iv) Mayotte (5% des exportations de La Réunion): car il n'y a pas de statistiques sur l'IPC avant 1998 (on présentera néanmoins le taux de change réel bilatéral).

[10] Cf. le tableau A2 de l'annexe 2.



Graphique 4: Taux de change réel effectif de La Réunion

Toutefois l'évolution du taux effectif réel peut masquer des disparités, des écarts de compétitivité vis-à-vis de pays partenaires, qui ne pourront être révélés qu'à travers l'examen des taux de change réels bilatéraux. En effet, dès lors que le taux effectif se construit comme une moyenne de taux bilatéraux, il est envisageable que dans le même temps le TCRE de La Réunion s'apprécie vis-à-vis de certaines monnaies et se déprécie vis-à-vis d'autres. La dynamique du taux effectif résultera dans ce cas du cumul de ces effets contraires. Au final le TCER reflètera les comportements des taux bilatéraux qui le composent, à hauteur de leurs pondérations dans le calcul de la moyenne géométrique.

3.2. Les taux de change réels bilatéraux

Une simple écriture logarithmique de l'équation 7 permet de vérifier que le taux de change réel effectif n'est rien d'autre qu'une combinaison linéaire des taux bilatéraux qui le composent. Un retour sur les taux bilatéraux peut donc être utile pour comprendre le comportement du taux effectif. Dans ce cas, il sera nécessaire de distinguer les relations de La Réunion avec les pays industrialisés/développés des relations avec les pays en développement.

Revenons à l'équation 4 précédente qui décompose le taux de change réel comme $R_t = \left(\frac{N_t . P_{e,t}}{P^*_{e,t}} \right) . \frac{\left(P_{ne,t} / P_{e,t} \right)^{1-\theta}}{\left(P^*_{ne,t} / P^*_{e,t} \right)^{1-\lambda}}$. Si on se place en concurrence parfaite, et si on admet l'égalité en coût moyen et coût marginal (rendements constants), les firmes fixent les prix au niveau des coûts unitaires (salaires nominaux ajustés de la productivité du travail) dans chaque secteur, soit :

$$
\begin{aligned}
P_e &= w_e / a_e \\
P_{ne} &= w_{ne} / a_{ne} \\
P_e^* &= w_e^* / a_e^* \\
P_{ne}^* &= w_{ne}^* / a_{ne}^*
\end{aligned}
\tag{9}
$$

où w_e et w_{ne} sont les taux de salaire dans les secteurs de biens échangés et non échangés, a_e et a_{ne} les productivités de ces deux secteurs. En combinant les équations (4) et (9) et en admettant l'égalité des prix des biens échangés (loi du prix unique), le taux de change réel exprimé en différence première devient :

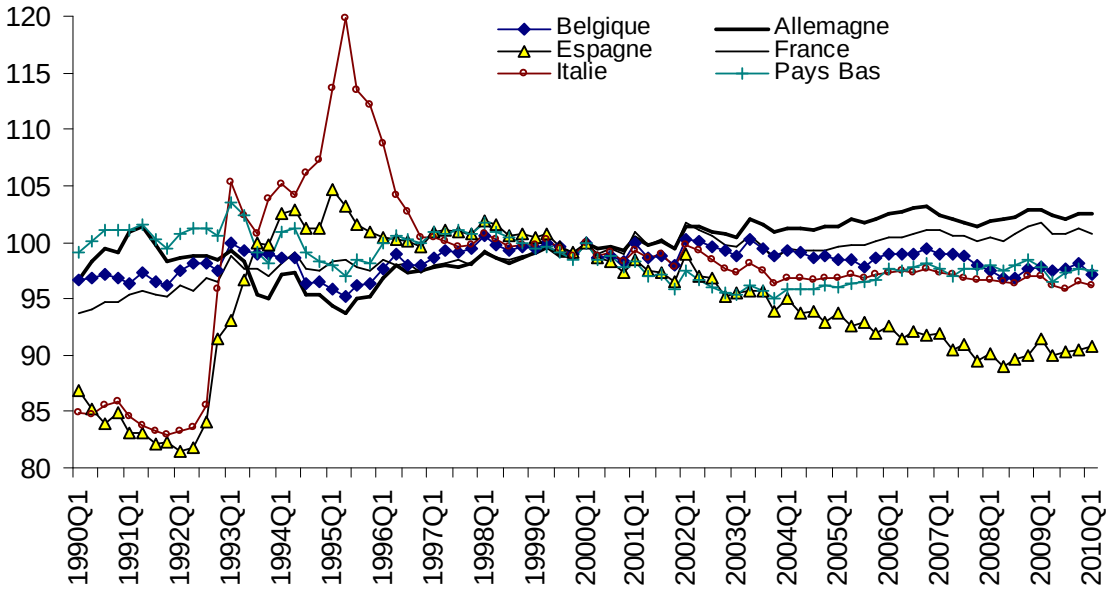
$$
\dot{R}_t = (1-\theta).\left[\dot{w}_{ne} - \dot{w}_e + \dot{a}_e - \dot{a}_{ne}\right] - (1-\lambda).\left[\dot{w}_{ne}^* - \dot{w}_e^* + \dot{a}_e^* - \dot{a}_{ne}^*\right], \tag{10}
$$

où $\dot{X}_t = \Delta LogX_t$. A partir de l'équation (10), on peut tenter d'expliquer l'évolution de chaque taux de change réel bilatéral de La Réunion défini comme $\left\{ N_{réu/i} . \frac{P_{réu}}{P_i} \right\}$, à la fois vis-à-vis des pays développés et des pays en développement.

3.2.1. Concurrence avec les pays développés

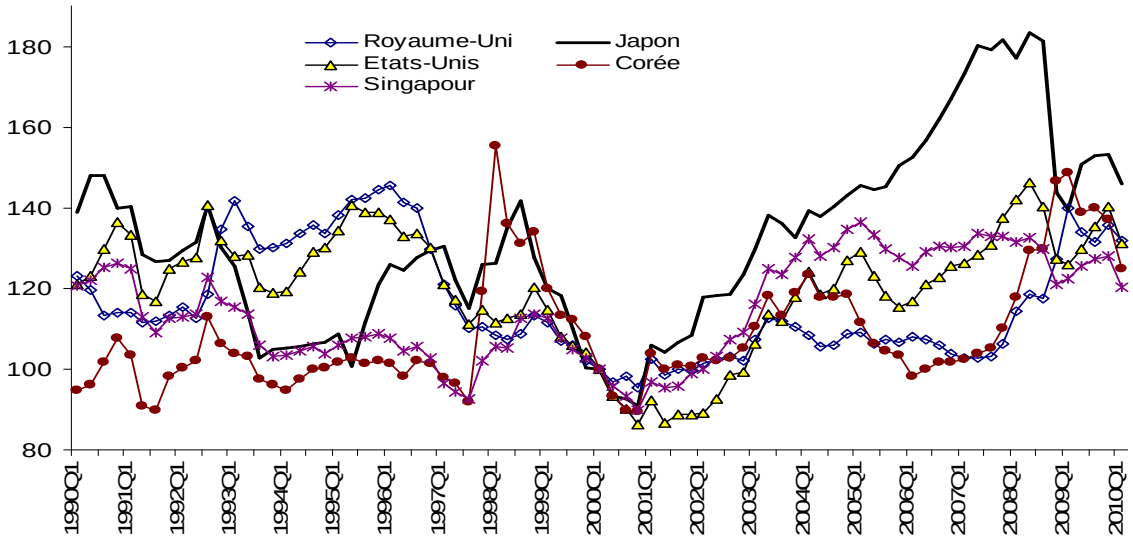
$$
\dot{R}_t = (1-\theta).\left[(\dot{a}_e - \dot{a}_{ne}) - (\dot{a}_e^* - \dot{a}_{ne}^*)\right] \tag{11}
$$

