

La persistance des écarts de richesse entre la Réunion et les standards français et européens : l'apport des tests de racine unitaire.

Amélie CHARLES^{*}, Olivier DARNÉ[†], Jean-François HOARAU[‡],
Philippe JEAN-PIERRE[§]

Résumé

L'objectif de cet article est de montrer s'il existe un processus de convergence réelle entre La Réunion et les standards français et européen. Cette ancienne colonie française bénéficie, en effet, depuis son accession aux statuts de département en 1946 et de région ultrapériphérique dès 1986, d'une aide financière massive à la fois française et européenne, dont l'objectif est explicitement d'enclencher un phénomène de rattrapage en termes de niveau de vie. Nous mettons alors en oeuvre, sur la période 1950-2006, une batterie de tests de racine unitaire en séries temporelles, lesquels intègrent la présence possible de ruptures structurelles, sur les écarts de PIB réel par habitant entre la Réunion et sa métropole, d'une part, et la Réunion et la moyenne européenne, d'autre part. Il apparaît finalement que les écarts de niveau de vie constatés au sortir du passé colonial se sont maintenus sur la période contemporaine. La Réunion a même plutôt tendance à diverger quelle que soit la référence considérée.

JEL Classification : C12, C32, O41

Mots clés : Convergence réelle, Transferts publics, La Réunion, Racine unitaire, Ruptures structurelles.

^{*}Audencia Nantes, School of Management, 8 route de la Jonelière, 44312 Nantes Cedex 3. Email: acharles@audencia.com.

[†]LEMNA, Université de Nantes, IEMN-IAE, Chemin de la Censive du Tertre, BP 52231, 44322 Nantes, France. Email: olivier.darne@univ-nantes.fr.

[‡]Auteur correspondant: jfhoarau@univ-reunion.fr. Adresse : CEMOI, Université de La Réunion, Faculté de Droit et d'Économie, 15 Avenue René Cassin, BP 7151, 97715 Saint Denis Mess cedex 9.

[§]CEMOI, Université de La Réunion, Faculté de Droit et d'Économie, 15 Avenue René Cassin, BP 7151, 97715 Saint Denis Mess cedex 9. Email: philippe.jeanpierre@wanadoo.fr.

1 Introduction

La convergence des niveaux de vie entre les économies fait partie assurément des problèmes les plus importants que la science économique a traité depuis la fin de la seconde guerre mondiale. L'arrivée sur la scène internationale de nouveaux pays sortant d'une longue période de colonisation a révélé aux yeux du monde qu'il existait d'énormes écarts de développement à l'échelle de la planète.

Les nombreux travaux dans le domaine font ressortir au moins deux grands centres d'intérêt liés à ce concept. D'abord, il est important de comprendre ce qui gouverne la croissance économique et, par conséquent, d'isoler les facteurs permettant d'appréhender la convergence économique. Sur ce plan, il existe globalement deux ensembles de propositions théoriques, celui regroupant les théories optimistes pour lesquelles la convergence est une question de temps et de conditions favorables (Solow, 1956 ; Swan, 1956 ; Fagerberg et Verspagen, 1996) et celui optant pour la vision opposée (Myrdal, 1957 ; Romer, 1986, 1990 ; Krugman, 1991). Les tentatives de validation empirique ont plutôt tendance à valider le second courant de pensée, excepté pour des sous-ensembles relativement homogènes de pays comme par exemple les Etats américains ou encore les économies de l'Union Européenne (Islam, 2003). Ensuite, sur le plan opérationnel, après plusieurs décennies de politiques de développement, une réflexion sur l'efficacité des politiques économiques en matière de réduction des disparités régionales est nécessaire. On voit alors clairement apparaître en filigrane le problème de la pertinence du rôle de l'Etat dans le processus de croissance économique.

L'étude de la convergence dans le cadre spécifique de l'économie réunionnaise paraît encore plus intéressante. En effet, après plusieurs siècles de colonisation française, régis par les mécanismes "anti-développement" du Pacte Colonial¹, La Réunion affiche, au moment de son passage au statut de département en 1946, un niveau de développement, et notamment en terme de niveau de vie, largement en deçà des autres régions de France métropolitaine². Le défi pour les autorités nationales a été alors

1. Selon le pacte colonial, les colonies françaises, dont la Réunion, devaient servir principalement de réserve de matières premières pour les industries métropolitaines et de demande pour écouler les produits manufacturés de ces mêmes industries. Par ailleurs, elles n'avaient pas le droit d'échanger avec d'autres partenaires autres que ceux issus de la métropole. Cela explique pourquoi ce type de territoire se présente au milieu du 20^{ème} siècle comme une économie de plantation avec un secteur industriel quasiment inexistant et une structure du commerce extérieur dominé par la métropole.

2. Cette situation de précarité économique est d'ailleurs largement partagée par l'ensemble des autres espaces d'outre-mer (Guyane, Guadeloupe, Martinique, etc.)

de mettre en place des politiques pour corriger ces inégalités manifestes dans la distribution régionale des richesses. Ce constat a été réaffirmé lors du passage au statut de région ultrapériphérique européenne. Dès 1986 avec l'adoption de l'Acte Unique européen et plus concrètement à partir de 1989, l'Union Européenne a élaboré un système d'aide au développement, reposant sur la distribution de fonds structurels, dans le cadre de sa politique de cohésion³ (Commission européenne, 2007). A cet égard, La Réunion a été reconnue comme une région particulièrement défavorisée, handicapée par de nombreux freins structurels importants, liés à son histoire coloniale et à sa nature de petite économie insulaire⁴ (Bayon, 2007). De manière plus précise, elle fait partie de l'ensemble répondant aux critères de "l'Objectif 1"⁵, c'est-à-dire les régions dont le PIB/habitant est inférieur à 75% de la moyenne européenne. Au bout du compte, cette région a reçu sur les 30 dernières années, en provenance à la fois de la France et de l'Europe, des flux massifs de transferts financiers⁶, au point même où certains auteurs l'ont qualifié d'"économie de rente administrative" (Poirine, 1993 ; Rochoux, 1997 ; Jean-Pierre, 2007).

Dès lors, il est légitime de se demander si ces politiques nationales et européennes ont eu un quelconque effet sur le développement économique de La Réunion. En d'autres termes, l'économie réunionnaise a-t-elle entamé un processus de convergence réelle vers les moyennes métropolitaines et européennes depuis la départementalisation de 1946 ? Et dans l'affirmatif, ce processus a-t-il été renforcé par la politique de cohésion européenne ? Sur le plan empirique, il existe différentes façons de tester la propriété de convergence des revenus entre pays, faisant ainsi apparaître plusieurs définitions du concept, à savoir la β -convergence, la σ -convergence et la convergence stochastique (Fuss, 1999 ; Islam, 2003). Ne disposant que de deux individus, notre démarche s'inscrit dans celle de la convergence stochastique ou en séries temporelles,

3. En fait, les fonds structurels (FSE et FEOGA-Orientation) ont été créés en 1958 et le FEDER en 1975 mais ils sont restés d'une ampleur très limitée jusqu'à la fin des années 1980.

4. Plus généralement, de nombreux travaux ont mis en évidence la forte vulnérabilité des petites économies insulaires (Briguglio, 2004 ; Adrianto et Matsuda, 2004 ; Van der Velde et *et al.*, 2007 ; Logossah, 2007 ; Guillaumont, 2008). Les causes sous-jacentes sont diverses : (i) les caractéristiques géographiques (petite dimension, éloignement, exposition à de risques majeurs, fragilité des écosystèmes, etc.), (ii) le contexte historique (dépendance vis-à-vis de l'extérieur, relations privilégiées avec les anciennes tutelles politiques, etc.), (iii) la situation sociale (moindre intensité et volatilité du capital humain, précarité du marché du travail, insécurité, etc.), et (iv) la structure économique (déséconomies d'échelle, étroitesse des marchés locaux, faible diversification des activités, coûts d'accès aux ressources extérieures, etc.).

