

La non stationnarité dans les séries saisonnières

Application au tourisme tunisien

Marie-Claude PICHERY

Professeur

LATEC (UMR 5601 - CNRS), Université de Bourgogne
PEG 2 boulevard Gabriel, F 21000 DIJON (France)
email : pichmc@u-bourgogne.fr

Chokri OUERFELLI

Doctorant

LATEC (UMR 5601 - CNRS), Université de Bourgogne

Résumé

L'objectif est de spécifier la nature des comportements saisonniers de la demande de séjours touristiques en Tunisie en utilisant les outils récents d'analyse des séries temporelles mensuelles. Les séries disponibles (dépenses touristiques, prix, revenus, nombre de nuitées, capacités d'accueil, ...) sont étudiées dans le cadre de la théorie classique de la demande et de la théorie de la demande induite par l'offre. Les résultats empiriques montrent que ces séries sont engendrées par des processus non stationnaires dont la saisonnalité est d'origine à la fois déterministe et stochastique.

La généralisation de la procédure de Lee (1992) à des données mensuelles a permis de mettre en évidence l'existence de racines de modules unitaires et de relations de cointégration à certaines fréquences saisonnières. Les modèles à correction d'erreur en ont été déduits pour les variables à caractère endogène. L'utilisation de données brutes en logarithme conduit à l'estimation directe d'élasticités de court et de long terme ; ces dernières fournissent quelques éclairages particulièrement intéressants sur les comportements des touristes en Tunisie et sur les réponses apportées par l'offre des professionnels. Elles permettent également de proposer quelques interprétations quant à l'origine commune des sources de la saisonnalité en faisant intervenir des facteurs aussi bien climatiques qu'institutionnels ou économiques.

Mots-clefs : Cointégration saisonnière, demande induite par l'offre, modèle à correction d'erreur, non-stationnarité, saisonnalité, tourisme

Classification JEL : C22 C32 D12

Abstract

The purpose of the paper is to specify the nature of the seasonal behaviors of tourist stay demand in Tunisia by using recent tools of monthly time series analysis. The available series (tourist expenditures, prices, guest nights, reception capacities,...) are analyzed with the classical theory of demand and the theory of supply induced demand. Empirical results show that these series are generated by non stationary processes which seasonality is stochastic and deterministic.

The extent of the maximum likelihood method proposed by Lee (1992) for monthly data emphasizes unit roots and cointegration relationships at some seasonal frequencies. Error correction models are derived for endogenous variables. The use of unadjusted series in logarithm leads to direct estimation of short and long run elasticities ; they provide a particularly interesting description of tourist behaviors in Tunisia and about the response possibility of supply by professionals. They suggest some interpretations in relation to the origin of common sources of seasonality that is probably due to climatic and institutional or economic factors.

Key-words : error correction model, non stationarity, seasonality, seasonal cointegration, supply induced demand, tourism

JEL classification : C22 C32 D12

La non stationnarité dans les séries saisonnières

Application au tourisme tunisien

Chokri OUERFELLI et Marie-Claude PICHÉRY

Introduction

Les variables touristiques ont longtemps été supposées caractérisées par une saisonnalité déterministe captée par des variables indicatrices saisonnières, mais restée d'un intérêt limité pour l'étude des fluctuations économiques. Une autre approche a consisté à éliminer les variations saisonnières à l'aide de filtres de désaisonnalisation exogènes (procédure ARIMA X-11, méthode de Buys-Ballot,...). Pourtant, ces phénomènes saisonniers peuvent être en grande partie à l'origine des variations observées d'une variables économique et un caractère stochastique de cette composante est de plus en plus souvent mis en évidence grâce aux tests de racines unitaires. Par suite, soutenir l'idée que l'aspect saisonnier qui caractérise l'évolution des variables touristiques est déterministe dans un univers aléatoire (c'est-à-dire un univers dans lequel les décisions sont complètement incertaines) serait négligé une composante principale d'instabilité de l'activité touristique. Un tel caractère peut être attribué à d'autres facteurs, en l'occurrence non climatiques, tels que les politiques volontaristes des gérants de ce secteur en matières de promotion essentiellement pendant la basse saison. Il apparaît alors préférable de considérer des séries brutes plutôt que des séries préalablement désaisonnalisées.

L'objectif de ce travail est de spécifier les comportements saisonniers de la demande de séjours touristiques en Tunisie en utilisant la représentation par un système vectoriel autorégressif puis les techniques de la cointégration et des modèles à correction d'erreur. La procédure du maximum de vraisemblance de Johansen étendue aux séries saisonnières par Lee (1992) a été exploitée afin de tester l'existence de relations de cointégration aux différentes fréquences. Cette procédure adaptée aux données mensuelles permet d'estimer des fonctions classiques de demande ainsi que des fonctions issues d'une approche de la demande induite par l'offre, et ceci aux différentes fréquences. Dans le premier cas, nous envisagerons des relations de cointégration saisonnière entre les dépenses touristiques réelles et les variables prix et revenu. Dans le second cas, nous considérerons le nombre d'arrivées des touristes européens aux frontières nationales, la capacité d'accueil mise en exploitation et la température moyenne mensuelle. L'interprétation des coefficients des vecteurs de cointégration en termes d'élasticités permettra de mesurer la sensibilité des phénomènes touristiques aux facteurs climatiques, institutionnels et économiques.