Une augmentation du taux de change réel résultera de gains de productivité relativement plus élevés dans le secteur exposé de La Réunion. On retrouve la situation dite du biais de productivité de B/S, qui pourrait expliquer que le taux de change réel effectif de La Réunion vis-à-vis de l'ensemble de ses partenaires soit stationnaire autour d'un trend positif (cf. graphique 4). Ce constat peut aussi être fait lorsqu'on s'intéresse aux taux bilatéraux vis-à-vis de la l'Allemagne et la France (cf. Graphique 5). Les variations sont très limitées. Vis-à-vis de la France, seul le différentiel d'inflation Réunion / France explique les variations du TCR bilatéral du fait de la monnaie commune (Franc puis Euro). Pour les mêmes raisons, les variations des TCR bilatéraux sont limitées depuis 1999 avec l'adoption de l'Euro. L'inflation à La Réunion est cependant significativement plus faible que l'inflation en Belgique, aux Pays-Bas, en Italie, et particulièrement en Espagne, entraînant une dépréciation réelle pour La Réunion vis-à-vis de ces pays (de l'ordre de 10% vis-à-vis de l'Espagne).



Graphique 5: Taux de change réels bilatéraux La Réunion-Zone Euro (2000Q1=100, poids dans le TCER = 84%, dont France 72%)

A l'inverse, le trend observé depuis le début des années 2000 dans les taux vis-à-vis des pays industrialisés hors zone euro (cf. graphique 6) résulte davantage d'un effet change (appréciation de l'euro).



Graphique 6: Taux de change réels bilatéraux La Réunion- Pays industrialisés (2000Q1=100, poids dans le TCER = 6%)

Ces pays connaissant des niveaux d'inflation relativement faibles, les fluctuations sont expliquées par les variations de l'Euro face aux monnaies nationales de ces pays. Notamment à partir de 2001, l'Euro connaît une phase d'appréciation nominale face à la Livre Sterling, au

Yen japonais et au dollar US (et donc face au Dollar singapourien et Won coréen ancré au dollar US). L'appréciation réelle est approximativement de 30% face à la Livre.

3.2.2. Concurrence avec les pays en développement

Si on admet que dans les pays en développement les salaires n'évoluent pas au même rythme dans les deux secteurs, l'équation 11 devient :

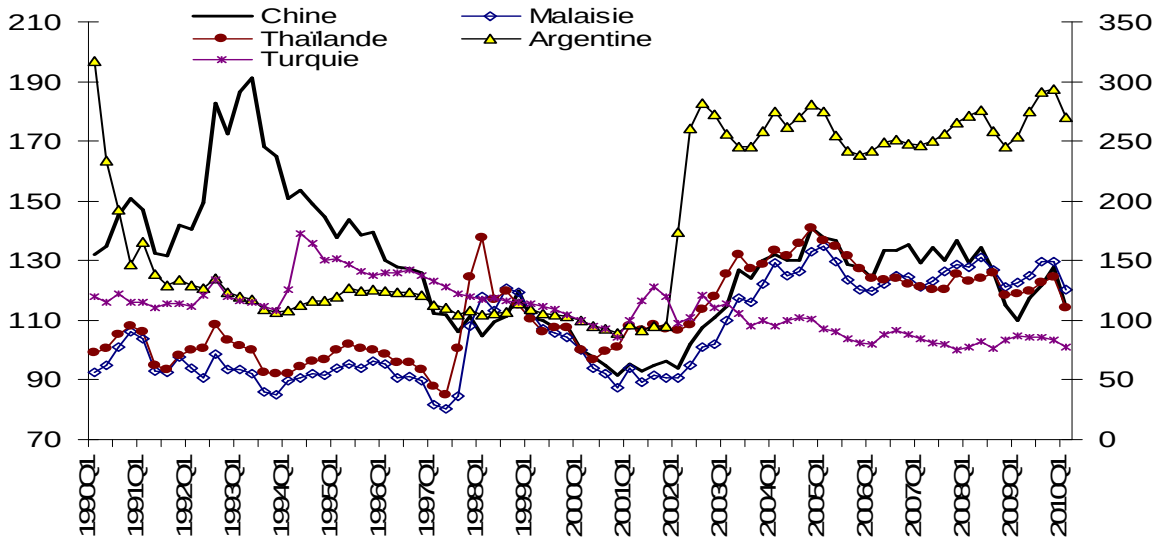
$$\dot{R}_t = (1-\theta).\left[(\dot{a}_e - \dot{a}_{ne}) + (\dot{w}_e^* - \dot{w}_{ne}^*) - (\dot{a}_e^* - \dot{a}_{ne}^*)\right], \quad (12)$$

ou encore

$$\dot{R}_t = (1-\theta).\left[(\dot{a}_e - \dot{a}_{ne}) + (\dot{c}_e^* - \dot{c}_{ne}^*)\right], \quad (12')$$

c représentant le coût unitaire. Si on admet que $\dot{a}_e - \dot{a}_{ne} > 0$, il est tout à fait envisageable que le taux de change réel de La Réunion s'apprécie face à certains concurrents et se déprécie face à d'autres, selon que $\dot{c}_e^* - \dot{c}_{ne}^* > 0$ ou au contraire que $\dot{c}_e^* - \dot{c}_{ne}^* < 0$.

