



**HAL**  
open science

# Tourisme et croissance économique dans les petites économies insulaires : à l'épreuve des modèles à seuil

David Perrain, Philippe Jean-Pierre

► **To cite this version:**

David Perrain, Philippe Jean-Pierre. Tourisme et croissance économique dans les petites économies insulaires : à l'épreuve des modèles à seuil. 2020. hal-02462562

**HAL Id: hal-02462562**

**<https://hal.univ-reunion.fr/hal-02462562>**

Preprint submitted on 31 Jan 2020

**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.

## **Tourisme et croissance économique dans les petites économies insulaires : à l'épreuve des modèles à seuil / Tourism and economic growth in small island economies: evidence from non-linear threshold model**

*Article présenté à la Conférence internationale de l'IATE (International Association for Tourism Economics) - en septembre 2019*

David Perrain and Philippe Jean-Pierre, Cemoi – Université de La Réunion

**Mots-clés :** tourisme, croissance économique, modèles de seuil, économies insulaires, indice de pénétration du tourisme

**Keywords:** Tourism, economic growth, threshold models, Islands Economies, Tourism penetration index

### **Résumé**

Le tourisme suscite de nombreuses attentes de la part des gouvernements et des décideurs publics. De ce fait, les enjeux de l'impact économique du tourisme sont au cœur des stratégies touristiques des destinations à travers le monde. Cette question est encore plus prégnante pour les petites économies insulaires (PEI), car le développement de la plupart d'entre elles repose essentiellement sur le secteur touristique (McElroy, 2006; McElroy and Parry, 2010).

Les enjeux de l'impact économique du tourisme sont au cœur des stratégies touristiques des destinations à travers le monde. Cette question est encore plus prégnante pour les petites économies insulaires (PEI), car le développement de la plupart d'entre elles repose essentiellement sur le secteur touristique (McElroy, 2006; McElroy and Parry, 2010).

Bien que plusieurs travaux cherchent à montrer et à confirmer l'impact du *tourism-led growth hypothesis* sur l'économie des destinations concernées, le débat n'est pas clos. Cette hypothèse suscite encore de nombreuses discussions, car l'impact réel du tourisme est plus qu'ambigu. Effet, il suscite de nombreuses incertitudes, en raison des nombreuses externalités négatives (dégradation de l'environnement, overtourism et fuites économiques) qu'il génère, mais également sur la possible dégressivité de son impact sur les économies locales. Ainsi, le lien entre le tourisme et la croissance serait ainsi non linéaire, car il dépendrait de la comparaison entre les avantages associés au développement ce secteur et les externalités négatives qu'il induit.

L'objectif de cet article est d'analyser de manière empirique la relation entre le tourisme et la croissance économique pour 46 petites économies insulaires en utilisant la modélisation à seuil. Contrairement aux études traditionnelles qui mobilisent des modèles linéaires, nous appliquons le modèle à seuil développé par Hansen (2000) en testant trois variables : le nombre de visiteurs (touristes et croisiéristes), les recettes touristiques et l'indice de pénétration touristique (TPI). Le TPI fournit une mesure globale de l'impact économique, social et environnemental dans les petites îles (McElroy & de Albuquerque, 1998).

Nos résultats confirment une relation non linéaire du tourisme sur la croissance économique. Le choix du TPI comme variable touristique permet d'identifier deux régimes. Dans le premier, le tourisme a un impact plus important sur la croissance économique, lorsque le TPI est plus bas. Son impact diminue lorsque le TPI dépasse 0,30, c'est-à-dire au point d'inflexion vers le second régime comprenant des destinations touristiquement saturées.

## Introduction

Le tourisme suscite de nombreuses attentes de la part des gouvernements et des décideurs publics. De ce fait, les enjeux de l'impact économique du tourisme sont au cœur des stratégies touristiques des destinations à travers le monde. Cette question est encore plus prégnante pour les petites économies insulaires (PEI), car le développement de la plupart d'entre elles repose essentiellement sur le secteur touristique (McElroy, 2006; McElroy and Parry, 2010). En effet, les activités touristiques contribueraient de manière significative à la croissance économique en améliorant l'efficacité dans l'allocation des facteurs de production (Balaguer, et al., 2002).

Balaguer et Cantavella-Jordà (2002) sont les premiers à suggérer que tourisme et croissance sont corrélés et parlent d'hypothèse de croissance tirée par le tourisme (*tourism led growth hypothesis*). Shali, Nowak et Cortes-Jimenez (2007) montrent également que l'expansion des exportations du tourisme peut augmenter le volume des intrants, principalement grâce à l'accumulation de capital (McKinnon, 1964; Chenery, et al., 1966). Ces exportations vont permettre de financer les importations de biens de capitaux étrangers, et donc d'accroître la formation de capital et la croissance (Nowak et al., 2007).

De nombreux travaux ont cherché à montrer et à confirmer l'impact du *tourism-led growth hypothesis* sur l'économie des destinations concernées (Adams and Parmenter, 1995; Baaijens et al., 1998; Blake et al., 2003; Brida et al., 2014; Dwyer, 2003; Holzner, 2011; Zhou, 1997). Pablo-Romero et Molina (2013) recensent 87 études sur la thématique du *tourism-led growth hypothesis* et montrent que toutes confirment cette hypothèse, à l'exception de 4 études. Brida, Cortes-Jimenez et Pulina (2016) recensent une centaine d'articles traitant de ce sujet et montrent que le tourisme international global stimule la croissance économique, de nouveau, à quelques exceptions près. Tous ces travaux reposent sur des séries temporelles ou des données en panels, et sur diverses approches méthodologiques, telles que les modèles à vecteur autorégressif (VAR), les modèles vectoriels à correction d'erreur (VECM), et les modèles ARCH (autoregressive conditional heteroskedasticity).

Toutefois, le débat n'est pas clos et cette hypothèse suscite encore de nombreuses discussions, car l'impact réel du tourisme est plus qu'ambigu. En effet, les activités touristiques ne sont pas sans impacts sur les milieux. Elels sont susceptibles d'engendrer sur ceux-ci des dégradations (érosion côtière, pollution des mers, dommages sur le récif, etc.) qui, au final, peuvent remettre en cause les bienfaits recherchés initialement. Giannoni et Maupertuis (2005), Cerina (2006) et Gómez, Lozano et Rey-Maqueira (2008) montrent la non-soutenabilité d'un modèle touristique compte tenu des effets sur l'environnement de cette spécialisation. Dans ce cadre, les réactions enregistrées récemment dans plusieurs villes du monde autour du concept « *d'overtourism* » ne sont pas anodines (Dodds Rachel, 2019; Pechlaner et al., 2019; Wall, 2020).

Au-delà des effets sur l'environnement, la vision traditionnelle d'un « tourisme bienfaiteur » peut être contrariée par les risques de détournement de flux économiques, opérant au détriment de l'économie misant sur ce secteur. Tel est le cas, de nombreuses petites économies insulaires de la Caraïbe et du Sud Est du Pacifique qui voient une grande partie des avantages économiques du tourisme quitter leur territoire par des fuites économiques importantes (Archer E.D., 1984; Wilkinson, 2004). Ces fuites peuvent impacter la dynamique des destinations, aboutissant à une stagnation voire à un déclin de leur fréquentation touristique (Marcelpoil and François, 2008).

Plus globalement, certaines études mettent en évidence l'incertitude quant aux effets réels du tourisme à long terme et à l'impact économique dégressif du tourisme (Adamou & Clerides, 2009; Po & Huang, 2008; Chang, et al., 2010; Figini & Vici, 2010; Wang, 2011). En effet, l'activité touristique peut générer une dynamique de type « *dutch disease* » pouvant conduire au final à un déséquilibre entre activités. Copeland (1991) suggère ainsi qu'un boom touristique peut aboutir à une possible désindustrialisation et à une contraction du bien-être. On parle dans ce cas de « *tourism disease* ». Ce modèle a été amendé (Chen and Devereux, 1999; Hazari et al., 2003; Nowak et al., 2003) et transposé dans un cadre dynamique de l'économie (Chao, 2006; Schubert and Brida, 2008) ou bien dans le cadre d'un modèle de croissance endogène de type AK (Brida et al., 2009). Tous confirment le risque d'un appauvrissement par le tourisme. Augeraud-Veron et Augier (2005)

parlent même de trappe à la sous-éducation, car le tourisme, secteur dominant de cette économie, emploie du travail peu qualifié et, de ce fait, n'incite pas à investir dans le capital humain.