Au terme de cette analyse, nous dériverons les modèles à correction d'erreur saisonniers correspondant à ces relations de long terme. A travers l'étude des élasticités de la demande à court et à long terme, nous proposerons quelques interprétations des réactions de court terme de la demande à la suite d'un écart par rapport à la relation de long terme.

Le document est organisé de la manière suivante. Dans la Section 1, nous exposerons les principes des tests formels de HEGY (1990) et de la procédure d'Osborn (1990) dans le cas de séries mensuelles. Dans la Section 2, nous expliciterons le concept de cointégration saisonnière pour un système vectoriel autorégressif. Les résultats de ces tests nous permettront dans la Section 3, de déterminer l'aspect saisonnier caractérisant les phénomènes touristiques. Nous discuterons également les implications de la présence de racines communes et de l'existence de relations de cointégration à la fréquence de long terme et aux fréquences saisonnières. La cointégration saisonnière impliquant que les séries cointégrées ont un comportement saisonnier identique et que la saisonnalité qui les caractérise est de même source, nous tenterons de déterminer quelles sont les sources majeures des comportements des touristes en Tunisie. Les implications statistiques et économiques dérivées de ces résultats seront aussi traitées. Enfin, la conclusion fera l'objet de la dernière Section.

1 - Non stationnarité saisonnière et tests de racine unitaire

L'exploitation dans cette étude de données mensuelles brutes nécessite le développement d'outils théoriques adaptés et la précision de leur cadre d'utilisation (notations et hypothèses). L'essentiel des procédures analytiques suivies va être rappelé ainsi que les principales formulations et modalités de tests indispensables au traitement correct de l'information contenue dans les séries disponibles.

11 - Notations et hypothèses

Dans l'analyse qui va suivre $\{y_t\}$ est une série chronologique univariée qui présente éventuellement une composante saisonnière de période s , s étant le nombre d'observations par an ; L est l'opérateur de retard. La nature de la composante saisonnière correspond à une ou plusieurs des trois définitions offertes dans la littérature :

a) *un aspect purement déterministe* décrit par s variables muettes saisonnières définies par :

$$D_{jt} = \begin{cases} 1 & \text{si } t = J \bmod [s] \\ 0 & \text{ailleurs} \end{cases} \quad j = 1, \dots, s$$

b) *un aspect stochastique stationnaire* : la série $\{y_t\}$ possède les mêmes propriétés que celles d'une série stationnaire standard. En particulier, elle peut être représentée par un processus ARMA stationnaire et inversible (Box et Jenkins 1970), avec un polynôme autorégressif qui peut contenir des racines complexes conjuguées de périodicité saisonnière (HEGY 1990).

c) *un aspect stochastique non-stationnaire*, dû à l'existence de racines unitaires saisonnières, solutions de l'équation $1-L^s = 0$; elles prennent la forme suivante :

$$e^0 = 1, \text{ et } e^{i\mathbf{w}_j} = \cos \mathbf{w}_j + i \sin \mathbf{w}_j, \text{ avec } \mathbf{w}_j = 2\pi j/s$$

où $j = 1, \dots, s-1$, représente la fréquence saisonnière correspondante. Ainsi, pour $s = 12$, les 11 racines saisonnières sont $-1, \pm i, -\frac{1}{2}(1 \pm \sqrt{3}i), \frac{1}{2}(1 \pm \sqrt{3}i), -\frac{1}{2}(\sqrt{3} \pm i), \text{ et } \frac{1}{2}(\sqrt{3} \pm i)$; la correspondance avec les fréquences et le nombre de cycles par an est donnée dans le Tableau 1

qui figure en Annexe 3. Empiriquement, de telles racines se manifestent par la présence de pics sur le spectre de la série aux fréquences correspondantes.

Si on considère une variable aléatoire y_t possédant une ou plusieurs racines unitaires, elle est dotée d'une forte variabilité ; dans la réalité, on observe des séries temporelles qui présentent généralement une variabilité de moindre importance. Si maintenant on ajoute une composante déterministe au processus théorique, la nouvelle série est caractérisée par une volatilité moindre. Une telle situation se retrouve dans le cas des séries saisonnières (HEGY 1990 et Hylleberg 1995) et la présence d'une composante déterministe viendra amortir la variabilité des séries temporelles saisonnières.