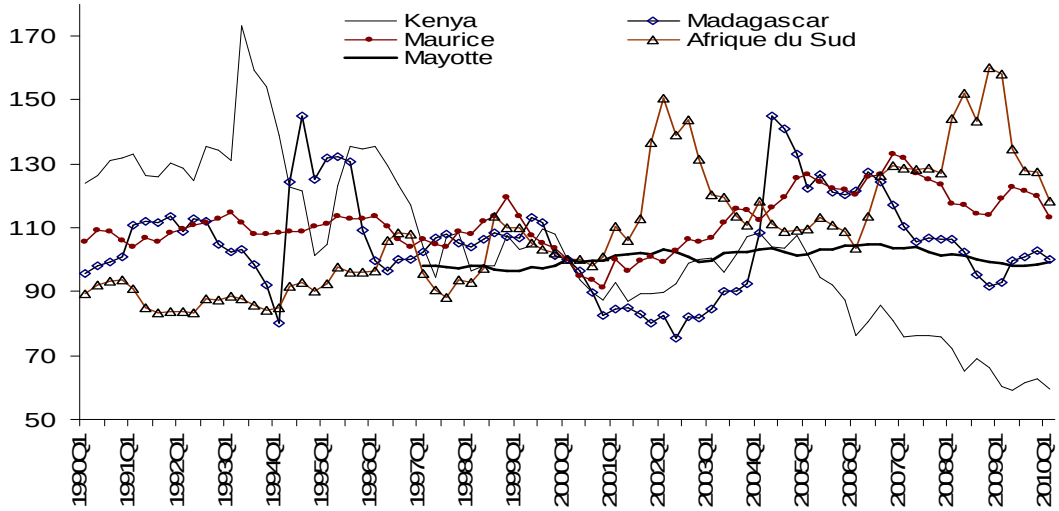
Concernant les pays émergents, on notera qu'ils peuvent à la fois connaître de fortes variations du taux de change face à l'Euro mais aussi de fortes fluctuations des prix intérieurs. Face aux trois émergents asiatiques, l'appréciation réelle est aussi de l'ordre de 30% puisque ces pays ancrent leurs monnaies au dollar US.



Graphique 7: Taux de change réels bilatéraux La Réunion- Pays émergents (2000Q1=100, Asie, Turquie et Argentine ; poids dans le TCER= 5%)

Le Peso argentin a été fortement dévalué en 2002 lors de la crise financière et se déprécie progressivement ensuite, compensant une plus forte inflation, ce qui résulte en une très forte appréciation pour La Réunion qui se maintient ensuite. Face à la Turquie en revanche, La Réunion connaît une dépréciation réelle (la Turquie connaissant une plus forte inflation insuffisamment compensée par la dépréciation de la Livre Turque).

Vis-à-vis des partenaires de la Région Océan Indien maintenant, le taux de change réel de La Réunion connaît une dépréciation réelle face au Kenya (ce pays connaissant une inflation forte), face à Madagascar depuis 2005 (après une très forte dévaluation du Franc Malgache / Ariary en 2004), mais une appréciation réelle face à l'Afrique du Sud et à Maurice.



Graphique 8: Taux de change réels bilatéraux La Réunion- Océan Indien (2000Q1=100 ; poids dans le TCER = 5%)

En conclusion de cette section, on constate par conséquent des évolutions différenciées des taux de change réels bilatéraux mais une tendance générale à l'appréciation réelle quand on se réfère au TCER. Cette tendance, notamment à partir des années 2000, reflète l'appréciation nominale de l'euro face au yen, à la livre sterling et surtout face au dollar américain (ainsi que des monnaies ancrées à ces monnaies[11]) et qui n'est donc pas compensée par le différentiel de taux d'inflation. Ces évolutions signifient-elles pour autant une surévaluation du taux de change ? La théorie de Balassa-Samuelson que nous avons exposée, si elle se révélait pertinente pour La Réunion, expliquerait plutôt que le phénomène de rattrapage économique engendre une appréciation du TCER sans entrainer de surévaluation.

4. Le TCER de La Réunion est-il surévalué ?

Généralement un pays qui connaît de forts déficits de sa balance commerciale est suspecté d'avoir une monnaie surévaluée. En particulier, des situations de ce type ont été observées pour les pays émergents qui pour certains, à la fin des années 1990 et pour d'autres au début

[11] Cf. Levy-Yeyati et Sturzenegger, (2005).

des années 2000, avaient fait le choix de rattacher leurs monnaies au dollar américain. La Réunion présente certaines de ces caractéristiques puisqu'elle s'est vue « imposer » l'euro et que la dégradation de son commerce extérieur s'est poursuivie tout au long de ces dernières décennies. En revanche, le phénomène de rattrapage économique sans inflation que l'on observe pour la région ne plaide pas pour l'hypothèse de déséquilibre du taux de change.

4.1 Le concept de TCER d'équilibre

Le niveau du TCER ne suffit pas en lui-même à dire si la monnaie est en situation de surévaluation ou de sous-évaluation. Ceci nécessite de définir un niveau de TCER d'équilibre, qui assurerait par exemple l'équilibre des comptes extérieurs et/ou une croissance sans inflation. Si on arrive cependant à définir cet équilibre, tout niveau de TCER observé supérieur au TCER d'équilibre définit alors une situation de surévaluation de la monnaie[12]. Dans ce cadre, on peut considérer que le TCER observé aura tendance à retourner vers l'équilibre. Par exemple, une monnaie surévaluée devrait entrainer une perte de compétitivité qui, sous l'effet de la concurrence avec l'étranger, doit mener à une dépréciation de la monnaie. Dans le cas où cette dépréciation nominale n'est pas possible ou est freinée, la moindre croissance entrainée par la faible compétitivité devrait mener à une désinflation et donc à la dépréciation réelle. Cet ajustement vers l'équilibre peut cependant être aussi freiné par des rigidités de prix. Par conséquent, la définition du niveau du TCR d'équilibre et de son éventuelle évolution permet à la fois de comprendre les évolutions du TCR observé et de définir d'éventuelles situations de surévaluation ou sous-évaluation de la monnaie.
Il existe différentes notions de TCR d'équilibre et par conséquent, de déséquilibre ou de mésalignement du TCR observé vis-à-vis du TCR d'équilibre (Hinckle et Montiel 1999, Egert et al. 2006, Hoarau 2006 pour une discussion récente). Dans une définition simple et ancienne, découlant des travaux de Cassel (1918) sur la Parité des Pouvoirs d'Achat (PPA), le TCR d'équilibre est celui qui provient de l'égalisation du prix des biens entre le pays et l'étranger. Le TCR d'équilibre est alors égal à l'unité (PPA absolu) ou à une constante (PPA relative). Cet équilibre est possible et observable si la loi du prix unique est généralisable à l'ensemble de l'économie, et donc aux indices composites de prix, sous différentes conditions (proximité des paniers de biens, absences de barrières au commerce[13]…). Du fait des rigidités à court terme sur les prix et les taux de change, on considère généralement que, si la PPA peut être retenue, elle ne peut l'être que pour définir un équilibre de long terme. Généralement cependant, les travaux empiriques rejettent cette version simple de la PPA, au moins parce que les tests menés ne peuvent l'être que sur un horizon restreint par la disponibilité des données.

[12] De la même façon, l'évolution du TCER ne suffit pas à définir les gains ou pertes de compétitivité, sauf à considérer qu'il existerait un niveau de TCER d'équilibre constant dans le temps. Si tel était le cas, une augmentation du TCER observé résulterait en une réduction d'une sous-évaluation ou d'une augmentation de la surévaluation, et donc en une perte de compétitivité.
[13] Ce taux d'équilibre peut aussi résulter d'un équilibre macroéconomique où le niveau des prix reflète l'équilibre du marché de la monnaie. Les modèles monétaires de taux de change développés dans les années 1970 et 1980 s'inscrivent dans ce cadre. (cf. par exemple Rey, 2001).