5. ou encore objectif de convergence qui se focalise sur le rattrapage des régions en retard de développement.

6. A partir de données de l'INSEE Réunion, Jean-Pierre (2007) montre que les transferts publics ont été multipliés par 15 depuis 1970.

initiée par Carlino et Mills (1993), Bernard et Durlauf (1995, 1996), Evans et Karras (1996). Il s'agit alors de tester si les écarts de revenus entre un pays et une référence préalablement déterminée sont durables ou non dans le temps. En clair, la convergence stochastique implique qu'il n'existe pas de racine unitaire dans les écarts de revenus par habitant.

Les premiers travaux empiriques réalisés dans ce domaine ne valident pas généralement la propriété de convergence stochastique (Cogley, 1990 ; Quah, 1990 ; Hall *et al.*, 1993 ; Bernard et Durlauf, 1995). Toutefois, ces derniers souffrent au moins de deux limites importantes. Dans un premier temps, ils n'intègrent pas la présence possible de ruptures structurelles dans les séries de production par tête. Or, leur incorporation peut conduire à des résultats contradictoires concernant le rejet ou non de l'hypothèse de convergence réelle (Cellini et Scorcu, 2000 ; Strazicich, Lee et Day, 2004 ; Cunado et Pérez de Gracia, 2006). A ce titre, pour tester la convergence stochastique, nous utiliserons dans cet article deux approches différentes. D'abord, nous mettons en oeuvre des tests de racine unitaire "efficients" (Elliott *et al.*, 1996 ; Ng et Perron, 2001) sur des données préalablement purgées des éventuels points atypiques (points aberrants et ruptures structurelles) selon la procédure de Gomez et Maravall (1999). Ensuite, par souci de comparaison, nous appliquons le test récent de racine unitaire avec ruptures structurelles développé par Lee et Strazicich (2004). Dans un second temps, l'étude de la convergence contemporaine n'implique pas seulement la réalisation de la convergence stochastique mais aussi celle de la β -convergence (Carlino et Mills, 1993 ; Tomljanovich et Vogelsang, 2002 ; Nieswiadomy et Strazicich, 2004). En clair, il ne suffit pas de montrer l'absence de mouvements permanents dans les écarts de revenu entre deux économies. Il faut également vérifier que l'économie "pauvre" a tendance, sur le long terme, à rattrapé l'économie "riche". Nous devons ainsi suivre cette démarche à chaque fois que la convergence stochastique est acceptée.

La suite de l'article s'articule ainsi autour de cinq sections. Dans une section 2, le contexte économique de La Réunion est exposé. L'accent est mis sur le fait que, même si cette économie affiche des taux de croissance du PIB relativement bons depuis le passage au statut de département français, la plupart des indicateurs macroéconomiques tendent plutôt à conclure à une situation de divergence par rapport aux standards retenus. Dans une section 3, l'hypothèse testée, ainsi que les tests usuels de racine unitaire sans ruptures sont présentés. Dans une quatrième section, nous mettons en oeuvre des procédures de tests robustes au problème de changements

structurels dans les données. Enfin, une dernière section conclue sur les principaux résultats de notre analyse et leurs implications en terme de politique économique.

2 Le contexte économique de La Réunion et les faits saillants sur la croissance réunionnaise

2.1 Une dynamique progressive marquée par des performances remarquables et hétérogènes dans le temps

Plus de soixante ans après son accès au statut de Département français, l'île de La Réunion n'a plus rien de comparable avec le territoire colonial de 1946. Unique région française et européenne située dans l'hémisphère sud, La Réunion a été caractérisée par une dynamique de croissance économique et de développement qui l'ont transformée tout au long de ces décennies en une véritable vitrine de l'Europe dans l'océan Indien.

Si le développement de La Réunion s'est effectué de façon soutenue durant les soixante dernières années, cette dynamique a été marquée par plusieurs étapes. Vieille colonie délaissée en 1946, La Réunion a d'abord bénéficié d'un effort d'équipement dans les infrastructures sanitaires, scolaires et économiques de première nécessité jusqu'au milieu des années soixante dix. Puis s'est enclenchée une seconde phase marquée par un effort d'industrialisation de l'île lancée dans une stratégie d'import-substitution connaissant son apogée au cours des années 90. Enfin, les dix dernières années ont été marquées à la fois par une consolidation de cette stratégie et par l'émergence d'une nouvelle économie accès sur les métiers du tertiaire.

Plus précisément, sur les cinquante dernières années, le PIB de la région Réunion a cru à un rythme soutenu se positionnant au-dessus des 3% en moyenne annuel et en termes réels. Cette performance globale sur longue période, comme toute moyenne, cache plusieurs disparités. Après les balbutiements liés à son décollage marqué par une quasi-absence d'équipements sanitaires et économiques, l'île aura connu en l'espace de 30 ans (1975-2005) une croissance moyenne de 4% par an, une performance bien plus élevée que celle de la France. Il s'agit bien d'une performance significative et importante à hauteur pour la situer de celle de la Tunisie, des pays de la péninsule ibérique ou du Chili ce qui n'est pas sans impliquer une transformation structurelle profonde de la société et de l'économie. Si la croissance et le développement économique ont été particulièrement vigoureux depuis la seconde guerre mondiale, la période récente aura

été celle de tous les records. Ainsi, entre 1993 et 2006⁷, La Réunion a enregistré en moyenne annuel le plus fort taux de croissance de toute la France. Le PIB a progressé de près de 6 % en prix courants et de plus de 4 % en termes réels soit un rythme deux fois plus élevé que celui ayant caractérisé l'économie de l'Hexagone.

Les moteurs de cette dynamique soutenue ont été multiples. La première est reliée aux moteurs traditionnels d'une économie en développement : l'accumulation des facteurs de productions et les efforts en matière d'investissements. Les investissements réalisés dans l'île depuis 1960 ont été d'une façon générale impressionnants et ont participé à la métamorphose d'un département dont les besoins en équipements et en infrastructures étaient et demeurent importants. L'évolution du taux d'investissement, défini comme le rapport entre la Formation Brute de Capital Fixe [FBCF] et le PIB, n'a cependant pas été régulière. En effet, après avoir connu une phase de forte croissance durant le premier tiers de la période, le taux d'investissement s'est infléchi au cours des années 70⁸, avant que diverses mesures incitatives (telle que la défiscalisation) ne redonnent un nouvel élan aux investissements à partir de 1986⁹. Cette dynamique au niveau de la FBCF est également à noter au tournant du siècle puisque de 1998 à 2001, la croissance de cet agrégat a été quatre années de suite supérieure à 8% (et même supérieur à 12% en 1998 et 1999). Celle-ci s'est poursuivie jusqu'au milieu des années 2000¹⁰.

La deuxième prend appui sur l'arrivée massive de transferts publics venant soutenir tant la demande interne que la mise en place d'une offre compétitive à travers l'arrivée d'équipements publics structurants. En effet, avec la départementalisation, l'île va bénéficier, au titre de la solidarité nationale et des instances communautaires, d'une véritable manne dont le montant avoisine aujourd'hui les 5 milliards d'euros (Tableau 1). Il ne fait pas de doute que ces injections massives de francs puis d'euros dans l'économie réunionnaise ont joué un double rôle bénéfique (Jean-Pierre, 1996, 1999). D'une part, ces flux financiers ont catalysé l'émergence et le fonctionnement d'une boucle keynésienne en soutenant la demande locale et la création d'un marché local dans plusieurs

7. Outre la crise de la période 2008 – 2010 non encore achevée, La Réunion subit en 1993 une récession brutale avec une chute de son PIB de 4%.