Toutes ces externalités négatives et leurs impacts décrits précédemment interrogent sur les effets réels du tourisme sur le long terme et sur une possible forme de dégressivité des effets du tourisme sur les économies concernées. Celle-ci souligne la possibilité de régimes de croissance différents selon le stade de développement touristique, impliquant une relation non linéaire entre tourisme et croissance économique.

Plus généralement, « [...] les effets externes interviennent donc de façon hautement non linéaire et l'on peut y trouver une source d'équilibres multiples » (Michel and Autume, 1993). Cette notion d'équilibres multiples et de non linéarité intéresse de nombreux économistes, notamment en théorie de la croissance et de convergence économique. Certains auteurs ont en effet recherché des méthodes permettant de révéler la multiplicité des régimes de convergence. Certains travaux (Berthélemy et al., 1997; Durlauf and Johnson, 1992) ont pu par ailleurs confirmer la multiplicité des régimes de croissance, notamment ceux de Azariadis et Drazen (1991) en introduisant des effets de seuil dans un modèle de croissance endogène avec éducation. Enfin, Jean-Pierre (1997) met clairement en évidence deux processus de convergence, selon le niveau initial du PIB par tête sur un échantillon de 91 pays.

Toutes ces incertitudes questionnent donc la pertinence du choix de la spécialisation touristique alors qu'elle semble très souvent plébiscitée au moment de déterminer les secteurs porteurs ou d'avenir des PEI. Approfondir l'investigation de l'impact du tourisme sur la dynamique de ces économies se révèle donc fondé à plus d'un titre. Telle est l'ambition de ce papier consacré à l'étude de l'ambiguïté de la relation entre tourisme et croissance économique ainsi qu'au modèle touristique qui sous-tend cette relation dans le cas des PEI. Pour ce faire, cet article vise à la fois à tester l'existence d'une relation non linéaire entre la croissance économique et l'activité touristique des PEI et à mettre en lumière la présence d'effets de seuil entre ces variables.

Dans cette perspective, nous analysons la relation empirique entre le tourisme et la croissance économique pour 46 PEI. La première section présente brièvement les différents tests et modèles permettant d'étudier les dynamiques économiques non linéaires. Notre méthodologie retenue est décrite dans la deuxième section. Celle-ci précise le champ de l'étude, la modélisation et la spécification retenue, ainsi que la description des variables touristiques testées, à savoir le nombre de visiteurs (touristes et croisiéristes), les recettes touristiques et l'indice de pénétration touristique (TPI). Le TPI fournit une mesure globale de l'impact économique, social et environnemental dans les petites îles (McElroy and de Albuquerque, 1998). Dans la troisième section, nous appliquons le modèle à seuil développé par Hansen (2000) et démontrons la présence d'un seuil et donc de différents régimes. La quatrième section discute de l'hétérogénéité de ces deux régimes. La cinquième et dernière section conclut sur les enjeux stratégiques de ces résultats.

## **1. La modélisation à seuil comme outil d'approfondissement de l'analyse des dynamiques économiques non linéaires**

La prise en compte de la non-linéarité et plus spécifiquement de l'existence de phénomènes de changement de régime tend à modifier profondément la compréhension de phénomènes économiques et ainsi les approches de l'économétrie appliquée (Ben Salem and Perraudin, 2001; Candelon et al., 2013; Million, 2010). Pour exemple, la présence de non linéarité est également un sujet crucial dans les études de stationnarité de variables économiques. Caner et Hansen (2001) montrent que la non-stationnarité habituellement trouvée dans les séries du chômage d'après-guerre serait due à la présence de non-linéarité. D'après leurs travaux, le chômage suivrait un processus non linéaire, mais stationnaire.

L'existence de relations non linéaires entre les variables économiques peut être modélisée de façon simple à l'aide des modèles à seuil. En effet, « [...] la linéarisation par morceaux est souvent une approximation correcte de la dynamique non linéaire d'un processus » (Ben Salem and Perraudin, 2001). Ainsi, dans les modèles à seuil, cette dernière est représentée par des

dynamiques linéaires différentes selon la situation du système. Le changement de dynamique s'opère selon le signe de l'écart entre la variable de transition et la valeur du seuil.

Des procédures de tests de rupture ont été mises au point, afin de mettre en évidence l'existence d'asymétries dans la dynamique du cycle ou dans la réponse à un choc économique significatif (Bai and Perron, 1998, 2003; Chow, 1960; Andrews, 1993). D'autres méthodes existent également pour appréhender ce phénomène de non-linéarité. Nous pouvons citer les modèles bilinéaires (Anderson, 1979), les modèles autorégressifs exponentiels (modèles EXPAR) et les modèles ARCH (*autoregressive conditional heteroskedasticity*) avec une non-linéarité de variance (Engle, 1982).

En série temporelle, l'existence de relations non linéaires entre les variables économiques peut également être modélisée à l'aide des modèles à seuil. Ces modèles mettent en évidence les ruptures de grandes ampleurs dans une série. Tong (1978) et Tong et Lim (1980) ont développé des modèles autorégressifs à seuil (*threshold autoregressive regression – TAR*), permettant de montrer la dynamique asymétrique du cycle d'une série suite à des chocs de taille et de signe différents. Depuis, le modèle TAR est appliqué dans de nombreuses études. En 2011, Hansen recense plus de 75 papiers essayant de démontrer la non-linéarité dans des séries temporelles à l'aide du modèle TAR. « *This literature is enormous, and the papers reviewed here are not an exhaustive list of all applications of the TAR model* » (Hansen, 2011).

Proches des modèles TAR, les modèles SETAR (*self-exciting threshold autoregressive*) utilisent la variable endogène retardée, comme une variable de transition (Tong, 1983). Ces deux types de modèles (TAR et SETAR) reposent sur une fonction indicatrice engendrant une transition brutale entre les régimes. Luukkonen, Saikkonen et Teräsvirta (1988) proposent une fonction indicatrice continue, afin d'obtenir une transition lisse entre les régimes extrêmes. Ces modèles à transition lisse sont également appelés des modèles STAR (*smooth threshold autoregressive*).

Les modèles à changements de régime markoviens introduits par Goldfeld et Quandt (1973) puis adaptés par Hamilton (1989) sont également très présents en économétrie des séries temporelles. Ces modèles reposent sur une transition gouvernée par une variable exogène inobservable, pour laquelle est spécifiée une loi de probabilité.

Le concept de régression en coude (*kink regression design*) s'appuie sur le principe d'identification des seuils présent dans le concept de discontinuité de la régression (*discontinuity regression design*). Celle-ci exploite un saut ou une discontinuité dans la probabilité d'être traité à un certain point de seuil (Card et al., 2016).

La problématique de la non-linéarité se pose également aux données en panel. Partant des avancées réalisées sur les séries temporelles, Hansen (1997) développe un modèle à seuil adapté au panel en coupe transversale, c'est-à-dire un panel composé de plusieurs individus, mais à une date unique ou une moyenne sur une période. Ce modèle est basé sur l'estimation des moindres carrés et une méthode par *bootstrap* pour déterminer la distribution asymptotique du seuil. Hansen (2000) étend les modèles TAR à des données en panel comprenant la double dimension individu et temps. Il développe un modèle à seuils à transition brutale en données de panel (*panel threshold regression model- PTR*), qui possède le même mécanisme de transition qu'un modèle TAR. Cette modélisation a l'avantage de constituer des sous-groupes d'individus homogènes possédant une même dynamique, à une date donnée.