C'est en raison de cette situation que l'étude statistique des séries saisonnières non stationnaires, à partir de modèles théoriques trop réducteurs ou mal spécifiés, peut engendrer des résultats fallacieux si on ne tient pas compte de la présence d'une ou plusieurs racines de module unitaire alors qu'elles existent. Les conséquences d'une spécification incorrecte se manifestent d'abord dans les propriétés des résidus qui apparaîtront avec des corrélations, ensuite sur les propriétés des paramètres estimés (biais asymptotique) et des tests associés dont la puissance est réduite.

Il est donc essentiel de procéder à des tests de la présence ou non de racines de module unitaire afin de déterminer avec précision la meilleure procédure de stationnarisation. Autrement dit, l'objectif des tests sera de déterminer la nature de la composante saisonnière et par suite le filtre adéquat pour l'éliminer.

12 - La procédure de HEGY appliquée au cas mensuel

L'adaptation de la procédure au cas mensuel est due à Franses (1991) ainsi qu'à Beaulieu et Miron (1993). Les tests proposés par HEGY sont fondés sur le modèle autorégressif général suivant :

$$\Phi(L)y_t = \mathbf{m}(t) + \mathbf{e}_t \quad \mathbf{e}_t \rightarrow i.i.d.(0, \mathbf{s}^2) \quad (1.1)$$

où $\mathbf{m}(t)$ représente la partie déterministe alors que $\Phi(L)$ est un polynôme de retard qui est supposé prendre une valeur finie aux points distincts, non nuls et probablement complexes $\mathbf{q}_1, \dots, \mathbf{q}_p$. L'objectif de la procédure est de tester l'existence d'une ou de plusieurs racines à une fréquence particulière sans poser d'a priori sur la présence de racines à d'autres fréquences.

Les différentes étapes de ce test vont être présentées, pour le cas mensuel, en insistant sur la mise en oeuvre pratique. Le point de départ consiste à linéariser le polynôme $\Phi(L)$ autour de ses racines en utilisant la proposition de Lagrange (voir HEGY 1990), ce qui permet d'établir, pour les 12 racines de module unitaire, l'équation de test suivante :

$$\begin{aligned} \Phi^*(L)y_{8t} = & \mathbf{p}_1 y_{1,t-1} + \mathbf{p}_2 y_{2,t-1} + \mathbf{p}_3 y_{3,t-1} + \mathbf{p}_4 y_{3,t-2} \\ & + \mathbf{p}_5 y_{4,t-1} + \mathbf{p}_6 y_{4,t-2} + \mathbf{p}_7 y_{5,t-1} + \mathbf{p}_8 y_{5,t-2} \\ & + \mathbf{p}_9 y_{6,t-1} + \mathbf{p}_{10} y_{6,t-2} + \mathbf{p}_{11} y_{7,t-1} + \mathbf{p}_{12} y_{7,t-2} \\ & + \mathbf{m}(t) + \mathbf{e}_t \quad \mathbf{e}_t \rightarrow i.i.d.(0, \mathbf{s}^2) \end{aligned} \quad (1.2)$$

où $y_{it} = \mathbf{j}_i(L)y_t$ pour $i = 1$ et 8 et $y_{it} = -\mathbf{j}_i(L)y_t$ pour $i = 2, \dots, 7$; les y_{it} sont les séries filtrées correspondant aux différentes composantes saisonnières constituant la série y_t ;

les \mathbf{j}_i sont les filtres usuels permettant d'éliminer les racines de module 1 autres que celle qui est associée à la i ème composante (Franses, 1990) ;

$\mathbf{m}(t) = \mathbf{m} + \mathbf{b} t + \mathbf{a} \mathbf{g}_j D_{jt}$ pour j allant de 2 à 12, les D_{jt} représentant les variables muettes saisonnières mensuelles.

La relation (1.2) est estimée par les moindres carrés ordinaires, en partant du modèle général (avec le terme constant, la tendance linéaire et des variables indicatrices saisonnières) vers un modèle particulier (sans composante déterministe). Pour tester l'hypothèse de l'existence de racines unitaires aux différentes fréquences, la démarche consiste à comparer les statistiques de test associées aux paramètres estimés aux valeurs critiques fournies par Franses (1990, tables p. 12-18) et Beaulieu et Miron (1993, tables A1 p. 325, 326)¹.