8. Le taux d'investissement est passé de 41 à 30 % entre 1970 et 1980.

9. Cette évolution de la FBCF nous aide à mieux comprendre celle du stock de capital par tête réunionnais. Le taux de croissance annuel moyen du stock de capital a été de 7,25% sur les trois décades 1960 – 1990 tandis que celui de la métropole n'a été que de 4% pour la même période.

10. Il convient de noter que cet effort en matière d'investissement privé peut être compris comme la réponse des entreprises à un alignement du coût du travail, et notamment des bas salaires, sur celui de la métropole (égalisation du Smic). Les entreprises pour contenir leurs coûts et maintenir leur compétitivité ont donc choisi une substitution du travail par le capital pour certains postes.

domaines : agroalimentaire, bâtiments et travaux publics,... D'autre part, ces transferts publics ont également été le moyen pour le nouveau département de recevoir de la métropole les capitaux nécessaires pour soutenir la première accumulation factorielle multidimensionnelle source de croissance afin de permettre l'édification et l'amélioration continue des infrastructures nécessaires aux transports, aux communications, à la mise en place de réseaux électriques et hydrauliques performants et à l'accroissement du stock de capital humain. On peut noter que cette seconde phase est loin d'être achevée. En fait, de nombreux écarts demeurent avec la moyenne métropolitaine si bien qu'aux ressources issues des transferts de la métropole sont venus s'ajouter les fonds structurels de la politique régionale européenne visant à combler les disparités en termes de dotations factorielles entre les régions de la Communauté Européenne.

Années	Transferts
1970	126
1975	302
1980	537
1985	1063
1990	1911
1993	2385
1994	2443
1995	2458
1996	2653
1997	2940
1998	2940
1999	3140
2000	3430
2001	3805
2002	4297
2003	4384
2004	4816
2005	4865

Source : Insee Réunion. Iedom, Philippe Jean-Pierre (1999)

TABLE 1 – Transferts publics

Enfin, la troisième, corollaire aux deux précédentes, est celle associée à l'effet de convergence de la Productivité Globale des Facteurs [PGF] de La Réunion vers la métropole. Il semble effectivement évident que l'accroissement de la dotation factorielle de l'île a généré une double évolution bénéfique. En premier lieu, cette accumulation du stock de capital par tête a favorisé directement l'élévation de la

productivité des facteurs. En second lieu, ce mécanisme a facilité la transition de l'économie d'une économie traditionnelle agricole vers une structure moderne dont les capacités à capter le progrès technique extérieur ont été accrues. En d'autres termes, cette évolution de l'économie réunionnaise sur les dernières décennies peut être vue comme la conséquence des progrès réalisés en matière de PGF et non plus seulement comme la résultante d'une simple accumulation quantitative. Cet effet est d'autant plus significatif que les ressorts traditionnels (consommation des ménages et transferts publics) sont même apparus en retrait sur la période 1993-2005 ce qui souligne l'importance de l'effet productivité.

2.2 Des performances à mettre en perspective et fragiles

La lecture des paragraphes précédents peut laisser croire à une véritable réussite. Ce succès doit cependant être mis en perspective dans deux directions permettant de relativiser ces performances.

La première approche repose sur l'analyse des agrégats en valeur intensive comme le Pib par habitant. En effet, malgré les dynamiques ci-dessus évoquées pour les grandeurs absolues, le Pib par habitant réunionnais reste faible. Il n'atteint aujourd'hui que la moitié du niveau moyen français (53% en 2006). Ainsi, même si une partie de l'écart a été comblé par rapport à celui existant dans les années cinquante, la croissance spectaculaire n'a pas permis au Département de combler significativement le retard qu'il accuse vis-à-vis de la métropole. Après la Guyane, La Réunion reste la région française dont le Pib par habitant est le plus bas. Pénalisé par une démographie encore en transition, celui-ci n'a cru que de 2,6% sur les dix dernières années¹¹. Ces différences persistantes sont réduites lorsque l'on observe les indicateurs tels que le revenu par habitant ou le Pib par actifs occupés (mettre références). Il n'en demeure pas moins que cela suggère au mieux un rattrapage lent de l'économie réunionnaise. Si l'on prolongeait mécaniquement les tendances observées sur la période dynamique (1993 – 2006) respectivement pour les croissances par habitant française et réunionnaise, il faudrait plusieurs décennies pour que le Pib par habitant réunionnais atteigne le niveau de 85% de son homologue métropolitain¹². L'existence d'un phénomène de rattrapage est encore moins évident lorsque l'on prend en compte

11. En 2001, le Pib par habitant réunionnais se situait 8% en dessous du niveau de celui de la Guadeloupe et 17% en dessous de celui de la Martinique. Il ne représentait que le tiers du niveau de l'Île de France et les deux tiers de celui de la Corse. Ces deux entités, en termes de niveau de Pib par habitant, étant les deux régions françaises extrêmes.

12. Ce seuil de 85% étant actuellement celui des régions métropolitaines peu industrialisées.

le fait que le taux d'inflation ¹³, et le niveau des prix en général, sont bien plus élevés à La Réunion qu'en Métropole, ce qui implique bien évidemment des performances en termes de Pib réel par habitant (un indicateur du niveau de vie de la population) largement inférieures pour la région outre-mer.

La seconde approche vise à souligner la fragilité de la poursuite de la dynamique vertueuse mise en évidence précédemment. En permettant à La Réunion non seulement d'obtenir le capital matériel et immatériel indispensable mais aussi de capter plus facilement la technologie française, les transferts ont donc été un moyen d'accroître l'efficacité de l'appareil productif de l'île. Toutefois, certains des facteurs, accumulés avec l'aide de ces flux financiers, pourraient voir leur influence se réduire dans le temps. Une première raison tient à la diminution des gains potentiels de productivité qui leur sont attribuables au fur et à mesure que la Réunion converge vers la moyenne européenne. De plus, d'autres facteurs pourraient souffrir soit d'une mauvaise allocation soit d'effets de congestion qui tendraient à amoindrir leur impact. En fait, nous touchons ici aux conséquences secondaires de la politique régionale de développement. En effet, si les transferts ont favorisé un possible rattrapage de l'île vers sa métropole, ils ont également contribué à la mise en place d'un modèle de dépendance régionale impliquant de nombreux coûts matérialisés par les distorsions occasionnées à l'économie et par les comportements de chercheurs de rente de certains agents (Mettre références). Autrement dit, si les transferts ont été une source de développement, ils ont également généré des freins à ce processus. Cette fragilité est aussi constatée par l'exposition croissante de certains secteurs aux concurrences externes. On peut penser au secteur secondaire mais aussi aux productions agricoles dont les mécanismes de protections sont menacés par l'application des réglementations européennes ou internationales. De même, si la "tertiarisation" de l'économie s'est traduite par une décline du chômage, la courbe des demandeurs d'emplois reste très élevée. A la mi-2010, La Réunion compte encore près de 100 000 chômeurs ce qui n'est pas sans pénaliser le potentiel de croissance de l'île.