Ramirez-Rondan (2013 et 2015) s'inspire des travaux de Hansen, en utilisant la différence première de la variable expliquée et en estimant le seuil par la méthode du maximum de vraisemblance transformée. Cette méthode permet de contourner le biais d'estimation qu'engendre l'emploi de la variable dépendante retardée dans la modélisation (Nickell, 1981). Plus exactement, Ramirez-Rondan applique la méthodologie développée par Hsiao, Pesaran et Tahmiscioglu (2002), afin de résoudre la problématique d'estimation des modèles de données de panel dynamique par la vraisemblance transformée en y intégrant les apports de Hansen (2000) sur la détermination de seuil et la modélisation non linéaire.

Gonzalez, teräsvirta et Van Dijk (2005) ont étendu le modèle STAR. Celui-ci est un modèle à seuil à transition lisse (*panel smooth transition regression - PSTAR*), reposant sur les principes des modèles

STAR. Le modèle PSTR se veut une généralisation du modèle PTR, dans le sens où les coefficients de régression changent progressivement lorsque l'on se déplace d'un groupe à un autre (González et al., 2017).

## **2. L'étude empirique et mise en relation du tourisme et de la croissance économique des PEI**

Notre analyse porte sur la relation empirique entre tourisme et croissance économique des PEI. Notre échantillon comprend des îles de moins de 2 millions d'habitants et pour lesquelles nous disposons de suffisamment d'informations. Au total, 46 PEI ont été conservées, couvrant l'ensemble du globe. Près de la moitié d'entre elles se situent dans la Caraïbe (Bahamas, Aruba, Guadeloupe, etc.) et un tiers dans le Pacifique (les îles Cook, Samoa, Polynésie française, etc.). Notre échantillon comprend également des PEI de l'océan Indien (La Réunion, Maurice, Les Maldives, etc.), de l'Atlantique et de la Méditerranée (Malte, Sao Tomé-et-Principe, etc.).

Les PEI retenues sont effectivement de petite taille. La moitié d'entre elles font moins de 500 km<sup>2</sup>. Corollaire de cette faible taille, les îles sont peu peuplées. Certes, le champ retenu pour notre étude se limite aux îles de moins de 2 millions d'habitants. Néanmoins, seules 3 îles ont une population supérieure à 1 million d'habitants et la population moyenne ne dépasse pas les 250 000 habitants.

Bien que peu peuplé et de faible taille, elles accueillent un nombre élevé de visiteurs : 641 000 touristes et croisiéristes, soit 2,6 fois plus que leur population en moyenne. L'activité touristique est souvent prédominante dans ces économies. Pour certaines d'entre elles, le tourisme représente plus de 40 % du PIB. Ces économies sont fortement ouvertes vers l'extérieur, avec un poids du commerce extérieur supérieur à leur PIB. Les situations sont néanmoins très hétérogènes, allant d'un taux d'ouverture inférieur à 40 % dans les Départements d'Outre-mer français à plus de 500 % pour les îles Vierges américaines et les îles Turques et Caïques.

Enfin, elles se caractérisent aussi par leur dynamisme, avec une progression de la création de richesse par habitant deux fois supérieure à celle observée dans le monde entier : +3,8 % en moyenne par an pour les PEI entre 1996 et 2012, contre +1,5 % par an sur la même période.

### Liste des PEI retenus dans l'échantillon

American Samoa	Guam	Sint Maarten
Anguilla	Jamaica	Solomon Islands
Antigua And Barbuda	Kiribati	Tonga
Aruba	Maldives	Trinidad And Tobago
Bahamas	Malta	Turks And Caicos Islands
Barbados	Marshall Islands	Tuvalu
Belize	Martinique	Tonga
Bermuda	Mauritius	Trinidad And Tobago
British Virgin Islands	Micronesia	Turks And Caicos Islands
Cabo Verde	Montserrat	Tuvalu
Cayman Islands	New Caledonia	United States Virgin Islands
Comoros	Northern Mariana Islands	Vanuatu
Cook Islands	Palau	
Curaçao	La Reunion	
Cyprus	Saint Kitts And Nevis	
Dominica	Sainte Lucia	
Fiji	Saint Vincent And The Grenadine	
French Polynesia	Samoa	
Grenada	Sao Tomé And Príncipe	
Guadeloupe	Seychelles	

Source : Auteurs

Contrairement aux études traditionnelles mobilisant des modèles linéaires, nous appliquons le test de modèles à seuil à transition brutale (modèle PTR) développé par Hansen (2000). En effet, les travaux de Hansen (1996, 2000) et Caner et Hansen (2004) sur la présence de seuil dans les séries temporelles ou en données de panel font référence et ont connu de nombreux terrains d'application. Parmi eux, on peut citer les travaux d'Adachi (2010) sur l'influence du niveau d'intensité de la publicité sur les ventes de lait aux États-Unis, ou bien des effets de l'inflation ou bien des dépenses publiques sur l'activité économique (Bikai, 2012; Constant et al., 2014), les effets de réseau (Candelon et al., 2013), le lien entre taille des pays et relation investissement-épargne (Ho, et al., 2001) ou le déclenchement d'une crise de balance des paiements (Ben Abdallah, 2004). Il est impossible de citer tous les travaux mentionnant les articles de Hansen, car on compte plus de 3 000 citations selon Google scholar fin 2019.

Le caractère robuste des résultats obtenus sera consolidé par l'usage d'une voie alternative basée sur les travaux de Ramirez-Rodan (2013) utilisant l'estimation du maximum de vraisemblance du modèle de seuil de panel dynamique pour prendre en compte les possibles effets de convergence économique.

Nous prenons comme cadre de référence une équation issue du modèle de croissance proposée par Barro (1991, 1995) et Barro et Sala-i-Martin (1992). Celle-ci permet de nous guider dans le choix des variables de contrôle. En effet, notre volonté est d'utiliser les variables ayant eu un rôle confirmé par d'autres études empiriques Barro (1991, 1995, 2012). En adaptant le modèle de croissance proposée par Barro (1991, 1995), la spécification non linéaire retenue s'écrit :

$$g_{it} = \beta \ln(Y_{it-1}) + \alpha X_{it} + \delta_1 Tour_{it} I(q_{it} \leq \gamma) + \delta_2 Tour_{it} I(q_{it} \geq \gamma) + e_{it}$$

Où  $g_t$  représente la croissance économique du pays  $i$  à la date  $t$ ,  $Y_{it-1}$  Le PIB par habitant à la période précédente pour prendre en compte une possible convergence des pays étudiés, et  $X$  un vecteur de variables proche de celles retenues par Barro (voir annexe),  $Tour_{it}$  la variable touristique pour le pays  $i$  à la date  $t$ , et  $e_{it}$  le terme d'erreur.

Trois variables différentes ont été identifiées pour représenter  $Tour_{it}$ . Premièrement, le modèle A tiendra compte des dépenses touristiques par habitant. En effet, les différentes revues de littérature sur le lien entre tourisme et croissance économique (Pablo-Romero et Molina en 2013 ; Brida, Cortes-

Jimenez et Pulina en 2016) montrent que la grande majorité des articles utilisent les recettes touristiques ou les dépenses touristiques comme variable touristique à étudier. Nous avons voulu également tenir compte de la taille des populations et avons retenu les dépenses touristiques par habitant comme variable du modèle A. Deuxièmement, le modèle B incorpore le nombre de touristes. Ce dernier constitue une variable également employée dans de nombreuses études. De plus, l'évolution de la fréquentation touristique (du nombre de touristes) rappelle celle du cycle de vie d'une destination de Butler (1980). Troisièmement, le modèle C incorpore l'indice de pénétration touristique (*tourism penetration index* – TPI). Ce dernier est un indicateur développé par McElroy et de Albuquerque (1998), qui permet d'appréhender les pressions touristiques dans les petites îles. En suivant les travaux de Briguglio (1995) sur les indices composites de vulnérabilité pour les PEID, McElroy et de Albuquerque (1998) créent un indice simple construit à partir de trois sous-indices distincts, qui mesurent la pénétration économique, socioculturelle et environnementale, c'est-à-dire la saturation ou la soutenabilité de ces trois dimensions. Tout d'abord, la pénétration économique est appréhendée par les dépenses des visiteurs par habitant, indicateur couramment utilisé pour mesurer l'impact global du tourisme. Ensuite, la moyenne quotidienne du nombre de touristes pour 1 000 habitants est utilisée pour estimer l'impact socioculturel de ces arrivées. Il permet de capturer la pression touristique sur les résidents dans le contexte des petites îles. En effet, une forte concentration journalière de touristes peut provoquer une forte irritation auprès de la population locale. Enfin, la densité de chambre d'hôtel par kilomètre carré est retenue pour évaluer l'impact environnemental.