Pour les fréquences 0 et π (associées aux racines 1 et -1), on effectue deux tests individuels en comparant la statistique "t" des coefficients π_1 et π_2 , aux valeurs critiques. Pour les autres fréquences associées aux racines complexes, des tests individuels ont été proposés (Franses 1990). Il est préférable de développer des tests joints qui sont plus puissants et dont l'hypothèse nulle a la forme suivante :

$$\pi_k = \pi_{k-1} = 0 \text{ pour les valeurs paires de } k, \text{ de } 4 \text{ à } 12.$$

Il s'agit de tests de type "F" pour lesquels les valeurs critiques sont données dans Franses (1990). Pour vérifier la non stationnarité de la série à toutes les fréquences saisonnières, il faut ne pas rejeter les hypothèses : $\pi_2 = 0$ et $\pi_k = 0$ pour $3 \leq k \leq 12$. Il faut enfin noter que l'utilisation des moindres carrés ordinaires pour estimer la relation (1.2) est limitée par l'hypothèse contraignante que les erreurs sont des bruits blancs ou au moins des variables non autocorrélées. En pratique, on rencontre fréquemment une autocorrélation des résidus d'une forme plus complexe que celle qui apparaît dans l'analyse habituelle des séries temporelles, avec par exemple l'existence de fractions des composantes non stationnaires sous forme de racines unitaires, comme l'évoque Hylleberg (1995).

Une procédure de correction de l'autocorrélation a été proposée par HEGY (1990) et par Engle, Granger, Hylleberg et Lee (EGHL, 1993) ; elle consiste à introduire des retards supplémentaires de la variable jusqu'à l'obtention de résidus non autocorrélés. Si l'introduction de la correction autorégressive n'affecte pas les distributions asymptotiques, son effet sur la puissance du test n'est pas clairement établi ; en effet, un excès de retards diminue la puissance, en revanche un nombre trop faible de retards engendre une taille du test plus élevée que le niveau de signification (Haldrup 1989, Hall 1990 et Hylleberg 1995)².

A la lumière de l'analyse qui précède, il est possible de conclure que l'application du filtre $(1-L^{12})$ (respectivement $(1-L^4)$), suggéré par Box et Jenkins (1976) pour stationnariser les séries mensuelles (respectivement trimestrielles), dépend du fait que la série est intégrée à la fréquence 0 et à toutes les fréquences saisonnières. On peut noter cependant

¹ Dans leur équation, Beaulieu et Miron (1991) utilisent des régresseurs mutuellement orthogonaux afin de simplifier le calcul des distributions asymptotiques des estimateurs.

² Schwert souligne qu'en présence d'une composante moyenne mobile, les tests basés sur un processus autorégressif tels que ceux de Dickey-Fuller (1979, 1981) et de Phillips et Perron (1988) engendrent des résultats fallacieux. Hylleberg, Jørgensen et Sørensen (1993) puis Hylleberg (1995) nuancent les résultats empiriques obtenus par Beaulieu et Miron (1992, 1993) avec seulement un seul retard.

qu'empiriquement, on rencontre rarement des situations dans lesquelles la série est intégrée à toutes les fréquences.

13 - L'approche d'Osborn et la saisonnalité déterministe

Osborn, Chui, Smith et Birchenhal (OCSB, 1988) puis Osborn (1990) ont développé une procédure permettant dans un premier temps de tester la présence d'une saisonnalité déterministe et quand elle existe, dans un deuxième temps, d'en mesurer le poids. Leur approche est basée sur l'estimation de deux modèles différents : dans le premier, on régresse la série obtenue après élimination du trend, sur s-1 variables indicatrices saisonnières notées D_{jt} :

$$\text{Modèle (1)} \quad y_t = a + \sum_{j=1}^{11} g_j (D_{jt} - D_{12t}) + u_t \quad (1.3)$$

où $\{y_t\}$ est la série obtenue après élimination de la tendance. Dans le deuxième modèle, on inclut dans l'équation une partie autorégressive afin de tenir compte de la saisonnalité stochastique.

$$\begin{aligned} \text{Modèle (2)} \quad y_t = a + \sum_{j=1}^{11} g_j (D_{jt} - D_{12t}) + I_1 y_{t-1} + I_2 y_{t-12} \\ + I_3 y_{t-13} + I_4 y_{t-24} + I_5 y_{t-36} + u_t \end{aligned} \quad (1.4)$$

Les paramètres des modèles (1.3) et (1.4) sont estimés par les moindres carrés ordinaires et les coefficients de détermination R_1^2 et R_2^2 sont calculés. Afin de mesurer la contribution de chacune des composantes (déterministe et stochastique), on va utiliser le concept de coefficient de détermination marginale. La procédure de calcul consiste, d'abord à s'interroger sur la contribution de la composante de type déterministe. Ceci revient à calculer :

$$R_m^2 = 1 - SCR_0 / SCR_c \quad (1.5)$$

où SCR_0 représente la somme des carrés des résidus du modèle non contraint (1.4) et SCR_c la somme des carrés des résidus du modèle contraint par les égalités $I_2 = I_4 = I_5 = 0$.