Finalement, si La Réunion a réussi non seulement à combler de nombreux écarts sur le plan humain, sanitaire et social ¹⁴ mais aussi à réaliser une transition entre une économie traditionnelle agricole vers une économie moderne de services, il n'en demeure pas moins que la persistance de plusieurs différences de performances laisse

13. En 2006, les taux d'inflation sont de 3,2% et de 2,8% pour La Réunion et la métropole, respectivement.

14. Le récent calcul de l'Indicateur de Développement Humain pour La Réunion (Goujon, 2007) montre que la région française dispose d'un niveau de développement en 2004 proche des économies émergentes les plus dynamiques. La Réunion est classé au 35^{me} rang entre le Koweït et la Hongrie.

aujourd'hui émerger certaines interrogations sur le caractère soutenable à la fois des moteurs et de l'équilibre de cette transition. C'est la raison pour laquelle, il apparaît nécessaire de bien appréhender l'efficacité d'une politique d'aide au développement telle que celle mise en place à destination des Dom et de La Réunion. L'observation du phénomène de convergence entre deux économies peut être considérée comme une manière d'évaluer l'efficacité de cette politique d'aide. Telle est l'ambition de la suite notre article qui vise à analyser le processus de convergence de La Réunion vers sa métropole fondée sur l'utilisation des dernières procédures de tests de racine unitaire.

3 L'hypothèse de convergence testée : définition et stratégies d'estimation standards

3.1 La définition de l'hypothèse de convergence stochastique

Globalement, la convergence stochastique s'applique à l'économie réunionnaise si la différence entre les PIB réels par tête de La Réunion et d'une référence choisie (voir le graphique 1), ici les niveaux correspondant métropolitain ou européen, suit un processus stationnaire. En d'autres termes, cela nécessite que le PIB réel par habitant de La Réunion ($y_{i,t}$) et le niveau correspondant de la référence ($y_{j,t}$) soient cointégrés avec le vecteur de cointégration $[1, -1]$. Notons que les données utilisées dans cet article sont exprimées en logarithmes et extraites de la base de Maddison (2007)¹⁵.

De manière plus précise, la littérature permet de dégager au moins deux concepts de convergence stochastique¹⁶. Dans un premier temps, la convergence stochastique peut être envisagée d'un point de vue asymptotique, à savoir lorsque les écarts de revenu entre pays ne contiennent ni racine unitaire ni tendance déterministe. Cette dernière implique que l'anticipation de long terme du différentiel de PIB par habitant soit égal à zéro dans le cas de la convergence absolue (Bernard et Durlauf, 1995) et à

15. Les PIB réels par habitant sont exprimés en dollar PPA Geary-Khamys de 1990 pour corriger les différences dans les structures de prix entre pays. Se référer à Maddison (2003) pour un exposé détaillé sur cette méthodologie.

16. Une troisième vision de la convergence stochastique, qualifiée de convergence "souple", existe si l'on admet la présence d'un vecteur de cointégration de la forme $[1, -\beta]$ (Bernard et Durlauf, 1995). Cette dernière ne nous intéresse pas directement dans ce travail.



FIGURE 1 – Les écarts de PIB réels par habitant entre La Réunion et une référence

une constante dans le cas de la convergence conditionnelle (Li et Papell, 1999), d'où :

$$\lim_{T \rightarrow \infty} E(y_{i,t+T} - \beta y_{j,t+T} | \xi_t) = \mu \quad (1)$$

avec $\beta > 0$, ξ_t capturant toute l'information disponible au temps t et $\mu = 0$ ($\mu =$ constante) pour la convergence absolue (conditionnelle). Dans un deuxième temps, elle peut être formulée comme un processus de rattrapage en cours ou encore le "catching up process" (Carlino et Mills, 1993 ; Bernard et Durlauf, 1996). Dans cette version, les écarts de revenus par tête doivent toujours être stationnaires mais on autorise maintenant la présence d'une composante de tendance déterministe. En clair, il s'agit de voir si les écarts de revenus ont tendance à diminuer sur une période de temps déterminée conformément à la relation suivante :

$$E(y_{i,t+T} - y_{j,t+T} | \xi_t) < y_{i,t} - y_{j,t} \quad (2)$$

3.2 Convergence stochastique et tests de racine unitaire

Conformément à Cunado et Pérez de Gracia (2006), tester empiriquement la convergence stochastique revient en définitive à déterminer l'ordre d'intégration des

revenus relatifs à partir de l'équation suivante :

$$\Delta RP_t = \mu + \beta t + \phi RP_{t-1} + \sum_{j=1}^k \Delta RP_{t-j} + \varepsilon_t \quad (3)$$

où $RP_t = \ln(y_t^i) - \ln(y_t^j)$ et les k s extra régresseurs, ΔRP_{t-j} , sont rajoutés pour éliminer la présence possible d'autocorrélation dans le terme d'erreur. La validation de la convergence stochastique repose ici sur le rejet de l'hypothèse nulle de racine unitaire, c'est-à-dire $\phi = 0$. Notons que cette formulation générale permet de tester l'ensemble des conceptions de convergence stochastique présentées plus haut, à savoir la convergence asymptotique absolue si $\mu = \beta = 0$, la convergence asymptotique conditionnelle ou encore convergence déterministe si $\mu \neq 0$ et $\beta = 0$, et le "catching up process" si $\mu \neq 0$ et $\beta \neq 0$. Toutefois, dans ce dernier cas, la stationnarité n'est pas une condition suffisante pour garantir la convergence. En effet, il faut également que le pays ayant un PIB réel par habitant en dessous de la moyenne croisse plus vite que la moyenne (Carlino et Mills, 1993 ; Tomljanovich et Vogelsang, 2002 ; Nieswiadomy et Strazicich, 2004). Cela revient à estimer une équation de β -convergence du type $RP_t = \mu + \beta t + \varepsilon_t$ dans laquelle μ et β seraient de signe opposé.

La plupart des tests de racine unitaire standards¹⁷ offrent des spécifications proches de l'équation (3). Parallèlement à la procédure usuelle ADF (Dickey et Fuller, 1981), et compte tenu des nombreuses limites qui lui sont associées¹⁸, nous mettons en oeuvre le test de racine unitaire "efficient" développé par Ng et Perron (2001). Ce dernier est une version modifiée de celui de Phillips et Perron (1988), d'une part, en corrigeant les distorsions de taille (comme il a été suggéré par Perron et Ng, 1996) et, d'autre part, en améliorant la puissance (comme il a été préconisé par Elliott et *al.*, 1996). Ces tests se basent sur la régression suivante :

$$\Delta \tilde{y}_t = (\hat{\delta} - 1)\tilde{y}_{t-1} + \sum_{j=1}^k \hat{\phi}_j \Delta \tilde{y}_{t-j} + \hat{\varepsilon}_t \quad (4)$$

où \tilde{y}_t est la série y_t dont on a supprimé localement la composante déterministe de la

17. Voir les revues de la littérature de Stock (1994), Maddala et Kim (1998), Phillips et Xiao (1998), Darné et Diebolt (2005), entre autres.

18. Les tests de racine unitaire classiques ont comme caractéristique commune d'inclure une constante et/ou une tendance linéaire dans leur régression. Cependant, il a été montré que l'élimination de ces composantes déterministes peut apporter un gain de puissance aux tests de racine unitaire, c'est-à-dire augmenter la puissance des tests (Schmidt et Phillips, 1992 ; Elliott *et al.*, 1996).

manière suivante :

$$\tilde{y}_t = y_t - \hat{\psi}' z_t \quad (5)$$

où z_t est la composante déterministe, égale à 1 dans le cas d'une constante et $(1, t)$ dans celui d'une tendance linéaire, et $\hat{\psi}$ est le coefficient de la régression de \tilde{y}_t sur \bar{z}_t estimée par les moindres carrés généralisés :

$$\begin{aligned} (\bar{X}_1, \bar{X}_2, \dots, \bar{X}_T) &= (X_1, (1 - \alpha B)X_2, \dots, (1 - \alpha B)X_T) \\ (\bar{z}_1, \bar{z}_2, \dots, \bar{z}_T) &= (z_1, (1 - \alpha B)z_2, \dots, (1 - \alpha B)z_T) \end{aligned}$$

où $\alpha = 1 + \bar{c}/T$, avec $\bar{c} = -7$ pour une constante et $\bar{c} = -13.5$ pour une tendance linéaire. Sous l'hypothèse nulle de la présence d'une racine unitaire on a $\hat{\delta} = 1$. Les deux statistiques de test sont définies de la manière suivante :

$$MZ_t = (T^{-1}\tilde{y}_T^2 - s^2) \left(4s^2 T^{-2} \sum_{t=1}^T \tilde{y}_{t-1}^2 \right)^{-1/2} \quad (6)$$

$$MZ_a = (T^{-1}\tilde{y}_T^2 - s^2) \left(2T^{-2} \sum_{t=1}^T \tilde{y}_{t-1}^2 \right)^{-1} \quad (7)$$

où s est l'estimateur de densité spectral autorégressif de la variance de long terme. L'ordre de retard k de la régression (4) est sélectionnée à partir du critère d'information de Akaike modifié proposé par Ng et Perron (2001).