### 3. L'impact du tourisme sur la croissance économique : une dynamique non linéaire

Le modèle PTR de Hansen (2000) est un modèle à seuil, où la transition s'effectue à l'aide d'une fonction de transition brutale et d'une variable de transition évoluant dans la dimension individuelle et temporelle. L'originalité de ce modèle réside dans la représentation d'un panel par plusieurs régimes distincts caractérisés chacun par une relation différente entre la variable expliquée et la variable explicative.

Le modèle pour un seuil est défini comme suit :

$$Y_{it} = \beta_1 X_{it} I(q_{it} \leq \gamma) + \beta_2 X_{it} I(q_{it} > \gamma) + e_{it}$$

Où  $Y_{it}$  est la variable dépendante,  $X_{it}$  un vecteur des variables explicatives,  $q_{it}$  la variable seuil. L'indice  $i$  ( $1 \leq i \leq n$ ) indexe les individus et  $t$  le temps ( $1 \leq t \leq T$ ). À l'instar des modèles TAR de séries temporelles, le mécanisme de transition est modélisé à l'aide d'une fonction indicatrice  $I(q_{it} \geq \gamma)$ , qui prend la valeur 1 si la contrainte entre parenthèses est respectée et zéro sinon. Le système bascule donc d'un régime à l'autre en comparant la position d'une variable de transition  $q_{it}$  par rapport à la valeur d'un seuil  $\gamma$ .

Les observations sont divisées en deux régimes, en fonction du seuil  $\gamma$ . Les régimes se distinguent à l'aide des coefficients de pentes  $\beta_1$  et  $\beta_2$ . Pour que le processus fonctionne, il faut que  $X_{it}$  varie avec le temps ainsi que  $q_{it}$ . Par ailleurs,  $e_{it}$  doit être indépendant et identiquement distribué (*iid*), de moyenne nulle et de variance  $\sigma^2$ .

Pour résoudre l'équation précédente, deux problèmes se posent : (i) l'estimation des effets individuels, qui sont communs aux différents régimes, et (ii) l'estimation des coefficients de pentes et des paramètres de seuils. La démarche d'estimation s'effectue alors en deux étapes.

La première élimine les différences permanentes, qui existent entre les individus sur la période et qui pourraient biaiser l'estimation. L'élimination des effets individuels fixes constitue une étape standard dans les modèles linéaires (LSDV). Cependant, elle nécessite un traitement plus prudent dans le contexte des modèles à seuils. En effet, les effets individuels dépendent des seuils et doivent donc être recalculés pour chaque valeur.

La seconde étape applique les moindres carrés séquentiels une fois les effets individuels fixes éliminés (étape 1). Pour chaque valeur de  $\gamma$ , il est possible d'estimer les coefficients de pentes  $\beta$  par



les moindres carrés. La seconde étape consiste en l'estimation du seuil  $\gamma$  par un problème de minimisation (Hansen, 2000) :

$$\hat{\gamma} = \underset{\gamma}{arg \min} SCR(\gamma)$$

Hansen (2000) propose de résoudre cette minimisation en réduisant à la recherche de valeurs de  $\gamma$  égalant des valeurs distinctes (au plus  $NT$ ) de  $q_{it}$  dans l'échantillon. Pour se faire, il faut tout d'abord trier par ordre croissant des valeurs distinctes des observations sur la variable de seuil, excluant  $\alpha$  % des observations les plus petites et les plus grandes (5 % ou 1 % des  $NT$  observations). Ensuite, la régression est estimée pour chacune des valeurs  $N$ , donnant la somme des carrés des erreurs. La plus petite valeur de celles-ci donne l'estimation de  $\hat{\gamma}$ .  $N$  peut être un nombre très large. Hansen (1996, 2000) réduit la recherche à un ensemble de quantiles définis, afin de diminuer considérablement le nombre de régressions réalisées et le temps de calcul. Les estimations à partir d'une telle approximation sont néanmoins susceptibles d'être suffisamment précises pour la plupart des applications. D'un point de vue pratique, le problème de minimisation porte ainsi sur 393 quantiles, allant de 1,0 %, 1,25 %... à 99,0 %.

La détermination de la significativité statistique de l'effet du seuil passe par la mise en place d'un test de linéarité. Pour ce faire, Hansen construit un test d'hypothèse nulle de linéarité contre l'alternative d'un modèle à transition brutale avec un unique seuil :

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2$$

Le test de linéarité suppose ce paramètre comme étant fixé à sa valeur estimée. Il est ainsi possible d'utiliser les statistiques de tests usuels, telles que le test de Fisher. La distribution des statistiques du test de Fisher dépend des moments de l'échantillon. Or, ces derniers ne peuvent être calculés et la distribution n'est donc pas connue. Hansen (1996) montre qu'une simulation par *bootstrap* de la distribution permet de construire des *p-value* asymptotiquement valides. Chan (1993) et Hansen (1999) montrent que les seuils obtenus  $\hat{\gamma}$  sont des estimateurs convergents pour  $\gamma_0$ , c'est-à-dire des vraies valeurs de  $\gamma$  et que la distribution asymptotique de ceux-ci est non standard, lorsque l'effet de seuil est confirmé. Cette méthode peut également s'appliquer avec des séries présentant plusieurs seuils. Dans la pratique, le nombre de seuils est souvent faible (Fouquau, 2008).

Comme énoncé précédemment, la modélisation PTR de Hansen (2000) ne permet pas l'intégration  $Y_{it-1}$ , en raison du biais de Nickell (1980). Néanmoins, l'intérêt de cette modélisation reste entier pour appréhender la problématique de la non linéaire d'un modèle de croissance basée sur le tourisme.

L'équation précédente réécrite pour ce modèle s'écrit :

$$g_{it} = \delta_1 Tour_{it} I(q_{it} \leq \gamma) + \delta_2 Tour_{it} I(q_{it} > \gamma) + \alpha_1 INV_{it} + \alpha_2 HUM_{it} \\ + \alpha_3 SANTE_{it} + \alpha_4 INF_{it} + \alpha_5 IMP_{it} + \alpha_6 POLI_{it} + \alpha_7 LOI_{it} \\ + \alpha_8 CORRUP_{it} + e_{it}$$

Hansen (2000), Candelon, Colletaz et Hurlin (2013) et Ho et Chiu (2001) ont développé des programmes permettant la réalisation de ce modèle. Hansen (2000) utilise une variable à seuil conditionnée à une seconde. Le modèle va déterminer un niveau de seuil selon une variable  $q_{it}$ , mais les pentes des paramètres  $\delta_1$  et  $\delta_2$  sont conditionnées à une variable différente de  $q_{it}$ . Hurlin reprend les travaux de Hansen en travaillant cette fois sur des données de panel non cylindriques. Il supprime la conditionnalité automatique de la variable de seuil et la rend optionnelle. Ho et Chiu (2001) prolonge les avancées de Hurlin en permettant cette conditionnalité optionnelle, mais permet également le calcul des pentes des paramètres  $\delta_1$  et  $\delta_2$ . Le programme est développé sous le logiciel R.

Pour déterminer le nombre de seuils, le modèle est estimé de manière séquentielle pour  $n$  seuils et les statistiques de test de linéarité  $F_1, F_2, \dots$ , ainsi que leurs *p-values* de *bootstrap* sont calculées. Les tests sont appliqués aux 3 différents modèles : modèle A avec le log du nombre de visiteurs (touristes et croisiéristes), le modèle B avec le log des dépenses touristiques et le modèle C avec le TPI.