Une des premières remises en cause théoriques de la PPA simple est présentée par Balassa (1964) et Samuelson (1964) qui montrent que des écarts de productivité entre secteurs des biens échangeables et non échangeables peuvent produire des déviations durables par rapport à la PPA simple (la loi du prix unique pouvant rester valable pour le secteur des biens échangeables). Un pays présentant des gains tendanciels de productivité principalement situés dans le secteur des échangeables, face à ces partenaires (phénomène de rattrapage), devrait alors connaitre une appréciation également tendancielle du TCR (voir section 3). Cette remise en cause a ensuite été approfondie en considérant que le TCR d'équilibre, assurant à la fois pour l'économie du pays un équilibre externe (comptes extérieurs équilibrés) et interne (équilibre sur le marché des biens non-échangeables, c'est-à-dire une croissance sans inflation), peut être déterminé par des facteurs fondamentaux affectant les conditions de ces équilibres. Ces facteurs sont par exemple les gains de productivité mais également les termes de l'échange, les dépenses de l'Etat…, dont les évolutions peuvent alors affecter la dynamique du TCR d'équilibre (Williamson, 1994 ; Hinkle et Montiel 1999, MacDonald et Stein, 1999 ; Rey, 2009 pour un examen récent).

Dans la suite, nous nous intéressons au test de la théorie de Balassa-Samuelson contre celle de la PPA dans sa version simple. En effet, une des prédictions de la théorie de Balassa Samuelson est que le TCR devrait connaitre une appréciation tendancielle si La Réunion rattrape son retard en termes de productivité, notamment vis-à-vis des pays industrialisés, ses principaux partenaires commerciaux (donc ceux qui ont un plus grand poids dans le TCER). L'évolution du TCER de La Réunion montre en effet une tendance à l'appréciation (section 2), tandis que le phénomène de rattrapage de productivité semble lui-même suivre une telle tendance si l'on se base sur les données de PIB par tête (voir section 1).
L'évolution du TCER peut cependant être éventuellement affectée par des chocs qui la dévient de la tendance, ce qui est aussi observable sur les graphiques. Si on admet l'existence d'un équilibre sous la forme d'une tendance, le TCER observé devrait néanmoins tendre à revenir vers cette tendance. D'un point de vue statistique, les séries de TCER devraient alors présenter la propriété d'être stationnaires autour de cette tendance déterministe (trend-stationary). Le rejet de l'hypothèse de stationnarité autour d'une tendance (et/ou l'acceptation de l'hypothèse inverse de racine unitaire) devrait conduire à examiner des hypothèses plus complexes introduisant d'autres facteurs fondamentaux affectant l'évolution du TCER d'équilibre.
Les gains de productivité pouvant connaitre des fluctuations (longues), la tendance définissant les gains de productivité et l'appréciation du TCER peut cependant subir des ruptures structurelles, ce qui est également examiné dans la section suivante.

4.2 Les propriétés statistiques du taux de change effectif réel de La Réunion

Nous appliquons dans un premier temps une batterie de tests de stationnarité standard sur la série trimestrielle du TCER de La Réunion sur la période 1990-2010 (soit sur un échantillon de plus de 80 observations). Deux ensembles de procédures ont ainsi été retenus : (i) les tests

classiques de Dickey et Fuller dans sa version augmentée (1981) [ADF], de Phillips et Perron (1988) [PP] et de Kwiatkowski et al. (1992) [KPSS][14] et (ii) les tests efficients de Elliott et al. (1996) [ERS] et de Ng et Perron (2001) [MZa et MZt][15]. Ces derniers ayant fait l'objet de nombreuses applications dans la littérature appliquée (Taylor et Taylor, 2004 ; Taylor, 2006), il n'est pas nécessaire ici d'en faire une présentation détaillée[16]. Nous précisons simplement que deux spécifications ont été considérées pour chacune des procédures, à savoir un modèle avec tendance déterministe et constante [modèle 1], qui permet de tester la version PPA ajustée des gains de productivité de Balassa-Samuelson (Papell et Prodan, 2006 ; Hoarau, 2009), et un autre modèle avec uniquement une constante [modèle 2], qui permet de tester la version traditionnelle de la PPA à la Cassel.

Les résultats sont donnés dans le tableau 1. Tous les tests convergent vers les mêmes conclusions. Premièrement, la spécification qui correspond le mieux aux données est le modèle 1 incorporant une tendance déterministe dans la mesure où celle-ci est toujours significative au seuil de 5%. Ceci signifie qu'avant même d'analyser la propriété de stationnarité de la série, la version PPA de Cassel peut être rejetée. Deuxièmement, la stationnarité de la série est significative au seuil de 5% lorsque le modèle 1 est considéré. Notons, toutefois, que cette propriété disparaît lorsque l'on retient le seuil très restrictif de 1%. A long terme, le TCER obéit donc à un processus de retour vers une tendance déterministe qui permet de ne pas rejeter l'hypothèse de PPA au sens de Balassa Samuelson.

Tableau 1 : Les tests de racine unitaire standard pour le taux de change réel effectif (Log) de La Réunion, 1990-2010

Tests	Modèle 1				Modèle 2				Résultat
	t-stat	Valeur critique			t-stat	Valeur critique			
		1%	5%	10%		1%	5%	10%	
ADF	-3,62**	-4,07	-3,46	-3,16	-1,67	-3,51	-2,89	-2,58	stationnarité autour d'un trend au seuil de 5%
PP	-3,61**	-4,07	-3,46	-3,16	-1,84	-3,51	-2,89	-2,58	stationnarité autour d'un trend au seuil de 5%
KPSS	0,10	0,21	0,14	0,11	1,07***	0,73	0,46	0,34	stationnarité autour d'un trend au seuil de 1%
ERS	-3,51**	-3,65	-3,09	-2,80	-0,35	-2,59	-1,94	-1,61	stationnarité autour d'un trend au seuil de 5%
MZa	-19,0**	-23,8	-17,3	-14,2	-0,65	-13,8	-8,1	-5,7	stationnarité autour d'un trend au seuil de 5%
MZt	-3,03**	-3,42	-2,91	-2,62	-0,36	-2,58	-1,98	-1,62	stationnarité autour d'un trend au seuil de 5%

*, **, *** indique le rejet de l'hypothèse nulle au seuil de 10%, 5% et 1% respectivement.

[14] Notons que les tests ADF et PP prennent comme hypothèse nulle la racine unitaire alors que le test KPSS considère le cas inverse. Par ailleurs, les tests ADF et PP se distinguent par la façon de modéliser l'autocorrélation des résidus (paramétrique pour ADF et non paramétrique pour PP).