Le Tableau (2) présente les résultats issus des tests *ADF* et des tests efficaces de Ng et Perron (MZ_a , MZ_t) pour le modèle avec une constante. Le modèle avec une constante et une tendance déterministe n'a finalement pas été retenu dans la mesure où la composante de la tendance s'est avérée non significative. Des conclusions en terme de convergence s'appuyant sur cette dernière serait en effet inappropriées (Cuddington et Liang, 2000). Tous les tests sont unanimes et ce quel que soit le seuil critique retenu. L'hypothèse nulle de racine unitaire ne peut être rejetée pour les deux références considérées. Les tests standards concluent donc à l'absence de convergence réelle entre La Réunion et les moyennes métropolitaine et européenne.

Série	ADF		MZ_a		MZ_t	
	t-stat	k	t-stat	k	t-stat	k
PIB Réunion-France	-2,159	4	0,132	0	0,102	0
PIB Réunion-Europe	-1,368	4	-0,109	1	-0,065	1

Valeurs critiques	1%	5%	10%
ADF	-3,562	-2,919	-2,597
MZ_a	-13,800	-8,100	-5,700
MZ_t	-2,580	-1,980	-1,620

Note : *, **, *** indique la significativité au seuil de 1%, de 5% et de 10%, respectivement. k donne l'ordre de retard optimal dans la régression, sélectionné à partir du critère d'information de Akaike modifié.

TABLE 2 – L'application des tests de racine unitaire sans ruptures structurelles

4 L'intégration de l'effet potentiel des ruptures structurelles

Toutefois, les résultats issus des méthodes standards de racine unitaire ne sont pas satisfaisants. En effet, quel que soit le test considéré, le problème central de la présence éventuelle de points atypiques (points aberrants et ruptures structurelles) n'est pas pris en compte. Et pourtant, depuis longtemps, il est reconnu que l'absence d'intégration de ces derniers dans les procédures d'estimation peut biaiser considérablement les statistiques de tests, conduisant à accepter à tort l'hypothèse nulle de racine unitaire (Perron, 1989). Depuis l'article fondateur de Perron (1989), la littérature dans le domaine n'a cessé de se développer (Maddala et Kim, 1999 ; Darné et Diebolt, 2005 ; Perron, 2006). Dans cet article, conformément aux travaux de Darné et Diebolt (2004) et Darné et Hoarau (2007), nous adoptons une procédure en deux étapes. En l'occurrence, dans une première étape, nous isolons les différents points atypiques présents dans les données. Dans une deuxième étape, nous appliquons le test de racine unitaire "efficient" de Ng et Perron (2001) sur les séries corrigées. Par ailleurs, à titre de comparaison, nous mettons également en oeuvre le test de racine unitaire avec rupture structurelle endogène, élaboré récemment par Lee et Strazicich (2004).

4.1 La détection des points atypiques

Nous cherchons maintenant à savoir si les séries présentent des points aberrants additifs ou bien des ruptures structurelles. Les premiers ont un effet ponctuel sur la série (c'est-à-dire, une seule observation est affectée) tandis que les deuxièmes ont un effet permanent. Pour cela, nous employons une procédure de détection automatique des points atypiques à l'aide du logiciel TRAMO¹⁹ développé par Gómez et Maravall (1997). Cette approche est fondée sur les travaux originaux de Box et Tiao (1975) sur analyse d'intervention et ceux de Chen et Liu (1993). Cette recherche est motivée par le fait que ces deux types de points atypiques peuvent biaiser les résultats des tests de racine unitaire (Perron, 1989 ; Franses et Haldrup, 1993 ; Leybourne *et al.*, 1998 ; Vogelsang, 1999).²⁰

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

$$\alpha(B)\phi(B)y_t^* = \theta(B)a_t \quad t = 1, \dots, T \quad (8)$$

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

$$y_t = y_t^* + \sum_I \omega_i v_i(B) I_t(\tau) \quad i = 1, 2, 3 \quad (9)$$

où y_t^* est un processus ARIMA, $v_i(B)$ le polynôme caractérisant le point atypique qui se produit au temps $t = \tau$, ω_i son impact sur la série, et $I_t(\tau)$ une variable indicatrice prenant la valeur de 1 au temps $t = \tau$ et 0 sinon. Il existe principalement trois types de points atypiques, définis de la manière suivante :

- les *Additive Outliers* (AO) : ils affectent une seule observation à un moment du temps dans la série temporelle. En termes de polynômes de régression, il est modélisé en posant $v_i(B) = 1$;
- les *Level Shifts* (LS) : ils ont un effet permanent sur le niveau de la série. Dans ce cas, le polynôme $v_i(B) = 1/(1 - B)$;
- les *Temporary Changes* (TC) : ils affectent temporairement la série qui retourne

19. TRAMO : anacronyme de *Time Series Regression with ARIMA Noise, Missing Observations, and Outliers*.

20. Il existe un autre type de points atypiques, les *Temporary Changes*, mais ces derniers n'affectent pas les tests de racine unitaire (Shin *et al.*, 1996).

à son niveau précédent de manière exponentielle. Leur vitesse de retour dépend du paramètre δ dans le polynôme $v_i(B) = 1/(1 - \delta B)$, avec $0 < \delta < 1$;

On considère que les AO sont des points atypiques et que les TC et les LS sont plutôt des changements structurels. Les TC représentent un changement éphémère sur le niveau de la série tandis que les LS reflètent plutôt un choc permanent sur le niveau et seulement un effet transitoire sur le taux de croissance.

Un modèle ARIMA est ajusté à y_t^* dans l'équation (8), et les résidus obtenus sont définis par :

$$\hat{a}_t = \pi(B)y_t \quad (10)$$

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

Pour les quatre types de points typiques définis précédemment, l'équation (10) devient :

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

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

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

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

Les statistiques de test statistiques pour les trois types de points atypiques sont

données par :

$$\begin{aligned}
 \text{AO : } \quad \hat{\tau}_1(\tau) &= [\hat{\omega}_1(\tau)/\hat{\sigma}_a]/\left(\sum_{t=\tau}^n x_{1,t}^2\right)^{1/2} \\
 \text{LS : } \quad \hat{\tau}_2(\tau) &= [\hat{\omega}_2(\tau)/\hat{\sigma}_a]/\left(\sum_{t=\tau}^n x_{2,t}^2\right)^{1/2} \\
 \text{TC : } \quad \hat{\tau}_3(\tau) &= [\hat{\omega}_3(\tau)/\hat{\sigma}_a]/\left(\sum_{t=\tau}^n x_{3,t}^2\right)^{1/2} \\
 \text{avec } \quad \hat{\omega}_i(\tau) &= \sum_{t=\tau}^n \hat{a}_t x_{i,t} / \sum_{t=\tau}^n x_{i,t}^2 \quad \text{pour } i = 1, 2, 3,
 \end{aligned} \tag{11}$$

où $\hat{\omega}_i(\tau)$ ($i = 1$ à 3) représente l'estimation de l'impact du point atypique au temps $t = \tau$, et $\hat{\sigma}_a$ est une estimation de la variance des résidus²¹.