Ensuite, on s'interroge sur la contribution de la composante de type stochastique en utilisant l'expression SCR_0 précédente et en calculant SCR_{c2} correspondant au modèle contraint par $g_i = 0$ pour i variant de 1 à 11. Les coefficients de détermination mesurent les contributions marginales à l'explication des fluctuations des séries d'abord de la composante saisonnière déterministe avec R^2_{m1} ensuite de la composante saisonnière stochastique avec R^2_{m2} .

Section 2 - L'analyse de la cointégration saisonnière

Dans un article publié en 1988, Johansen développe une procédure de test de cointégration à la fréquence de long terme, basée sur un test du rapport de vraisemblance en considérant un modèle vectoriel autorégressif (VAR) de dimension N. Johansen (1991) et Johansen-Juselius (1990) considèrent le même modèle avec un terme constant et des variables indicatrices saisonnières.

Lee (1992) généralise ce test au cas saisonnier. Il développe un ensemble d'hypothèses permettant de tester la cointégration à chacune des fréquences 0 ou saisonnières sans qu'une

connaissance a priori sur la présence de racines unitaires saisonnières ne soit nécessaire. La méthodologie de ce test va être présentée dans cette section et appliquée aux variables touristiques tunisiennes.

21 - Principe de la méthode

Soit Y_t un vecteur d'ordre N , de séries temporelles intégrées à la fréquence 0 et aux $s-1$ fréquences saisonnières ; supposons que Y_t est engendré par le processus VAR d'ordre p suivant :

$$A(L)Y_t = e_t \quad (2.1)$$

où $A(L) = I_N - A_1L - \dots - A_pL^p$ est un polynôme matriciel d'ordre p , supposé tel que l'équation associée au déterminant $\det \{A(z)\} = 0$ admet s racines sur le cercle unité, une à la fréquence 0 et $s-1$ racines distinctes aux fréquences saisonnières. Le terme d'erreur vérifie $e_t \rightarrow N(0, \Omega)$

où Ω est une matrice carrée d'ordre N symétrique et définie positive.

Après linéarisation du polynôme $A(L)$ autour de ses s racines, conformément à la proposition de Lagrange, le modèle à correction d'erreur s'écrit :

$$\Delta_s Y_t = \Pi_1 j_1(L)Y_t + \dots + \Pi_s j_s(L)Y_t + A_1 \Delta_s Y_{t-1} + \dots + A_{p-s} \Delta_s Y_{t-p-s} + e_t \quad (2.2)$$

où les polynômes $j_k(L)$ (pour $k=1, s$) sont les filtres saisonniers définis dans la Section 1. Pour $s=12$, et en notant $X_{k,t-1} = j_k(L)Y_t$, le modèle devient :

$$A^*(L)\Delta_{12} Y_t = m(t) + \sum_{j=1}^{12} \Pi_j X_{j,t-1} + e_t \quad (2.3)$$

$A^*(L)$ est le polynôme de retard de degré $p-s$, $m(t)$ représente la composante déterministe qui peut éventuellement être réduite à une constante m .

L'approche de Lee repose sur les rangs r_j des matrices $\tilde{\mathbf{a}}_j$. Pour la fréquence associée à l'indice j , la matrice $\tilde{\mathbf{a}}_j$ est supposée de rang r_j . Lorsque la valeur de r_j vérifie la double inégalité $0 < r_j < N$, la matrice est supposée décomposable sous la forme $\Pi_j = \mathbf{g}_j \mathbf{a}'_j$ où \mathbf{g}_j et \mathbf{a}_j sont deux matrices d'ordre (N, r_j) et de rang complet r_j ; r_j correspond au nombre de relations de cointégration indépendantes entre les N variables à cette fréquence j et $N-r_j$ est le nombre de racines unitaires à cette fréquence ; les r_j composantes stationnaires $\mathbf{a}'_j X_{jt} = z_{jt}$ représentent les relations de cointégration et les variables aléatoires z_{jt} sont les erreurs qui sont introduites dans le modèle à correction d'erreur associé à cette même fréquence. La valeur du rang r_j est obtenue par une suite de tests dont la démarche est brièvement exposée dans le paragraphe suivant.

Mentionnons pour terminer que s'il existe un vecteur de cointégration permettant d'éliminer toutes les racines de module unitaire, on parle de cointégration complète. Ceci se traduit par l'existence d'un vecteur \mathbf{a}_c non nul tel que $z_t = \mathbf{a}'_c Y_t$ est stationnaire. Le modèle à correction d'erreur s'écrit alors sous la forme :

$$A^*(L)\Delta_{12} Y_t = m + \Pi_c(L)Y_{t-1} + e_t \quad (2.4)$$

avec $\Pi_c(L) = \mathbf{g}_c(L)\mathbf{a}'_c$ où $\mathbf{g}_c(L)$ est un vecteur de cointégration polynomial (VCIP) potentiellement de 12 retards (Yoo 1987).