[15] Ces auteurs ont montré qu'il était possible d'améliorer la puissance des tests classiques et de réduire les distorsions de taille en évacuant dans un premier temps des estimations les composantes déterministes (constante et tendance).

[16] Une présentation complète des tests de racine unitaire univariés est fournie par Darné (2005).

Néanmoins, les propriétés statistiques des tests classiques peuvent être détériorées et les conclusions, qui en découlent, potentiellement erronées quand les séries sont affectées de ruptures structurelles (Yin et Maddala ; Murray et Nelson, 2000). Il est par conséquent important de considérer ici l'existence de telles ruptures. La littérature dans ce domaine est abondante (Perron et Vogelsang, 1992 ; Lumsdaine et Papell, 1997 ; Perron, 1997 ; Papell et Prodan, 2006). Parmi les procédures de tests permettant de prendre en compte ces ruptures, nous choisissons d'appliquer celles de Saikkonen et Lütkepohl (2002) [SL] et Lanne (2004). L'intérêt de ces tests, dont la présentation détaillée est donnée dans l'annexe 4, est double. D'une part, ils permettent la prise en compte des effets dus aux changements structurels inconnus *a priori* dans les données ; d'autre part, ils admettent que les changements dans les données peuvent se faire sur plusieurs périodes, voire de manière non linéaire, et non plus sur une seule période (Lütkepohl, 2004).

Le tableau 2 présente les tests sur le TCER en niveau (Log) avec et sans trend déterministe. Les tests permettent de conclure à la stationnarité du TCER autour d'un trend, confirmant les conclusions précédentes. Précisons que le concept de PPA considéré ici est celui de la « quasi-PPA » développé par Hegwoog et Papell (1998) et, plus récemment, par Papell et Prodan (2006), c'est-à-dire la stationnarité du change réel autour d'une tendance déterministe soumise à des ruptures structurelles. La date de rupture sélectionnée par le test est le premier trimestre 2002, ce qui correspond au changement de tendance du taux de change de l'euro contre dollar. Si on considère un indicateur synthétique de l'euro pour la période qui précède 1999, on observe que l'euro est passé de 1.20 $ début 1990 à 0.87 $ début 2002, et qu'à partir de ce point bas il va fortement s'apprécier pour atteindre 1.47 $ fin 2009.

Tableau 2: Tests de racine unitaire avec rupture du taux de change effectif réel (Log) de La Réunion

	Tests S/L (date de rupture inconnue a priori)			
Date de rupture	*Shift dummy t-stat(b)*	*Exp. distrib. t-stat(b)*	*Rational function t-stat(b)*	*Conclusion*
		Modèle sans terme de tendance		
2002Q1	*-2.602**	*-2.648**	*-2.824**	*I(0) à 10%*
		Modèle avec terme de tendance		
2002Q1	*-2.887**	*-2.865**	*-3.090***	*I(0)+tendance*

Significatif au seuil 10%. **Significatif au seuil 5%. * Significatif au seuil 1%.*

(a) Les valeurs critiques sont extraites de Lanne et al. (2002). Pour les seuils 1%, 5%, et 10%, elles sont respectivement égales à, -3.55, -3.03, et -2.76 pour le modèle avec trend, et à -3.48, -2.88, et -2.58 pour le modèle sans trend.

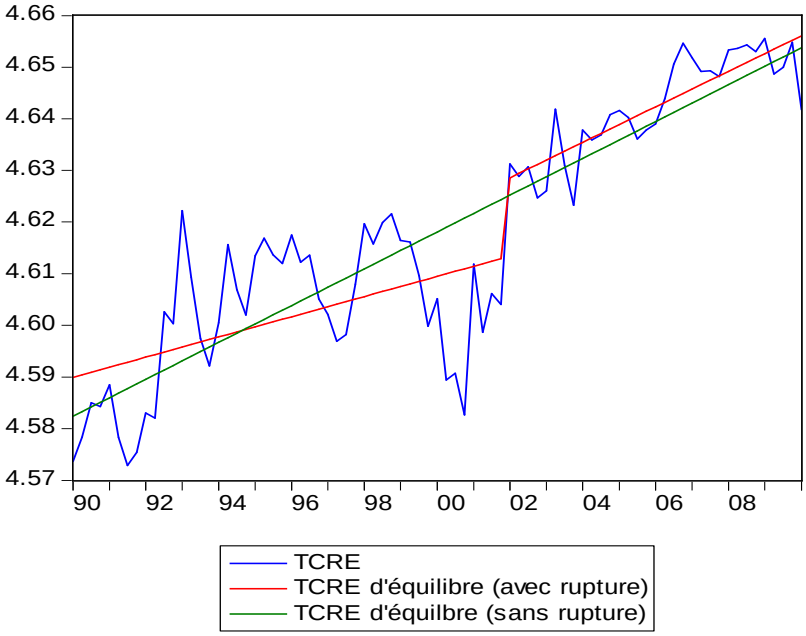
4.3 Une première estimation des mésalignements du TCER

Les distorsions ou mésalignements du TCER se définissent simplement comme la différence entre le TCER observé et le TCER d'équilibre (en pourcentage). Un écart positif (négatif) traduit une situation de surévaluation (sous-évaluation) réelle et donc un défaut (excès) de compétitivité-prix. En clair, la formule suivante a été appliquée :

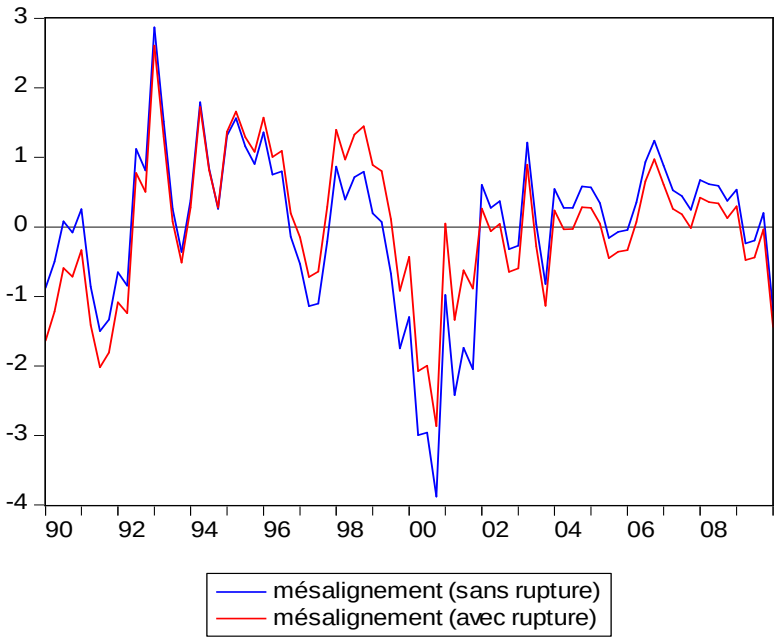
$$\frac{TCER - TCER\,d'équilibre}{TCER} * 100 \qquad (13)$$

La difficulté majeure est donc ici de définir et de calculer un TCR d'équilibre. Puisque nous avons rejeté l'hypothèse de stationnarité simple autour d'une constante, le TCR d'équilibre ne peut pas être défini conformément à la théorie de la PPA relative comme la valeur du TCR d'une année de base ou comme une valeur moyenne ou séculaire, vers laquelle le TCR convergerait dans le long terme (Ahlers et Hinkle, 1999, Baffes et al. 1999). L'acceptation ou le non-rejet de la stationnarité du TCR observé autour d'une tendance (avec ou sans rupture) nous amène à définir le TCR d'équilibre comme cette même tendance déterministe à la fois sans rupture structurelle et avec la rupture intervenant au premier trimestre de 2002. Celui-ci est obtenu en régressant par les Moindres Carrés Ordinaires le TCR observé sur une constante et une tendance déterministe.