Enfin, les points atypiques sont identifiés lors d'une procédure de détection séquentielle, comprenant une itération interne et une autre externe. Dans l'itération externe, en supposant qu'il n'y a pas des points atypiques, un modèle ARIMA (p, d, q) est estimé, donnant ainsi les résidus. Les résultats de l'itération externe sont alors utilisés dans l'itération interne pour identifier les points atypiques. Les statistiques de test pour les trois types de points atypiques sont calculées pour chaque observation. La valeur absolue la plus grande de ces statistiques ($\hat{\tau}_{max} = \max|\hat{\tau}_i(\tau)|$) est comparée à une valeur critique pré-définie. Si la statistique de test est plus grande, alors un point atypique est identifié au temps $t = \tau$ ²².

Nous avons évalué différentes alternatives de modèles ARIMA afin de sélectionner le modèle spécifique pour chaque série étudiée : ARIMA(0,1,0), ARIMA(0,1,1), ARIMA (1,1,0), ARIMA(1,1,1), ARIMA(0,1,2) et ARIMA(2,1,0). Le modèle choisi est basé sur des tests de spécification et les critères d'information AIC et BIC. La procédure de détection automatique des points atypiques a permis d'identifier la présence d'une seule rupture structurale (LS) en 1976 pour les deux séries. Cette rupture s'explique par la combinaison de deux chocs exogènes qui ont frappé l'économie réunionnaise lourdement.

Le premier est la conséquence de la crise pétrolière de 1974 qui a impacté davantage

21. Voir Chang *et al.* (1988).

22. Voir Tolvi (2001) et Darne et Diebolt (2006) pour une présentation détaillée de la procédure de détection des points atypiques de TRAMO.

La Réunion que la métropole. En effet, les investissements productifs, réalisés grâce aux transferts publics, ne sont qu'à leurs débuts. Le système productif réunionnais reste donc encore largement archaïque et peu réactif, ce qui a rendu la crise à la fois plus profonde et plus longue que pour les régions françaises continentales. Dans ce même ordre d'idées, il est convenu que ce n'est qu'à partir de seconde moitié de la décennie soixante-dix que se met en place l'orientation de l'économie réunionnaise vers la stratégie d'import-substitution. Dès lors, il n'est pas surprenant qu'un changement de rythme soit noté pour cette période.

Le second est la forte détérioration de la compétitivité-prix occasionnée par le passage du franc CFA (Communauté Française d'Afrique) au nouveau franc français en 1975. Ceci est assimilable à une appréciation nominale brutale, touchant de plein fouet un secteur exportateur peu organisé et déjà affaibli par la crise internationale pétrolière. La combinaison de ces deux effets a provoqué un recul du Pib réel par habitant de La Réunion très important sur la période allant de 1975 à 1977 (-3,2% e, 1975, -12,8% en 1976 et -3,1% en 1977).

4.2 L'application des tests de racine unitaire sur les séries corrigées

Par conséquent, nous décidons d'employer la stratégie employée par Balke et Fomby (1991), Bradley et Jansen (1995), Darné et Diebolt (2004) et Darné et Hoarau (2007) en appliquant les tests de racine unitaire précédents sur les séries corrigées du point atypique détecté. Les résultats sont donnés dans la Tableau (3). Nous constatons alors que la prise en compte de la rupture structurelle de 1976 ne bouleverse pas les résultats. La présence d'une racine unitaire est confirmée par tous les tests pour les deux séries d'écarts de revenu. Aussi, aucune évidence en faveur d'un éventuel processus de convergence réelle n'est détectée pour l'économie réunionnaise.

4.3 L'application du test de Lee et Strazicich (2004)

Une autre façon intéressante de prendre en considération ce problème est de mettre en oeuvre une procédure qui intègre directement, de manière endogène, les ruptures structurelles dans la spécification testée. La littérature dans ce domaine est particulièrement abondante (Zivot et Andrews, 1992 ; Perron, 1997 ; Vogelsang et Perron, 1998). Toutefois, ces différents tests présentent un défaut majeur : ils omettent la possibilité de ruptures sous l'hypothèse nulle de racine unitaire. Deux conséquences négatives peuvent en découler. D'abord, ces tests révèlent des distorsions de taille importantes,

Série	ADF		MZ _a		MZ _t		T _B
	t-stat	k	t-stat	k	t-stat	k	
PIB Réunion-France	.	.	-0,148	0	-0,103	0	1976
PIB Réunion-Europe	.	.	0,506	0	0,389	0	1976

Valeurs critiques	1%	5%	10%
ADF	-3,562	-2,919	-2,597
MZ _a	-13,800	-8,100	-5,700
MZ _t	-2,580	-1,980	-1,620

Note : *, **, *** indique la significativité au seuil de 1%, de 5% et de 10%, respectivement. k donne l'ordre de retard optimal dans la régression, sélectionné à partir du critère d'information de Akaike modifié. T_B indique la date d'occurrence de la rupture structurelle.

TABLE 3 – L'application des tests de racine unitaire avec ruptures structurelles

conduisant à rejeter trop souvent et à tord l'hypothèse nulle de racine unitaire en faveur de la stationnarité avec ruptures (Nunes, Newbold et Khuan, 1997 ; Vogelsang et Perron, 1998 ; Lee et Strazicich, 2001). Ensuite, ces procédures ont tendance à estimer de manière incorrecte la rupture structurelle. Lee et Strazicich (2001) montrent que la rupture est généralement estimée avec une période d'avance par rapport à la vraie date.

Aussi, pour éviter d'introduire ces biais dans nos estimations, nous choisissons de suivre le test de racine unitaire avec une rupture structurelle endogène de Lee et Strazicich (2004), appelé "test LM", lequel est robuste à la présence d'une rupture sous l'hypothèse nulle. Pour établir leur test, les auteurs considèrent la régression suivante :

$$\Delta y_t = \delta' \Delta Z_t + \phi \tilde{S}_{t-1} + \sum_{i=1}^k \gamma_i \Delta \tilde{S}_{t-i} + \varepsilon_t \quad (12)$$

où Z_t incorpore les composantes déterministes (constante et tendance), $\tilde{S}_t = y_t - \tilde{\psi}_x - Z_t \tilde{\delta}$ et $t = 2, 3, \dots, T$. $\tilde{\delta}$ est le vecteur des coefficients de la régression de Δy_t sur ΔZ_t . Par ailleurs, $\tilde{\psi}_x = y_1 - Z_1 \tilde{\delta}$, y_1 et Z_1 dénotant les premières observations de y_t et Z_t respectivement. ε_t représente bien évidemment un terme d'erreur identiquement et indépendamment distribué. Enfin, les termes augmentés $\Delta \tilde{S}_{t-i}$, avec $i = 1, \dots, k$, permettent de prendre en compte l'autocorrélation des résidus²³.

23. Pour déterminer le nombre optimal de retard k , les auteurs suggèrent de suivre la méthode du

Les auteurs considèrent ensuite trois spécifications différentes, chacune correspondant à la façon d'introduire les changements structurels : le modèle A (un changement dans la constante), le modèle B (un changement dans la tendance déterministe) et le modèle C (un changement à la fois dans la constante et la tendance déterministe). Compte tenu des résultats trouvés précédemment en termes de détection de ruptures, nous suivons le modèle A. Pour cela, Z_t doit être défini comme $Z_t = \{1, t, D\}'$ avec $D = 1$ lorsque $t \geq TB + 1$ et 0 autrement, T_B étant la date de rupture. En définitive, l'hypothèse nulle de racine unitaire est donnée par $\phi = 0$ et la statistique de test LM est défini par :

$$\tilde{\tau} = \text{t-stat pour l'hypothèse nulle, } \phi = 0 \quad (13)$$

Notons enfin que la position de la rupture est déterminée en identifiant tous les points qui minimisent la statistique de test $\tilde{\tau}$ tels que $LM_t = \text{Inf}_\lambda(\tilde{\tau}(\lambda))$ avec $\lambda = \frac{T_B}{T}$.