22 - La stratégie de test du rang de cointégration saisonnière

Le problème est de déterminer le rang de chacune des matrices $\tilde{\mathbf{a}}$. Pour une fréquence j , le test de la cointégration saisonnière consiste en une séquence de tests d'une hypothèse nulle $\text{rang}(\Pi_j) \leq k-1$ contre une hypothèse alternative de la forme $\text{rang}(\Pi_j) = k$. La première étape consiste à estimer la matrice $\tilde{\mathbf{a}}_j$, ce qui est effectué, dans le modèle multivarié par une série de régressions de type moindres carrés ordinaires. Sous l'hypothèse de normalité des erreurs, la procédure est équivalente à celle de la maximisation d'une fonction de vraisemblance.

La stratégie séquentielle de tests mise en œuvre est fondée sur les corrélations canoniques partielles quadratiques associées au problème d'estimation, c'est-à-dire sur les valeurs propres de la matrice $\tilde{\mathbf{a}}_j$, classées dans l'ordre décroissant ($\lambda_1 > \lambda_2 \dots \lambda_r > \lambda_{r+1} \dots > \lambda_N$). Elle repose sur le principe du ratio de vraisemblance ; le détail de la construction théorique de la statistique du test à partir de la fonction de vraisemblance concentrée figure dans Johansen et Juselius (1990) pour un modèle non saisonnier et dans Lee (1992) pour un modèle trimestriel. Il s'agit en fait de chercher combien de valeurs propres sont non nulles parmi les précédentes, en partant de la plus petite λ_N et en utilisant la statistique de test :

$$RV = -T \sum_{k=i}^N \ln(1 - I_k)$$

Ainsi, partant de $k = N$, on commence par tester l'hypothèse nulle $\lambda_N = 0$. En cas de rejet, la séquence se poursuit pour les valeurs décroissantes de k . La procédure prend fin quand l'hypothèse nulle est rejetée pour la première fois en faveur de l'hypothèse alternative, c'est-à-dire lorsque la statistique du test est supérieure (pour la première fois) à la valeur critique correspondante. On a alors obtenu la solution : $k = r_j$. Les valeurs critiques des tests successifs ont été construites pour les échantillons finis, à partir de méthodes de simulation, par Lee (1992, p.20-23) pour les données trimestrielles, et Bac (1994, p.73-76) pour les données mensuelles³.

On peut indiquer, pour mémoire, que la statistique du test "il y a au plus r_j relations de cointégration" ou encore "il y a $N - r_j$ valeurs propres nulles" est donnée par la relation :

$$RV_j = -T \sum_{k=r_j+1}^N \ln(1 - I_k),$$

(où $\lambda_{r+1} > \dots > \lambda_N$) représentent les $N - r_j$ plus petites corrélations canoniques partielles et quadratiques.

³ Lee (1992) a aussi calculé les valeurs critiques des distributions asymptotiques des statistiques des tests. Il préconise l'utilisation, en pratique, des valeurs critiques pour les échantillons finis puisqu'on rejette plus souvent l'hypothèse de non cointégration saisonnière.

Section 3 - Application au tourisme tunisien

Les éléments théoriques présentés dans les deux sections précédentes vont maintenant être appliqués à l'étude des comportements dans le secteur du tourisme en Tunisie. Les informations disponibles permettent de retenir une analyse faisant référence à des modèles de demande usuels (demande fonction du prix et du revenu) et à un modèle de demande induite par l'offre. L'étude de chacune des séries utilisées sera suivie de la détermination de la nature de la non-stationnarité d'origine saisonnière (stochastique ou déterministe) à l'aide des tests de Franses. La recherche de relations de cointégration saisonnière sera ensuite entreprise, permettant l'estimation de fonctions de comportements de long terme, puis de court terme dans le cadre de modèles à correction d'erreur.

31 - Les variables et la période d'étude

La fixation de la période d'étude est une étape cruciale d'un travail empirique, d'autant plus qu'il ressort des développements théoriques que les tests de racine unitaire n'ont qu'une justification asymptotique, et que leur fiabilité nécessite des échantillons de taille assez importante. Perron (1989a) montre théoriquement que ces tests ne sont convergents que si et seulement si l'augmentation de la taille de l'échantillon (le nombre d'observations) est liée à une augmentation de la période d'étude et non à une augmentation de la fréquence d'observations (1989a, p.60-64). Les expériences de simulation menées par Shiller et Perron (1985) puis Perron (1989a, 1990b) sont conformes à ce résultat théorique. Ils montrent que la puissance des tests est faible quelle que soit la taille de l'échantillon et n'augmente qu'avec la longueur de la période d'étude.