Le Graphique 12 permet de visualiser l'ampleur du mésalignement (en pourcentage) pour les deux TCR d'équilibre considérés. Par construction (c'est-à-dire selon la définition de l'équilibre que nous avons adopté), la moyenne du mésalignement est égale à zéro sur l'ensemble de la période. On voit donc se succéder des périodes de surévaluation réelle (mésalignement positif) et de sous-évaluation réelle (mésalignement négatif). L'ampleur et la durée des déséquilibres sont cependant limitées. Toutefois, il est possible de dégager trois grandes périodes : (i) une surévaluation réelle quasiment sur toute la période des années 1990, (ii) une sous évaluation réelle de fin 1999 à début 2002 et (iii) un équilibre relatif sur la période 2002 à 2010. Notons que notre méthode d'estimation du TCR d'équilibre très simple ne nous donne probablement que les grandes tendances en laissant supposer que l'ampleur des distorsions est probablement plus prononcée. Par conséquent, elle ne doit en aucun servir de base à la détermination des valeurs de référence ciblées par la politique économique.



Graphique 11 : le TCER et le TCER d'équilibre (en log) pour La Réunion, 1990-2010.



Graphique 12 : Le mésalignement du TCR pour La Réunion, 1990-2010.

5. Conclusion et remarques finales

Le résultat principal de notre analyse est qu'il n'y a pas de surévaluation de forte ampleur pour La Réunion, malgré la tendance à l'appréciation du TCER observé. En effet, cette appréciation du TCER est compatible avec le phénomène de rattrapage économique de la Région, se concrétisant par des gains relatifs de productivité (hypothèse de Balassa-Samuelson). On ne détecte donc pas de problème flagrant de compétitivité au niveau macroéconomique, sur la base du TCER et des hypothèses usuelles nous permettant de calculer les mésalignements.

Au total, il ressort de ce travail que les déficits permanents et élevés de la balance commerciale de La Réunion ne peuvent être mis sur le compte d'une monnaie surévaluée qui pénaliserait les exportations et favoriserait les importations. De ce point de vue, on peut conclure qu'il n'y a pas de problème de l'euro pour le commerce extérieur réunionnais. Il faudra chercher ailleurs les causes de ces déficits. Ainsi, ce seront tout d'abord des déterminants d'ordre structurel (nature des spécialisations) qui devront être pris en considération si on veut tenter d'expliquer l'augmentation croissante des importations et la faiblesse des exportations. Il s'agira aussi de tenir compte de facteurs socio-économiques/politiques. En effet La Réunion et d'autres pays qui sont aujourd'hui ses partenaires commerciaux ont en commun d'être d'anciennes colonies de la France, ce qui contribuera à une plus forte intensité des échanges. Ce pourront être enfin des facteurs naturels, comme la distance géographique, qui seront décisifs pour le commerce extérieur d'une économie insulaire (Cf. Candau et al. 2010).

Notre méthode pourrait enfin être enrichie afin de compléter le diagnostic. Par exemple, on pourrait tester la pertinence d'autres facteurs affectant le TCER d'équilibre tel que nous l'avons défini : termes de l'échange, transferts en provenance de la métropole… Il s'agirait donc de tester l'influence de ces facteurs sur le TCER. D'autres définitions du TCER d'équilibre (et par conséquent du mésalignement) existent également. Notamment, il est possible de définir un TCER d'équilibre calculé sur la base de la relation entre le TCER observé et les facteurs fondamentaux et de valeurs « d'équilibre » des fondamentaux (Hinkle et Montiel 1999). Cette définition nécessite une réflexion sur la soutenabilité à long terme, voire même de la désirabilité, du modèle de développement basé sur un déficit commercial rendu soutenable grâce aux transferts de revenus de la métropole.

Références

AHLERS, T.O. et L.E. HINKLE (1999), "Estimating the equilibrium RER empirically: operational approaches", dans HINKLE L.E. et MONTIEL P., *Exchange rate misalignment: Concepts and measurement for developing countries*, Oxford University Press, New York, chapitre 7, pp. 293-358.

AUKRUST, O. (1977), "Inflation on the open economy: a Norwegian model", dans KRAUSE L. et SALANT M., *Worldwide Inflation: Theory and Recent Experience*, (Washington, D.C.: The Brookings Institution.

BAFFES, J., ELBADAWI, I.A., et S.A. O'CONNELL, S.A. 1999), "Single-equation estimation of the equilibrium real exchange rate", dans HINKLE, L.E., MONTIEL, P.J., *Exchange Rate Misalignment. Concepts and Measurement for Developing Countries*, A World Bank Research Publication, Oxford University Press.

BALASSA, B. (1964), "The Purchasing Power Parity Doctrine: A Reappraisal ", *Journal of Political Economy*, 72, Dec., pp. 584-96.

CASSEL, G. (1918), "Abnormal deviations in international exchanges", *The Economic Journal*, 28, pp. 413-415.

CANDAU, F., J.-F. HOARAU et S. REY (2010), « Avantages comparatifs et distance, le cas de l'île de La Réunion », communication au colloque « La compétitivité de l'économie réunionnaise », 30 septembre et 01 octobre 2010, Université de La Réunion.

CHARLES, A., O. DARNE, J.-F. HOARAU et Ph. JEAN-PIERRE (2010), "La persistance des écarts de richesse entre La Réunion et les standards français et européens : l'apport des tests de racine unitaire", *Document de travail du CEMOI*, Université de La Réunion.

DARNE, O. et C. DIEBOLT (2005), "Nonstationarity Tests of Macroeconomic Time Series", dans DIEBOLT C., KYRTSOU C. et la collaboration de DARNÉ O. (eds) *New Trends in Macroeconomics*, Editions Springer, Berlin, pp. 173-194.

DICKEY, D.A. et W.A. FULLER (1981), "Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root", *Econometrica*, 49, pp. 1057-1071.

DIMOU, M (2004), "Economies insulaires et trajectoires de développement, une comparaison entre Maurice et La Réunion", *Région et Développement n°20-2004.*

EGERT, B., L. HALPERN et R. MACDONALD (2006), "Equilibrium exchange rates in transition economies: Taking Stock of the Issues", *Journal of Economic Surveys*, 20(2), pp. 257-324.