Les tests de linéarité des modèles A et B ne permettent pas de démontrer la présence de seuil significatif (voir tableau ci-dessous). À l'inverse, dans le modèle C, l'effet d'un seul seuil  $\hat{\gamma}_1$  est statistiquement significatif pour un risque de première espèce de 10 % avec une *p-value* de 0,066, c'est-à-dire que l'on peut rejeter l'hypothèse nulle de linéarité contre l'hypothèse alternative d'un modèle à transition brutale avec un unique seuil. Toutefois, cette *p-value* est supérieure au risque de 5 %, qui est une valeur critique généralement utilisée pour rejeter ou non l'hypothèse nulle d'un test de significativité d'un modèle. Le deuxième seuil ne semble pas être statistiquement significatif avec une *p-value* de  $F_2$  de 0,23.

<b>Tests des effets de seuil</b>			
	<b>Modèle A : Log des dépenses touristiques par habitant s</b>	<b>Modèle B : Log du nombre de visiteurs</b>	<b>Modèle C : TPI</b>
<b>Test pour un seuil</b>			
$\hat{\gamma}_1$	9,36	6,19	0,30
$F_1$	8,17	7,18	14,31
<i>Bootstrap p-value</i>	0,48	0,11	0,073
<b>Test pour deux seuils</b>			
$\hat{\gamma}_2$	8,63	2,22	0,003
$F_2$	8,04	8,04	10,64
<i>Bootstrap p-value</i>	0,5	0,53	0,23

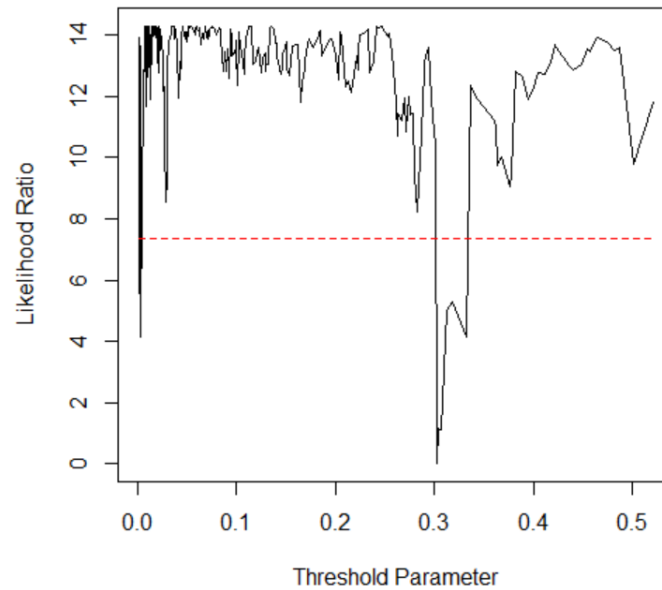
Note : Les p-values et les valeurs critiques sont estimés à partir d'un bootstrap comprenant 300 simulations,  $F_1$  correspond à la statistique de Fisher associée au test de l'hypothèse nulle sans seuil contre la présence d'un seuil et  $F_2$  correspond au test d'un seuil contre la présence d'un deuxième seuil.

Source : données OMT, Banques mondiales et autres ; calcul auteurs

Le choix du nombre de seuils repose également sur l'analyse de l'intervalle de confiance et des ratios de vraisemblance qui permet de former une région de non-rejet. Le test du rapport de vraisemblance revient à tester l'hypothèse nulle  $H_0: \gamma = \gamma_0$  contre l'hypothèse alternative  $H_1: \gamma \neq \gamma_0$ . Le rapport de vraisemblance  $LR_1(\gamma_0)$  teste  $H_0: \gamma = \gamma_0$ , tandis que le test de Fisher  $F_1$  repose sur l'hypothèse nulle  $H_0: \beta_1 = \beta_2$ .

Pour former l'intervalle de confiance de  $\gamma$ , la zone de « non-rejet »  $(1 - \alpha) \%$  est l'ensemble des valeurs de  $\gamma$  pour lesquels  $LR_1(\gamma) \leq c(\alpha)$ , où  $c(\alpha)$  représente les valeurs critiques du test associées à un risque de première espèce de  $\alpha \%$ . pour un risque de 5 %,  $c(\alpha)$  est de 7,35. La construction de l'intervalle de confiance pour un seuil montre que  $\hat{\gamma}_1$  se situe dans cette zone de « non-rejet ». Au regard du test de linéarité, nous pouvons conclure que la relation liant les variables explicatives à la variable expliquée peut être représentée à l'aide d'un modèle à changement de régime.

### Intervalle de confiance pour un seuil



Source : Auteurs

En tout état de cause, nos résultats confirment un effet non linéaire du tourisme sur la croissance. Le choix du TPI comme variable touristique permet d'identifier deux régimes. Dans le premier, le tourisme a un impact plus important sur la croissance économique lorsque le TPI est plus bas. Cependant, son impact diminue lorsque le TPI dépasse 0,30. Le modèle PTR estimé permet d'obtenir les coefficients de pente de chaque variable estimée, les erreurs standards conventionnelles (MCO), les erreurs standards corrigées par la matrice des covariances de White et les t-statistics calculés à partir des erreurs standards corrigées (annexe). Ces résultats montrent que la significativité de la variable TPI et la présence de deux régimes différents dans la relation entre croissance et tourisme. Le coefficient associé au premier régime est deux fois plus élevé que dans le second régime : 0,449 contre 0,214. Il possède également le coefficient le plus élevé de notre régression. Cela démontre l'importance du tourisme sur la croissance dans ce régime. L'écart entre ces deux coefficients montre bien que la relation entre croissance et tourisme n'est pas linéaire. Son influence diminue de moitié au-delà du seuil détecté.

Afin de consolider nos résultats et permettre la réintégration de  $Y_{it-1}$ , nous avons utilisé un modèle dynamique à seuil par la méthode du maximum de vraisemblance transformée de Ramirez-Rondan (2015) au modèle C. Les résultats de l'estimation par ce modèle démontrent également la relation non linéaire entre croissance et tourisme, avec un seuil similaire à celui précédemment détecté ( $\hat{\gamma} = 0,32$ ). Les coefficients estimés de  $Tour_{it}$  indiquent que la variable touristique contribue plus fortement à la croissance dans le premier régime que dans le second régime : respectivement 0,837 et 0,603.

Ce résultat confirme ceux observés auparavant, mais à un niveau moindre. Dans le modèle PTR, le coefficient allait du simple au double. Ceci peut s'expliquer par l'introduction de la variable contrôlant la convergence et de son impact sur la modélisation, notamment dans le second régime. Le modèle développé par Ramirez-Rondan (2015) semble indiquer que ces économies ne convergent pas. Aucun signe négatif n'est associé à la variable  $Y_{it-1}$ . En outre, le coefficient de  $Y_{it-1}$  lorsque  $Tour_{it} \leq 0,32$  est proche de 0, mais un niveau de significativité en deçà des risques de première espèce. À l'inverse, celui-ci est élevé pour le second régime, ce qui doit réduire la contribution du tourisme dans ce régime. L'hypothèse de convergence n'est pas confirmée, mais il serait également difficile de conclure à une divergence compte tenu de la fragilité des résultats.

#### 4. Des deux régimes aux caractéristiques très différentes

Nos résultats permettent de distinguer deux phases de développement touristique, au regard des résultats du modèle PTR de Hansen (2000), soit deux sentiers de croissance différents. Tout d'abord, le premier régime (le TPI est inférieur ou égal à 0,3) décrit une première phase d'expansion, où le tourisme contribue fortement à la croissance de ces économies. Entre 37 et 42 pays sont compris dans ce régime, selon la période. Cet ensemble reste assez hétérogène. En effet, il comprend aussi bien des destinations accueillant plus de 4 millions de visiteurs comme les Bahamas, alors que la Micronésie qui ne compte que moins de 25 000 touristes. L'indice TPI connaît également une forte dispersion, mais reste relativement faible avec un TPI moyen de 0,08. L'analyse de l'inférence du modèle C a détecté un seuil lorsque le TPI est égal à 0,03. Ce seuil s'est avéré être non significatif. Toutefois, ce sous-régime semble concentrer 19 pays plus homogènes, avec une activité touristique faible : le TPI moyen s'élève à 0,012 et un nombre de visiteurs moyen de 150 000. Ces pays se caractérisent également par une très faible création de richesse : 5 280 dollars US par habitant. Ce sous-régime semble décrire un sentier de croissance ou un équilibre plus faible.