L'essor remarquable qu'a connu l'industrie touristique durant les années 80 et le début des années 90 a coïncidé avec la publication par l'administration touristique (Office Nationale de Tourisme Tunisien, ONTT) d'un document annuel intitulé "*Le tourisme tunisien en chiffres*". On y trouve un résumé des informations statistiques enregistrées pour les agrégats touristiques. Nous disposons ainsi de séries brutes de données mensuelles sur le nombre d'entrées des non-résidents (ET), le nombre de nuitées dans les moyens d'hébergement (NT), les dépenses des touristes exprimées en millions de dinars tunisiens (DT), la durée moyenne de séjour (DS), et la capacité moyenne mise en exploitation (CME). Ces séries couvrent la période janvier 1981 à décembre 1993, soit un échantillon de 156 observations mensuelles. Les trois premières séries concernent les touristes originaires de 4 pays d'Europe : la France, l'Allemagne, la Grande Bretagne et l'Italie. Les Tunisiens installés à l'étranger et en visite dans leur famille n'en font pas partie. Ces pays, caractérisés par une économie développée et par une monnaie particulièrement forte par rapport au dinar tunisien, sont à l'origine de plus de 75% des entrées de provenance européenne et de près de 70% du nombre total des nuitées des non-résidents. Ceci place la Tunisie en position particulièrement enviable après l'Espagne, la Grèce et la Yougoslavie comme destination pour les séjours de vacances.

Pour les prix et les revenus, deux indices ont été retenus et sont décrits en annexe, PRG pour les prix et IAR pour les revenus ; ce sont des indices généraux et agrégés pour les quatre pays considérés.

Les graphiques de ces différentes séries, présentés en Annexe 1, permettent d'observer directement un phénomène saisonnier plus ou moins régulier. Celui-ci caractérise essentiellement les trois séries représentant la demande touristique (ET, NT et DT) et la série

représentant l'offre touristique (CME). La saisonnalité se manifeste par des pics et des creux pour la même saison d'année en année, révélant une concentration de la demande assez forte pendant la saison d'été, plus faible de moitié en automne, ce qui illustre le caractère essentiellement balnéaire des produits touristiques tunisiens attirant l'effectif le plus grand pendant la haute saison (chaude et ensoleillée).

32 - Les résultats des tests de non stationnarité saisonnière

Deux types d'analyses ont été développées sur les séries mentionnées ci-dessus et exprimées en logarithme ; la première correspond à des tests de racine unitaire et de non stationnarité stochastique, tests formels menés selon les procédures de Dickey Fuller (1981) et de Franses (1991) ; son objectif est de détecter s'il existe des racines unitaires saisonnières et par conséquent de permettre de vérifier, via l'induction statistique, si la saisonnalité est de type stochastique non stationnaire. La seconde est relative à la procédure proposée par Osborn (1990) dont le but est de mettre en évidence la présence d'une saisonnalité déterministe et en outre de fournir une information sur le poids de cette forme de saisonnalité dont l'effet pourrait être non négligeable dans les données touristiques.

321 - Résultats des tests de Dickey - Fuller et de Franses

La démarche adoptée pour la réalisation de ces tests a pris en compte les aspects de spécification et d'autocorrélation de la manière suivante. La présence de racines de module unitaire dans les différentes séries est établie en partant du modèle le plus général comprenant une constante, un trend linéaire temporel et des variables indicatrices saisonnières (modèle 1.2 avec $m(t) = m_b + b t + \sum_{j=1}^g a_j D_{jt}$ pour j allant de 2 à 12), pour arriver au modèle sans composante déterministe (avec $m(t) = 0$). Par ailleurs, étant donné que les résultats des tests sont sensibles au nombre p de retards nécessaires pour que les erreurs soient des bruits blancs, le choix de p est basé sur la statistique de Ljung-Box et la procédure séquentielle descendante de Perron.

Les tests ont été conduits sur les séries brutes puis sur des séries transformées par une opération de désaisonnalisation à l'aide d'un filtre moyenne mobile centré sur 12 périodes (transformation multiplicative proposée par le logiciel TSP 4.2). A titre exploratoire, les tests de Dickey-Fuller (tests ADF) ont été menés. Les résultats, donnés en annexe (Tableau 2 de l'Annexe 3), pour les séries brutes comme pour les séries désaisonnalisées et en l'absence de variables indicatrices saisonnières, conduisent à l'acceptation de l'hypothèse de la présence d'une racine unitaire, à l'exception des séries CME et DT/ET. Il faut toutefois rappeler le résultat de Ghysels et Perron selon lequel l'utilisation de données désaisonnalisées pour effectuer des tests, en l'occurrence de type Dickey-Fuller, engendre un biais de taille assez considérable, particulièrement quand le modèle comporte une composante saisonnière. C'est afin de réduire l'impact de ce biais que Ghysels (1994) propose d'estimer une autorégression d'un ordre au moins aussi grand que la période de la saisonnalité.