ELLIOTT, G., T.J. ROTHENBERG et J.H. STOCK (1996), "Efficient tests for an autoregressive unit root", *Econometrica*, 64, pp. 813-836.

GOUJON, M. (2008), "L'indice de développement humain : Une évaluation pour La Réunion", *Région et Développement*, 27, pp.225-244

GOUJON, M. (2009), "Indice de développement humain : des progrès depuis 20 ans mais un retard persistant", *Economie de La Réunion*, 134, pp.32-36, INSEE, St-Denis de La Réunion

HEGWOOD, N.D. et D.H. PAPELL (1998), "Quasi purchasing power parity", *International Journal of Finance and Economics*, 3, pp. 279-289.

HINKLE, L. E. et P. MONTIEL (1999), *Exchange rate misalignment: Concepts and measurement for developing countries*, Oxford University Press, New York.

HOARAU, J.F. (2000), "Les exportations : un moteur possible pour la création d'emplois", *Economie de La Réunion*, 105, troisième trimestre, pp. 6-8.

HOARAU, J.-F. (2006), "Les régimes monétaires en Australie, 1977-2000 : Une mise en perspective à l'aide d'un indicateur de distorsions du taux de change réel", *Economie Internationale*, 105, pp. 85-112.

HOARAU, J.F. (2009), "Does long-run purchasing power parity hold in eastern and southern african countries? Evidence from panel data stationary tests with multiple structural breaks", *International Journal of Finance and Economics*, 15(4), pp. 307-315.

HUGOUNENQ, R. et V. CHAUVIN, (2006), “Les évolutions comparées des prix à la consommation dans les DOM et en métropole”, *Bulletin trimestriel de la Banque de France*, n°151, juillet, pp. 33-46.

JEAN-PIERRE, Ph. (2007), “Transferts et déséquilibres macroéconomiques des économies ultramarines”, *Document de travail*, Agence Française de Développement, 51, pp. 1-37, novembre.

KWIATKOWSKI, D., P.C.B. PHILLIPS, P. SCHMIDT et Y. SHIN (1992), “Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root”, *Journal of econometrics*, 54, pp. 91-115.

LANNE, M., LUTKEPOHL, H., et P., SAIKKONEN, (2002), “Comparison of Unit Root Tests for Time Series with Level Shifts”, *Journal of Time Series Analysis*, 23 (November), pp. 667-685.

LEVY-YEYATI, E. et F. STURZENEGGER, (2005), “Classifying exchange rate regimes: Deeds vs. words”, *European Economic Review* , 49 (6), pp. 1603-1635.

LUMSDAINE, R.L. et D.H. PAPELL (1997), “Multiple trend breaks and the unit root hypothesis”, *The Review of Economics and Statistics*, pp. 212-218, Mai.

LUTKEPOHL, H., (2004), “Recent Advances in Cointegration Analysis”, Economics Working Papers, ECO2004/12, European University Institute.

MACDONALD, R. (2000), "Concepts to Calculate Equilibrium Exchange Rates: An Overview," *Discussion Paper Series 1: Economic Studies*, 03, Deutsche Bundesbank, Research Centre.

MACDONALD, R. et J.L. STEIN (1999), *Equilibrium exchange rates*, Kluwer Academic Publishers.

MADDISON, A., (2003), *L’économie mondiale, statistiques historiques*, Etudes du Centre de Développement, OCDE.

MURRAY, C.J. et CR. NELSON (2000), “The uncertain trend in U.S. GDP”, *Journal of Monetary Economics*, 46, pp. 79-95.

NG, S. et P. PERRON (2001), “Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power”, *Econometrica*, 69, pp. 1519-1554.

PAPELL, DH, R. PRODAN (2006), “Additional evidence of long-run purchasing power parity with restricted structural changes”, *Journal of Money, Credit, and Banking*, 38(5), pp. 1329–1349.

PERRON, P. (1997), “Further evidence on breaking trend functions in macroeconomics variables”, *Journal of Econometrics*, 80, pp. 355-385.

PERRON, P. et T.J. VOGELSANG (1992), “Nonstationarity and level shifts with an application to purchasing power parity”, *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, pp. 301-320.

PHILLIPS, P.C.B. et P. PERRON (1988), “Testing for a unit root in time series regression”, *Biometrika*, 75, pp. 335-346.

REY, S. (2001), **“**Les taux de change bilatéraux adoptés pour l’entrée dans l’Euro sont-ils des taux d’équilibre ? Une tentative de réponse à l’aide de la parité des pouvoirs d’achat et de la parité des coûts », *L’Actualité Economique, Revue d’Analyse Economique*, 77(1), pp. 75-112.

REY, S. (2009), “L'apport du NATREX à la modélisation des taux de change d'équilibre : théorie et application au dollar canadien”, *L’Actualité Economique : Revue d’Analyse Economique*, 85(2), pp. 131-181.

SAIKKONEN, P., et H. LUTKEPOHL, (2002), “Testing for a Unit Root in a Time Series with a Level Shift at Unknown Time”, *Econometric Theory* 18, pp. 313-348.

SAMUELSON, P.A. (1964), "Theoretical Notes on Trade Problems", *The Review of Economics and Statistics*, 46, pp. 595-608.

TAYLOR, A.M. et M.P. TAYLOR (2004), “The purchasing power parity debate”, *Journal of Economic Perspectives*, 18, pp. 135-158.

TAYLOR, M.P. (2006), “Real exchange rates and purchasing power parity: mean-reversion in economic thought”, *Applied Financial Economics*, 16, pp. 1-17.

WILLIAMSON J. (1994), *Estimating equilibrium exchange rate*, Washington, D.C., Institute for International Economics.

YIN, Y. et G.S. MADDALA (1997), “The effects of different types of outliers on unit root tests”, dans FOMBY T.B. et HILL R.C. (éds), *Advances in Econometrics*, 13, JAI Press, Greenwich, Conn.

ANNEXE 1: Détails sur le calcul du taux de change réel effectif

Quelques détails sur les données

Les données sur les prix et les taux de change proviennent principalement des Statistiques Financières Internationales de FMI. On utilise les indices des prix à la consommation (IPC) et les taux de change des monnaies nationales contre le dollar US (TC).

Pour Bahrein, l'IPC est manquant pour la période 2001-04: les données sont donc interpolées linéairement. Pour le TC de la Chine, il s'agit du taux de change swap (et non pas officiel) qui est utilisé dans la majorité des opérations entre 1990 et 1993 (Source CERDI). Pour l'IPC de la Chine, seul le taux de croissance de l'IPC par rapport à la même période de l'année précédente est disponible dans les statistiques internationales; l'indice infra-annuel est calculé par le CERDI (calcul à partir de FMI-SFI et Fry, 1995).

Pour le pays de la Zone euro, le TC à partir de 1999 est TCmn/$ = TCmn/€ x TC€/$.