Les résultats sont présentés dans le Tableau (4). Dans l'ensemble, les enseignements sont conformes à ceux trouvés précédemment. Nous ne pouvons toujours pas rejeter l'hypothèse nulle de racine unitaire en faveur de la stationnarité autour de deux constantes, indépendamment de la référence considérée. Par conséquent, là encore, la convergence conditionnelle est formellement invalidée. Notons, enfin, que la date de rupture identifiée par le test LM, à savoir l'année 1977, est légèrement différente de celle isolée par la procédure TRAMO.

Série	$\tilde{\tau}$	k	T_B
PIB France-Réunion	-3,322	3	1977
PIB UE-Réunion	-2,553	3	1977
Valeur critique	1%	5%	10%
	-4.239	-3.566	-3.211

Note : *, **, *** indique la significativité au seuil de 1%, de 5% et de 10%, respectivement. k représente l'ordre de retard dans la régression, sélectionné à partir de la méthode *general-to-specific* (Ng et Perron, 1995). T_B est la date d'occurrence de la rupture structurelle.

TABLE 4 – Résultats des tests de racine unitaire de Lee et Strazicich (2004).

"général au spécifique" de Ng et Perron (1995).

5 Conclusions et implications pour la politique économique

Au final, il est indéniable que la société réunionnaise s'est profondément transformée depuis 1946. L'apport de flux financiers massifs français, complétés par les fonds européens à partir de la fin des années 1980, a permis de mettre en place les infrastructures de transport, administratives et sanitaires de base pour le développement économique. Les résultats au niveau de l'activité économique ont été très positifs puisque, depuis les années 1980 (après l'orientation de l'économie vers une stratégie d'import-substitution générant d'innombrables investissements d'équipement et de production), La Réunion affiche des taux de croissance du PIB global impressionnants, plaçant cette région d'outre-mer parmi les régions les plus dynamiques de France.

Toutefois, ce dynamisme économique ne s'est pas traduit par un processus de convergence par rapport aux standards français et européens en terme de niveau de vie, même si ce niveau de vie n'a cessé de progresser depuis la fin de la seconde guerre mondiale. En effet, l'application d'un ensemble de tests de racine unitaire, robustes à la présence de ruptures structurelles, sur les écarts de Pib réel par habitant entre La Réunion et la métropole (et l'Union Européenne) semble même plutôt suggérer l'existence d'un phénomène de divergence réelle sur la période 1950-2006.

Ces résultats soulèvent alors plusieurs remarques. La première est la suspicion portée sur l'efficacité réelle d'une politique de développement qui, si elle a permis un progrès des niveaux de vie de ses habitants, n'a pas permis d'assurer un rapprochement testé des performances économiques globale de l'île. La deuxième est liée au fait que cette persistance des écarts implique une question : La Réunion est-elle condamnée à voir son rapprochement en niveau ne dépendre que de l'arrivée de transferts. Dès lors, cela pose la question de l'efficacité d'une politique de développement générant de la dépendance et non pas un fonctionnement plus endogène voir homogène. La fragilité actuelle de tout un pan de l'économie et sa faible capacité à faire face à certains changements brusques liés à l'environnement socio-politique ou économique consolide ce danger à l'addition à une ressource trop concentrée sur un ou deux facteurs. La troisième vise à ouvrir le débat sur les réels moteurs ou relais de croissance qui permettraient à l'économie réunionnaise d'entamer une seconde phase de croissance lui permettant de se situer sur un réel sentier de rattrapage. Une persistance des écarts peut signifier qu'il faille agir sur les conditions initiales (dotations en infrastructures de base insuffisantes). Certes cela peut être vrai mais l'île

semble déjà bien équipée. Une autre piste peut être avancée : celle conduisant à agir sur l'émergence ou la consolidation de secteurs clés composant un coeur de croissance endogène associé sans doute à une certaine forme d'économie de la connaissance mais générant suffisamment d'effets d'entraînement sur le reste de l'économie. Ces pistes demandent bien sûr à être consolidée et approfondies par d'autres investigations.

Références

- [1] Adrianto L. et Matsuda Y. (2004). Study on assessing economic vulnerability of small island regions. *Environnement, Development and Sustainability*, 6, 317-336.
- [2] Balke N.S. et Fomby T.B. (1991). Shifting trends, segmented trends, and infrequent permanent shocks. *Journal of Monetary Economics*, 28, 61-85.
- [3] Bayon D. (2007). Des économies vulnérables et dépendantes. Dans : Levratto, N. (eds), *Comprendre les économies d'outre-mer*, Chapitre 2, 67-103. Paris, L'Harmattan.
- [4] Bernard A. et Durlauf S. (1995). Convergence in international output. *Journal of Applied Econometrics*, 10, 97-108.
- [5] Bernard A. et Durlauf S. (1996). Interpreting tests of the convergence hypothesis. *Journal of Econometrics*, 71, 161-173.
- [6] Box G.E.P. et Tiao G.C. (1975). Intervention analysis with applications to economic and environmental problems. *Journal of the American Statistical Association*, 70, 70-79.
- [7] Bradley M.D. et Jansen D.W. (1995), Unit roots and infrequent large shocks : New international evidence on output growth. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 27, 876-893.
- [8] Briguglio L. (2004). Economic vulnerability and resilience : Concepts and measurements, in Briguglio L., Kisanga E.J. (eds), *Economic vulnerability and resilience of small states*.
- [9] Carlino G.A. et Mills L.O. (1993). Are the US regional incomes converging ? A time series analysis. *Journal of Monetary Economics*, 32, 335-346.
- [10] Cellini R. et Scorcu A. (2000). Segmented stochastic convergence across the G-7 countries. *Empirical Economics*, 25, 463-474.
- [11] Chang I., Tiao G.C. et Chen C. (1988). Estimation of time series parameters in the presence of outliers. *Technometrics*, 30, 193-204.
- [12] Chen C. et Liu L.M. (1993). Joint estimation of model parameters and outlier effects in time series. *Journal of the American Statistical Association*, 88, 284-297.
- [13] Cogley T. (1990). International evidence on the size of the random walk in output. *Journal of Political Economy*, 98, 501-518.