Nombre de pays compris dans les deux régimes									
	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
$q_{it} \leq 0,30$	38	37	38	38	37	39	39	39	39
$0,30 > q_{it}$	8	9	8	8	9	7	7	7	7
	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	
$q_{it} \leq 0,30$	41	39	39	42	42	42	42	42	
$0,30 > q_{it}$	5	7	7	4	4	4	4	4	

Source : Calculs auteurs

Le second régime mis en lumière par notre modèle (le TPI est supérieur à 0,3) montre des destinations où le tourisme est déjà fortement imbriqué dans ces économies et leur contribution à la croissance est réduite. Ce second régime souligne la possible saturation de ces destinations au phénomène touristique, comme le cycle de vie d'une destination de Butler (1980) le suggère. Dans notre échantillon, 11 destinations ont un TPI qui dépasse au moins une fois ce seuil entre 1996 et 2012 (tableau ci-dessous). Celles-ci se caractérisent par leur forte intensité touristique. En moyenne, ces destinations accueillent plus d'un million de visiteurs par an, dont près des deux tiers de croisiéristes. Ainsi, ces îles comptent 141 visiteurs pour 1 000 habitants par jour en moyenne, soit 3 fois plus que les autres destinations de notre échantillon. Cette densité dépasse même les 200 visiteurs pour 1 000 habitants par jour pour certaines et même les 300 visiteurs pour 1 000 habitants par jour pour les îles Vierges britanniques.

Par ailleurs, ces territoires se caractérisent par leur forte dépendance économique aux activités touristiques. Les recettes touristiques extérieures représentent 43 % des PIB en moyenne et plus de 100 % pour la partie hollandaise de Saint Martin et les îles Turques et Caïques (plus de 200 % en 2011 et 2012 pour ces derniers). Pour le reste des destinations, le poids de ces recettes dans le PIB est inférieur à 20 %.

Ces PEI sont relativement petits, c'est-à-dire moins de 1 000 km<sup>2</sup>. Ces destinations n'accueillent pas seulement des croisiéristes, mais également des touristes de séjour. On compte ainsi 3 fois plus de chambres au m<sup>2</sup> que dans l'ensemble des territoires présents dans notre échantillon (33 chambres au m<sup>2</sup> contre 11 m<sup>2</sup>). Cette densité bondit même à 55 chambres au m<sup>2</sup> à Aruba en 2012 et même 119 à Saint-Martin sur la partie hollandaise la même année. Cette intense pénétration touristique impacte directement leur économie.

### Pays compris dans les deux régimes

$q_{it} > 0,30$	Anguilla, Aruba, Bermuda, British Virgin Island, Cayman Islands, Guam, Malta, Northern Mariana Islands, Sint Maarten, Turks and Caicos Islands, et US Virgin Islands
$0,30 \leq q_{it}$	American Samoa, Antigua And Barbuda, Bahamas, Barbados, Belize, Comoros, Cook Islands, Curaçao, Cyprus, Dominica, Fiji, French Polynesia, Grenada, Guadeloupe, Kiribati, Maldives, Marshall Islands, Martinique, Mauritius, Micronesia, Montserrat, New Caledonia, Palau, La Reunion, Saint Kitts and Nevis, Saint Lucia, Saint Vincent and the Grenadines, Samoa, Sao Tome And Principe, Seychelles, Solomon Islands, Tonga, Trinidad and Tobago, Tuvalu et Vanuatu

Source : auteurs

Autre caractéristique majeure déjà mise en avant par Mc Elroy et Parry (2005), ces destinations fortement pénétrées touristiquement sont quasiment toutes des territoires rattachés à une métropole. Autrement dit, ils peuvent être considérés comme non souverains. Seule Malte ne répond pas à ce critère, mais ce pays ne dépasse légèrement le seuil de 0,3 qu'en 1999. Ces destinations sont des territoires d'outre-mer rattachés à des métropoles comme le Royaume-Uni pour Anguilla, Bermuda, Turks and Caicos Islands, Cayman Islands, et British Virgin Islands, les Pays-Bas pour Aruba et Sint Maarten, et les États-Unis pour Northern Mariana Islands, Guam et US Virgin Islands. La France possède également des territoires possédant des avantages fiscaux importants comme Saint Martin (partie française) et Saint Barthélemy par exemple, mais ces îles ne font pas partie de notre échantillon faute de données. Toutes ces îles possèdent un parlement démocratique leur permettant de développer une législation différente de leur métropole. Conséquence directe de ce pouvoir législatif, toutes ces destinations sont également inscrites dans la liste noire des paradis fiscaux de la Commission européenne en 2015 (à l'exception de Malte).

Paradis fiscal et non-souveraineté ne sont pas non plus synonymes de forte pénétration touristique, parmi le groupe des destinations avec un TPI inférieur à 0,30, 4 cumulent également ces deux critères et 6 sont rattachées à une métropole. Toutefois, les îles classées comme paradis fiscal font partie du haut de ce groupe. En moyenne, ces territoires ont un TPI faible : 0,06 sur l'ensemble de la période étudiée et regroupent des destinations très diverses avec un écart-type aussi élevé (0,06).

Au total, ces résultats donnent lieu à trois implications. Premièrement, la présence de régimes différents suggère qu'aucune dynamique n'est ni une fatalité, une garantie éternelle. Les paramètres clefs (congestion, talents, etc.) associés aux changements de régime peuvent être atteints par des destinations et les conduire à basculer dans un autre régime.

Deuxièmement, l'existence d'une phase de stagnation voir d'appauvrissement par le tourisme peut laisser augurer l'idée d'une trappe, où les destinations concernées se retrouveraient enlisées tandis que d'autres seraient soutenues par des dynamiques de croissance.

Troisièmement, ces différents régimes invitent par ailleurs à soutenir la pertinence d'une différenciation des politiques touristiques adaptées à chacun des régimes. Ces politiques devraient alors cibler les facteurs névralgiques mis en évidence par d'autres investigations. Ainsi, pour certaines destinations, les efforts devraient porter sur les capacités générales d'une destination (infrastructures, talents humains, positionnement marketing...) tandis que pour d'autres destinations les mesures à prendre devraient davantage être concentrées sur le secteur touristique et ses facteurs de compétitivité.

## 5. Conclusion

Les enjeux de l'impact économique du tourisme sont au cœur des stratégies touristiques des territoires insulaires et plus précisément des PEI dont le développement repose essentiellement sur le secteur touristique. Toutefois, de nombreuses petites îles, déjà affectées par plusieurs vulnérabilités (petite taille du marché, coût du transport, impact du changement climatique, etc.), pourraient voir leur situation empirer du fait des externalités négatives du tourisme sur la dynamique de ces économies.

Les externalités négatives du tourisme interrogent sur les effets réels du tourisme sur le long terme et sur une possible forme de dégressivité de l'impact du tourisme sur les économies concernées. Ainsi, le lien entre le tourisme et la croissance serait ainsi non linéaire, car il dépendrait de la comparaison entre les avantages associés au développement ce secteur et les externalités négatives qu'il induit.

Notre analyse porte la relation empirique entre tourisme et croissance économique des PEI. Pour ce faire, nous utilisons le modèle à seuil à transition brutale de Hansen (modèle PTR) sur un échantillon de 46 PEI couvrant l'ensemble du globe. Nos travaux démontrent la présence de deux régimes, selon le niveau du TPI. Dans le premier régime, le tourisme a un impact plus important sur la croissance économique lorsque le TPI est plus bas. Cependant, son impact diminue lorsque le TPI dépasse 0,30 (second régime). Ce second régime souligne la possible saturation de ces destinations au phénomène touristique,

Ces deux régimes laissent supposer que les stratégies touristiques doivent être différenciées selon le régime. Les politiques publiques doivent ainsi s'adapter au stade d'impact du tourisme sur ces économies. Un PEI encore en phase de développement doit construire sa stratégie touristique en pensant que celle-ci peut aller dans le mur, comme pour les PEI du second régime. Ces derniers doivent penser un nouveau modèle touristique capable de proposer des solutions plus soutenables pour leur territoire et pour leur population.