Pour Mayotte et la Réunion, le TC est celui de la France tandis que pour l'IPC, la source est l'INSEE.

Certains pays ayant une part très marginale dans le commerce de La Réunion ont été exclus. Certains pays connaissent des périodes hyperinflationnistes / chute brutale du taux de change pouvant biaiser les calculs (malgré leur faible poids dans le commerce) et amenant à leur exclusion (Zimbabwe dans les années 2000).

Quelques détails sur les calculs

IPCi est l'IPC base 2000Q1=100 ; TCi est le TC mn / $ base 2000Q1=100

IPCRi est l'indice des prix relatifs = IPCi réunion / IPCi partenaire *100. Une hausse de IPCRi est une appréciation réelle (les prix augmentent plus vite à La Réunion que chez les partenaires).

TCBi est l'indice du taux de change bilatéral = TCi partenaire / TCi réunion *100. Une hausse de TCBi est une appréciation nominale de l'Euro (réunionnais) par rapport à la monnaie du partenaire.

TCRBi est l'indice du taux de change réel bilatéral = IPCRi x TCBi / 100. Une hausse de TCRBi est une appréciation du taux de change réel bilatéral

Poids est la pondération utilisée pour calculer les taux effectifs.

TCENi est l'indice du taux de change effectif nominal = moyenne géométrique (TCBi partenaire). Une hausse est une dépréciation du TCEN

IPCREi est l'indice des prix relatifs effectif = moyenne géométrique (IPCRi partenaire). Une hausse de IPCREi est une appréciation réelle.

TCERi est l'indice du taux de change effectif réel. Une hausse du TCERi signifie une appréciation réelle

ANNEXE 2 : Structure du commerce et poids des partenaires dans le système de pondération

Les données sur le commerce extérieur de La Réunion proviennent de la Direction Nationale Statistiques du Commerce Extérieur (DNSCE).

Tableau A2 : Pondérations pour le calcul du taux de change réel effectif de La Réunion
Année 2000

	EXP 2000	Part	IMP 2000	Part	EXP+IMP2000 (26 pays)	Part	EXP+IMP2000 (20 pays)	Part
Emirats Arabes Unis	23486	0%	6493222	0%	6516708	0%		0%
Argentine		0%	19277269	1%	19277269	1%	19277269	1%
Belgique	111355	0%	49659033	2%	49770388	2%	49770388	2%
Bahreïn		0%	44702082	2%	44702082	2%		0%
Chine	5959882	3%	31279118	1%	37239000	1%	37239000	1%
Allemagne	1508327	1%	106245650	4%	107753977	4%	107753977	4%
Espagne	2170956	1%	52991927	2%	55162883	2%	55162883	2%
France	136752730	65%	1714733906	67%	1851486637	67%	1851486637	72%
Royaume Uni	4312607	2%	33048428	1%	37361035	1%	37361035	1%
Italie	2468216	1%	83318035	3%	85786251	3%	85786251	3%
Japon	25550930	12%	53750720	2%	79301650	3%	79301650	3%
Kenya	14213	0%	14100415	1%	14114628	1%	14114628	1%
Comores	955132	0%	40980	0%	996112	0%		0%
Corée du Sud	24710	0%	21733601	1%	21758311	1%	21758311	1%
Madagascar	9756678	5%	17103235	1%	26859913	1%	26859913	1%
Maurice	4525095	2%	21657934	1%	26183029	1%	26183029	1%
Malaisie	269513	0%	24285443	1%	24554956	1%	24554956	1%
Pays Bas	375466	0%	27119570	1%	27495036	1%	27495036	1%
Arabie Saoudite		0%	124407741	5%	124407741	4%		0%
Singapour	89218	0%	3081964	0%	3171182	0%	3171182	0%
Thaïlande	214308	0%	34392560	1%	34606868	1%	34606868	1%
Turquie		0%	5950981	0%	5950981	0%	5950981	0%
Etats Unis	4061043	2%	16135634	1%	20196677	1%	20196677	1%
Afrique du Sud	468368	0%	55424755	2%	55893123	2%	55893123	2%
Zimbabwe		0%	178731	0%	178731	0%		0%
Mayotte	9452851	5%	249794	0%	9702645	0%		0%
Total sur ces partenaires	209065084	100%	2561362728	100%	2770427813	100%	2583923795	100%
Total commerce (euros)	226774777		2730209160		2956983937		2956983937	
Taux de couverture	92%		94%		94%		87%	

ANNEXE 3 : Tests de racine unitaire avec break de Saikkonen and Lütkepohl (2002)

Ces tests examinent l'hypothèse nulle de racine unitaire à partir d'une forme générale d'une série X_t :

$$X_t = \mu_0 + \mu_1.t + f_t(\theta)'\gamma + z_t, \qquad \text{(A4.1)}$$

où θ et γ sont des paramètres inconnus, t est un terme de tendance, le terme d'erreur z étant généré par un processus $AR(p)$, et $f_t(\theta)'\gamma$ est une fonction de changement qui dépend de θ et de la date de changement de régime T_B. On considère trois fonctions de changement de régime.

La première fonction est une simple variable "dummy" avec changement à la date T_B,

$$f_t^1 = d_{1,t} = \begin{cases} 0, & t < T_B \\ 1, & t \geq T_B \end{cases}. \qquad \text{(A4.2)}$$

La deuxième fonction est basée sur une fonction de distribution exponentielle qui admet un changement graduel non linéaire vers un nouveau niveau, dont le point de départ est à la date T_B ,

$$f_t^2(\theta) = \begin{cases} 0, & t < T_B \\ 1 - \exp[-\theta(t - T_B + 1)], & t \geq T_B \end{cases} \qquad \text{(A4.3)}$$

La dernière fonction s'apparente à une fonction rationnelle avec un opérateur retard appliqué à une variable "dummy",

$$f_t^3(\theta) = \begin{bmatrix} \dfrac{d_{1,t}}{1-\theta L} \\ \dfrac{d_{1,t-1}}{1-\theta L} \end{bmatrix}. \qquad \text{(A4.3)}$$

Dans ce dernier cas, on a un terme de changement de la forme $\left[\gamma_1(1-\theta L)^{-1} + \gamma_2(1-\theta L)^{-1}L\right]d_{1,t}$, où θ est un paramètre compris entre 0 et 1, et $\gamma = (\gamma_1, \gamma_2)'$ un vecteur de paramètres à deux dimensions. Cette fonction offre davantage de possibilités de changements non linéaires[17].

Le test se déroule en deux temps. Dans une première étape, l'équation (A4.1) est estimée par la méthode des moindres carrés généralisés. Dans une seconde étape, on procède à un test *ADF* sur les séries X_t transformées/filtrées, soit $\hat{X}_t = X_t - \hat{\mu}_0 - \hat{\mu}_1.t - f_t(\hat{\theta})'\hat{\gamma}$

[17] Pour plus de détails, cf. Lütkepohl (2004, p.60).