- [14] Commission européenne (2007). Cohesion policy 2007-13 : National strategic reference framework. Union Européenne.
- [15] Cuddington J.T. et Liang H. (2000). Purchasing power parity over two centuries. *Journal of International Money and Finance*, 19, 753-757.
- [16] Cuñado J., Pérez de Gracia F. (2006). Real convergence in Africa in the second-half of the 20th century. *Journal of Economics and Business*, 58, 153-167.
- [17] Darné O. et Diebolt C. (2004). Unit roots and infrequent large shocks : New international evidence on output. *Journal of Monetary Economics*, 51, 1449-1465.
- [18] Darné O. et Diebolt C. (2005). Nonstationarity tests of macroeconomic time series. Dans Diebolt C. et Kyrtsov C. (eds), *New Trends in Macroeconomics*. Springer, Berlin, pp. 173-194.
- [19] Darné O. et Diebolt C. (2006). Chocs temporaires et permanents dans le PIB de la France, du Royaume-Uni et des États-Unis. *Revue d'Economie Politique*, 116, 65-78.
- [20] Darné O. et Hoarau J-F. (2007). Re-examining the purchasing power parity in Australia. *Bulletin of Economic Research*, 59, 383-395.
- [21] Dickey D.A. et Fuller W.A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49, 1057-1082.
- [22] Elliott G., Rothenberg T.J. et Stock J.H. (1996). Efficient tests for an autoregressive unit root. *Econometrica*, 64, 813-836.
- [23] Evans P. et Karras, G. (1996). Convergence revisited. *Journal of Monetary Economics*, 37, 249-265.
- [24] Fagerberg J. et Verspagen B. (1996). Heading for Divergence ? Regional Growth in Europe Reconsidered. *Journal of Common Market Studies*, 34(3), 431-448.
- [25] Franses P.H. et Haldrup N. (1994). The effects of additive outliers on tests for unit roots and cointegration. *Journal of Business and Economic Statistics*, 12, 471-478.
- [26] Fuss C. (1999). Mesures et tests de convergence : une revue de la littérature. *Revue de l'OFCE*, 69, 221-249.
- [27] Gómez V. et Maravall A. (1997). Programs TRAMO and SEATS : Instructions for the user (Beta version : June 1997). Working paper No 97001, Ministerio de Economía y Hacienda, Dirección General de Análisis y Programación Presupuestaria.

- [28] Goujon M. (2007). L'indicateur de développement humain : une évaluation pour La Réunion. *Région et Développement*, 27, à compléter.
- [29] Guillaumont P. (2008). Assessing the economic vulnerability of small island developing states and the least developed countries. *Journal of Development studies*, à paraître.
- [30] Hall S., Robertson D. et Wickens M. (1993). How to measure convergence with an application to the EC economies. Discussion Papers, 19-93, Center for Economic Forecasting, London Business School.
- [31] Islam N. (2003). What have we learnt from the convergence debate ?. *Journal of Economic Surveys*, 17(3), 309-362.
- [32] Jean-Pierre Ph. (2007). Transferts et déséquilibres macroéconomiques des économies ultramarines. Document de travail, Agence Française de Développement, 51, 1-37, novembre.
- [33] Krugman P. (1991). Increasing Returns and Economic Geography. *Journal of Political Economy*, 99(3), 483-499.
- [34] Lee J. et Strazicich M.C. (2001). Break point estimation and spurious rejections with endogenous unit root tests. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 63, 535-558.
- [35] Lee J. et Strazicich M.C. (2004). Minimum LM unit root test with one structural break. Working Papers No 04-17, Department of Economics, Appalachian State University.
- [36] Leybourne S.J., Mills T.C. et Newbold P. (1998). Spurious rejections by Dickey-Fuller tests in the presence of a break under the null. *Journal of Econometrics*, 87, 191-203.
- [37] Li Q. et Papell D. (1999). Convergence of international output : Time series evidence for 16 OECD countries. *International Review of Economics and Finance*, 8, 267-280.
- [38] Logossah K. (2007). Les petites économies insulaires : quelles spécificités ?. *Revue d'Economie Régionale et Urbaine*, 1, 3-11.
- [39] Maddala G.S. et Kim I-M. (1999). *Unit Roots, Cointegration and Structural Change*. Cambridge University Press, Cambridge.
- [40] Maddison A. (2003). *The world economy : historical statistics*. Center for Development, OECD.

- [41] Myrdal G. (1957). *Economic theory and underdeveloped regions*. Duckworth Press, London.
- [42] Ng S. et Perron P. (1995). Unit root tests in ARMA models with data-dependent methods for the selection of the truncation lag. *Journal of the American Statistical Association*, 90, 269-281.
- [43] Ng S. et Perron P. (2001). Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power. *Econometrica*, 69, 1519-1554.
- [44] Nieswiadomy M.L. et Strazicich M.C. (2004). Are political freedoms converging? *Economic Inquiry*, 42, 323-340.
- [45] Nunes L., Newbold P. et Kuan C. (1997). Testing for unit roots with breaks : Evidence on the great crash and the unit root hypothesis reconsidered. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 59, 435-448.
- [46] Perron P. (1989). The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. *Econometrica*, 57, 1361-1401.
- [47] Perron P. (1997). Further evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables. *Journal of Econometrics*, 80, 355-385.
- [48] Perron P. (2006). Dealing with structural breaks. Dans Mills T.C. et Patterson K. (eds), *Palgrave Handbook of Econometrics*, Vol. 1. Palgrave MacMillan, pp. 278-352.
- [49] Perron P. et Ng S. (1996). Useful modifications to unit root tests with dependent errors and their local asymptotic properties. *Review of Economic Studies*, 63, 435-465.
- [50] Perron P. et Rodriguez G. (2003). GLS detrending, efficient unit root tests and structural change. *Journal of Econometrics*, 115, 1-27.
- [51] Phillips P.C.B. et Perron P. (1988). Testing for unit root in time series regression. *Biometrika*, 75, 347-353.
- [52] Phillips P.C.B. et Xiao Z. (1998). A primer on unit root testing. *Journal of Economic Surveys*, 12, 423-469.
- [53] Poirine B. (1993). Le développement par la rente dans les petites économies insulaires. *Revue Economique*, 44(6), 1169-1199.
- [54] Quah D. (1990). *International Patterns of Economic Growth : I. Persistence in cross-country disparities*. Department of Economics, MIT, Cambridge.
- [55] Rochoux J.Y. (1997). Transferts financiers publics et développement régional. Le cas d'une région d'outre-mer : La Réunion. *Région et Développement*, 5, 5-39.

- [56] Romer P. (1986). Increasing returns and the long run growth. *Journal of Political Economy*, 94, 1002-1036.
- [57] Romer P. (1990). Endogenous technological change. *Journal of Political Economy*, 98, S71-S102.
- [58] Schmidt P. et Phillips P.C.B. (1992). LM tests for a unit root in the presence of deterministic trends. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, 257-289.
- [59] Shin D.W., Sarkar S. et Lee J.H. (1996). Unit root tests for time series with outliers. *Statistics and Probability Letters*, 30, 189-197.
- [60] Solow R.M. (1956). A contribution to the theory of economic growth. *Quarterly Journal of Economics*, 70, 65-94.
- [61] Strazicich M.C., Lee J. et Day E. (2004). Are incomes converging among OECD countries ? Time series evidence with two structural breaks. *Journal of Macroeconomics*, 26, 131-145.
- [62] Stock J.H. (1994). Unit roots, structural breaks and trends. Dans Engle R.F. et McFadden D.L. (eds), *Handbook of Econometrics*, Vol. 4. North-Holland, New-York, pp. 2739-2841.
- [63] Swan T.W. (1956). Economic growth and capital accumulation. *Economic Record*, 32, 334-361.
- [64] Tolvi J. (2001). Outliers in eleven finnish macroeconomic time series. *Finnish Economic Papers*, 14, 14-32.
- [65] Tomljanovich M. et Vogelsang T.J. (2002). Are US regions converging ? Using new econometric methods to examine old issues. *Empirical Economics*, 27, 49-62.
- [66] Van Der Velde M., Green S.R., Vanclosster M. et Clothier B.E. (2007). Sustainable development in small island developing states : agricultural intensification, economic development, and freshwater resources management on the coral atoll of Tongatapu. *Ecological Economics*, 61, 456-468.
- [67] Vogelsang T.J. (1999). Two simple procedures for testing for a unit root when there are additive outliers. *Journal of Time Series Analysis*, 20, 237-252.
- [68] Vogelsang T.J. et Perron P. (1998). Additional tests for a unit root allowing for a break in the trend function at an unknown time. *International Economic Review*, 39, 1073-1100.

- [69] Zivot E. et Andrews D.W.K. (1992). Further evidence on the great crash, the oil-price shock and the unit root hypothesis. *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, 251-270.