Plus globalement, sollicitant la résilience des acteurs, les stratégies touristiques traditionnelles des destinations apparaissent comme fragilisées. Dans ce contexte teinté de vulnérabilité des stratégies en œuvre, l'enjeu des destinations n'est plus d'être ou ne pas être une destination, mais il réside dans leur capacité de se renouveler, de se réinventer, de repenser leur modèle de compétitivité touristique.

Les discussions autour des implications possibles de ces résultats ainsi que la présence de plusieurs régimes invitent à un approfondissement de la caractérisation de ces régimes afin de mieux sérier les politiques touristiques à déployer. De même, renforcer la compréhension des paramètres seuils serait utile pour préciser la pertinence de celles-ci. Autant de pistes qui éclaireront nos futurs travaux.

## Annexe

### Résultats de la modélisation

La différence logarithmique de la FBCF réelle par habitant ( $INV_{it}$ ), le logarithme du taux net (corrigé de l'âge des élèves) de scolarisation des enfants (filles et garçons) au second degré ( $HUM_{it}$ ) et le taux d'inflation ( $INF_{it}$ ) contribuent également à la croissance. Ces économies sont encore en développement pour la plupart. Une hausse de l'investissement impacte positivement le PIB et donc sa croissance. Ils ne subissent sans doute pas encore des rendements décroissants de leur capital. Tout du moins, les nouveaux investissements restent encore productifs et possèdent encore des rendements croissants. Le capital humain joue également positivement sur ces économies, où les taux de scolarisation progressent pour un grand nombre d'entre eux. Enfin, le taux de croissance du PIB par habitant réel ( $Y_{it}$ ) est mesuré en euro courant ce qui explique le rôle positif de l'inflation dans notre modèle.

Les indicateurs de « stabilité politique » ( $POLI_{it}$ ) et de « respect de la loi » ( $LOI_{it}$ ) possèdent une faible significativité, à peine au-dessus d'un risque de première espèce de 10 %. Tous deux ont des coefficients faibles, mais positifs ce qui semble militer pour l'efficacité d'une meilleure gouvernance sur la croissance. Ces hypothèses restent néanmoins à confirmer. À l'inverse, l'indicateur de lutte contre la corruption ( $CORRUP_{it}$ ) ne semble pas être significatif. Le poids des importations réel dans le PIB ( $IMP_{it}$ ) semble au-dessus du seuil de significativité, mais le coefficient associé est proche de zéro. Le coefficient de pente associé aux dépenses de santé rapportées au PIB ( $SANTE_{it}$ ) n'est pas significatif.

Les variables  $POLI_{it}$  et  $LOI_{it}$  semblent peu pesées sur la croissance et non significatives ici (elles n'avaient pas été rejetées précédemment, mais de peu).  $INV_{it}$  et  $INF_{it}$  voient leur coefficient s'améliorer ainsi que leur significativité, tandis que le coefficient associé à  $HUM_{it}$  diminue. Enfin,  $IMP_{it}$  possède un coefficient très bas (mais significatif), mais positif cette fois-ci.

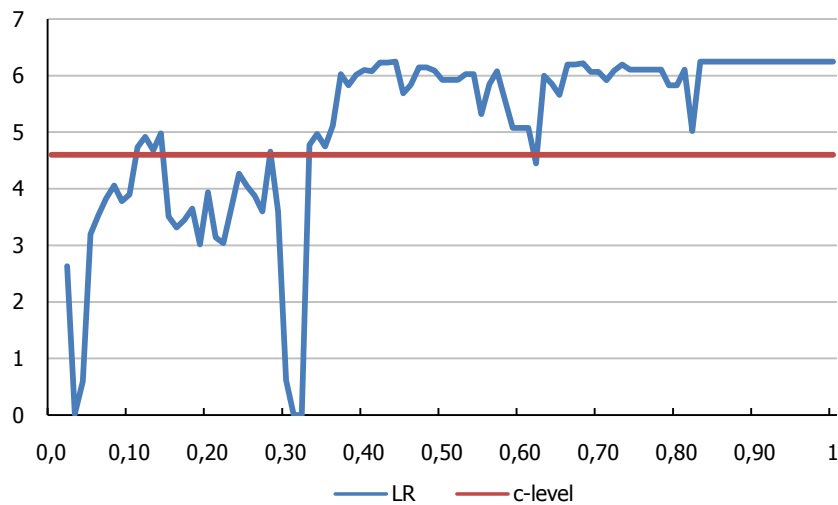
### Résultats tirés du modèle PTR

	Coefficients estimés	Erreur standard	White Erreur standard	t-stat
$INV_{it}$	0,104	0,010	0,023	4,496*
$HUM_{it}$	0,109	0,026	0,030	3,592*
$INF_{it}$	0,014	0,001	0,002	8,815*
$SANTE_{it}$	-0,0005	0,002	0,002	-0,245
$IMP_{it}$	-0,00002	0,00003	0,00001	1,181**
$POLI_{it}$	0,017	0,012	0,013	1,312***
$LOI_{it}$	0,018	0,014	0,014	1,304***
$CORRUP_{it}$	-0,015	0,0136	0,014	-1,097
$Tour_{it} \leq 0,30$	0,449	0,113	0,156	2,883*
$Tour_{it} > 0,30$	0,214	0,073	0,096	2,222**

*Estimations des t-statistics corrigées de l'hétéroscédasticité par la matrice des covariances de White, \*, \*\* et \*\*\* indiquent une signification statistique au niveau de 1 %, 5 % et 10 %, respectivement, Estimations réalisées sur 46 pays et 17 années, soit 736 observations au total.*

*Source : calcul auteur*

### Intervalle de confiance du modèle de Ramirez-Rondan



Source : Auteurs

### résultats tirés de maximum de vraisemblance transformé

	Coefficients estimés	Erreur standard	White Erreur standard	T-Stat
$Y_{it-1} (Tour_{it} \leq 0,32)$	0,018	0,007	0,009	1,925
$Y_{it-1} (Tour_{it} > 0,32)$	0,833	0,018	0,045	18,668*
$Tour_{it} \leq 0,32$	0,837	0,086	0,048	17,440*
$Tour_{it} > 0,32$	0,603	0,150	0,206	2,924*
$INV_{it}$	0,246	0,079	0,136	1,806**
$HUM_{it}$	0,080	0,009	0,047	1,694**
$INF_{it}$	0,172	0,025	0,025	6,787*
$IMP_{it}$	0,004	0,001	0,002	1,944**
$POLI_{it}$	0,000	0,000	0,000	0,000
$LOI_{it}$	-0,001	0,012	0,013	-0,104
1997	-0,014	0,013	0,012	-1,153
1998	-0,070	0,011	0,032	-2,180*
1999	-0,047	0,011	0,020	-2,391*
2000	-0,024	0,011	0,016	-1,529***
2001	-0,013	0,010	0,016	-0,813
2002	-0,031	0,010	0,013	-2,444*
2003	-0,023	0,010	0,011	-2,189**
2004	0,018	0,010	0,011	1,570***
2005	0,028	0,009	0,008	3,357*
2006	0,013	0,009	0,010	1,354***
2007	0,029	0,010	0,012	2,509*
2008	0,046	0,010	0,012	3,940*
2009	0,037	0,011	0,017	2,210**
2010	-0,046	0,010	0,021	-2,156**
2011	0,019	0,010	0,013	1,402***
2012	0,052	0,011	0,019	2,742*
log-likelihood	-973,4			

Estimations des t-statistics corrigées de l'hétéroscédasticité par la matrice des covariances de White, \*, \*\* et \*\*\* indiquent une signification statistique au niveau de 1 %, 5 % et 10 %, respectivement, Estimations réalisées sur 46 pays et 16 années. Source : auteur



## Bibliographie

- Adams PD and Parmenter BP (1995) Effects of Tourism in a Quite Small. tandfonline (ed.) *An Applied General Equilibrium Analysis of the Economic* 7.
- Anderson OD (1979) An Introduction to Bilinear Time Series Models. *Journal of the Royal Statistical Society: Series C (Applied Statistics)* 28(3): 305–306. DOI : 10.2307/2347208.
- Andrews DWK (1993) Tests for Parameter Instability and Structural Change With Unknown Change Point. *Econometrica* 61(4): 821–856. DOI : 10.2307/2951764.
- Archer E.D. (1984) Reassessing third world tourism: The case of Barbados. Davies C.S. (ed.) *The Tourist Review* 39(2): 19–23. DOI : 10.1108/eb057900.
- Baaijens S, Nijkamp P and Van Montfort K (1998) Explanatory Meta-analysis for the Comparison and Transfer of Regional Tourist Income Multipliers. Francis T (ed.) *Regional Studies* 32(9).
- Bai J and Perron P (1998) Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes. *Econometrica* 66(1): 47–78. DOI : 10.2307/2998540.
- Bai J and Perron P (2003) Computation and analysis of multiple structural change models. *Journal of Applied Econometrics* 18(1): 1–22. DOI : 10.1002/jae.659.
- Ben Abdallah M (2004) *Crises de balance des paiements, effet de contagion et performances économiques*.
- Ben Salem M and Perraudin C (2001) Tests de linéarité, spécification et estimation de modèles à seuil : une analyse comparée des méthodes de Tsay et de Hansen. *Économie & prévision* 148 (2) : 157–176. DOI : 10.3917/ecop.148.0157.
- Berthélemy J-C, Varoudakis A and Dessus S (1997) Capital humain et croissance : le rôle du régime commercial. *Revue économique* 48 (3) : 419–426. DOI : <https://doi.org/10.3406/reco.1997.409883>.
- Bikai JL (2012) Effets de seuils de l'inflation sur l'activité économique en CEMAC : analyse par un modèle de panel à seuil non dynamique. *Économies et Sociétés* Hors-série (45). Les Presses de L'ISMEA : 1017–1038.
- Blake A, Sinclair T and Sugiyarto G (2003) Quantifying the Impact of Foot and Mouth Disease on Tourism and the UK Economy. *Tourism Economics*. 33 (9). IP Publishing.
- Brida JG, Schubert S et R and Wiston (2009) The Impacts of International Tourism Demand on Economic Growth of a tourism Demand on Economic Growth of a Small Economy. *Tourism Management*. 32 (2). Elsevier.
- Brida JG, Cortes-Jimenez I and Pulina M (2014) Has the tourism-led growth hypothesis been validated? A literature review. *Current Issues in Tourism* 2014(9). Taylor and Francis online.
- Candelon B, Colletaz G and Hurlin C (2013) Network Effects and Infrastructure Productivity in Developing Countries\*. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 75(6): 887–913. DOI : 10.1111/j.1468-0084.2012.00722.x.
- Card D, Lee DS, Pei Z, et al. (2016) Regression Kink Design: Theory and Practice. *National Bureau of Economic Research Working Paper Series* (22781). Available at : <http://www.nber.org/papers/w22781>.

- Chao C-C (2006) Tourism, Dutch Disease and Welfare in an Open Dynamic Economy. *Japanese Economic Review* 57(4). Japanese Economic Association.
- Chen LL and Devereux J (1999) Tourism and welfare in Sub-Saharan Africa: a theoretical analysis. *Journal of African Economies* 57(4). Oxford University Press.
- Chow GC (1960) Tests of Equality Between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions. *Econometrica* 28(3): 591–605. DOI : 10.2307/1910133.
- Constant F, Ella P, NDOUMBA J, et al. (2014) *Effets de Seuil des Dépenses publiques sur La Croissance économique dans Les Pays de La CEMAC*. DOI : 10.13140/RG.2.2.20264.67847.
- Dodds Rachel (2019) The phenomena of overtourism: a review. Butler Richard (éd.) *International Journal of Tourism Cities* 5(4): 519–528. DOI : 10.1108/IJTC-06-2019-0090.
- Durlauf SN and Johnson PA (1992) Local Versus Global Convergence Across National Economies. *NBER Working Papers* (3996). National Bureau of Economic Research, Inc. Available at : <https://ideas.repec.org/p/nbr/nberwo/3996.html>.
- Dwyer L (2003) Tourism's contribution to a state economy: a multi-regional general equilibrium analysis. 4.
- Engle RF (1982) Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation. *Econometrica* 50(4): 987–1007. DOI : 10.2307/1912773.
- González A, Teräsvirta T, van Dijk D, et al. (2017) *Panel Smooth Transition Regression Models*.
- Hansen B (2011) Threshold Autoregression in Economics. *Statistics and Its Interface Volume 4*: 123–127. DOI : 10.4310/SII.2011.v4.n2.a4.
- Hazari B, Nowak J-J, Sahli M, et al. (2003) Tourisme and regional immiserization. *Pacific Economic Review* 8(3). Wiley.
- Holzner M (2011) Tourism and economic development: The beach disease? *Tourism Management* 32. Elsevier.
- Marcelpoil E and François H (2008) Les processus d'articulation des proximités dans les territoires touristiques. L'exemple des stations de montagne. *Revue d'Économie régionale & Urbaine* juin (2) : 179–191. DOI : 10.3917/rru.082.0179.
- McElroy JL (2006) Small island tourist economies across the life cycle. *Asia Pacific Viewpoint* 47(1): 61–77. DOI : 10.1111/j.1467-8373.2006.00303.x.
- McElroy JL and de Albuquerque K (1998) Tourism penetration index in small Caribbean islands. *Annals of Tourism Research* 25(1): 145–168. DOI : 10.1016/S0160-7383(97)00068-6.
- McElroy JL and Parry CE (2010) The Characteristics of Small Island Tourist Economies. *Tourism and Hospitality Research* 10(4): 315–328. DOI : 10.1057/thr.2010.11.
- Michel P and Autume A d' (1993) Hystérésis et piège du sous-développement dans un modèle de croissance endogène. *Revue économique* : 431–450.
- Million N (2010) Test simultané de la non-stationnarité et de la non-linéarité : une application au taux d'intérêt réel américain. *Économie & prévision* 192 (1): 83–95. DOI : 10.3917/ecop.192.0083.

- Nickell S (1981) Biases in Dynamic Models with Fixed Effects. *Econometrica* 49(6): 1417–1426. DOI : 10.2307/1911408.
- Nowak J-J, Sahli M and Sgro P (2003) Tourism, Trade and Domestic Welfare. *Pacific Economic Review* 8(3).
- Nowak J-J, Sahli M and Cortés-Jiménez I (2007) Tourism, Capital Good Imports and Economic Growth: Theory and Evidence for Spain. *Tourism Economics* 13 (4) : 515–536. DOI : 10.5367/000000007782696113.
- Pechlaner H, Innerhofer E and Erschbamer (2019) *Overtourism*. Routledge. London. Available at : <https://doi.org/10.4324/9780429197987>.
- Schubert SF and Brida JG (2008) The Dynamic Effects of Subsidizing the Tourism Sector. *MPRA paper*. University of Munich: 16755.
- Tong H (1983) *Threshold Models in Non-Linear Time Series Analysis*. Springer Science & Business Media. Spinger.
- Wall G (2020) From carrying capacity to overtourism: a perspective article. *Tourism Review*. Available at : <https://doi.org/10.1108/TR-08-2019-0356>.
- Wilkinson P (2004) *Caribbean Tourism Policy and Planning* . [Auteur Du Livre] David Duval. *Tourism in the Caribbean: Trends, Development, Prospects*. Londres : Routledge. Available at : <https://doi.org/10.4324/9780203402696>.
- Zhou D (1997) Estimating economic impacts from tourism. *Annals of Tourism Research* 24(1). Elsevier.