Afin d'évaluer l'importance de cet effet, les tests ADF ont été appliqués sur les séries désaisonnalisées en privilégiant, dans un premier temps un degré de l'augmentation autorégressive égal à 12, puis dans un deuxième temps, le caractère significatif du coefficient du dernier retard ainsi que la statistique de Ljung-Box ont été pris en compte. Les résultats sont présentés dans le Tableau 2 de l'Annexe 3. On enregistre une réduction significative du nombre de retards introduits (par exemple de $p = 15$ pour la série ET à $p = 6$ pour la série désaisonnalisée). L'augmentation du nombre de retards à 12 ne change pas les résultats des

tests ADF ; il est par conséquent difficile de conclure à propos de l'effet du choix du degré de l'augmentation autorégressive sur les tests de Dickey et Fuller.

On peut noter enfin que le nombre de retards introduits est plus faible pour les variables désaisonnalisées que pour les variables brutes, conformément aux résultats obtenus par Ghysels (1994).

En ce qui concerne les tests de racines saisonnières, ils ont ensuite été menés à partir soit d'hypothèses nulles simples, soit d'hypothèses nulles jointes, et quelques brèves indications du cheminement suivi sont données ci-dessous. Rappelons ici que de nombreuses valeurs critiques sont sensibles à la présence ou non de certaines variables (constante, tendance, Variables Indicatrices Saisonnières VIS), ce que l'on constate immédiatement à la lecture des tables fournies par HEGY(1990, pour des données trimestrielles) et par Beaulieu et Miron (1993, pour des données mensuelles) ou Franses (1991). De telles différences sont la manifestation, par exemple, du fait que la distribution de p_I (aussi bien pour les petits échantillons que dans le cadre asymptotique) est d'une part affectée par l'introduction d'une constante et d'une tendance, d'autre part peu affectée par la présence des VIS si une constante est présente. Un autre constat concerne l'effet de l'introduction des VIS sur les distributions des statistiques des coefficients p_2 à p_4 pour des données trimestrielles ou à p_{12} pour des données mensuelles. Il résulte de ces observations qu'il convient d'adopter une stratégie différente selon qu'il s'agit de tester la racine à la fréquence de long terme ou aux fréquences saisonnières, ce que préconisent Ghysels, Lee et Noh (1994).

Les premiers tests concernent la racine à la fréquence 0 ; la démarche a consisté à appliquer la méthode proposée par HEGY pour tester la significativité du coefficient p_I dans une spécification du type (1.2) avec une constante et une tendance. Si l'hypothèse nulle $p_I = 0$ est acceptée, on peut tester la significativité de la tendance par un test standard, même dans un petit échantillon, les V.I.S. étant présentes. Une stratégie alternative retenue ici consiste à tester l'hypothèse jointe $p_I = \beta = 0$ (β étant la pente de la tendance) dont les valeurs critiques ont été tabulées par Nankervis et Savin (1987). HEGY ont montré, par ailleurs, que la distribution asymptotique de p_I est la même que celle de Dickey Fuller (1979, 1981) avec une correction autorégressive convenable (Ghysels, Lee et Noh 1994, p. 419)⁴. Pour les racines aux fréquences saisonnières, c'est la procédure de Franses qui a été appliquée. Nous avons privilégié l'hypothèse nulle jointe caractérisée par une puissance plus raisonnable.

A nouveau, les tests ont été conduits sur les séries brutes et les séries désaisonnalisées (grandeurs CVS, Tableau 1), puis sur les séries corrigées par les prix ou les quantités (Tableau 2). Leurs résultats ont plusieurs intérêts, le premier étant de déterminer la présence ou non d'une non stationnarité stochastique saisonnière. Le second est de permettre de vérifier si le processus de désaisonnalisation utilisé joue son rôle en captant et éliminant la saisonnalité ou si au contraire certaines racines saisonnières persistent après filtrage.

Dans un premier temps, afin de s'assurer de la crédibilité du filtre d'ajustement saisonnier le plus couramment utilisé par les agences statistiques, nous avons pré-

⁴ Ghysels, Lee et Noh (1994) montrent que la distribution asymptotique de la statistique 't' issue du test ADF avec p+s-1 retards est la même que la statistique 't' du coefficient p_1 issue du test de HEGY avec une augmentation de p retards, (s est le nombre d'observations par an).

désaisonnalisé certaines séries en appliquant à la série brute un filtre moyenne mobile symétrique. Nous avons ensuite appliqué la procédure de Franses à la nouvelle série ainsi obtenue. Ghysels et Perron (1993) et Ghysels (1993a) ont attiré l'attention sur les effets pervers qu'introduisent ces filtres sur les propriétés statistiques des paramètres estimés (en particulier une surestimation du paramètre de la variable endogène retardée d'une période) et sur le test de racine unitaire à la fréquence 0.

Le Tableau 1 suivant fournit les statistiques de tests pour chacune des fréquences.

Tableau 1 : Les tests de Franses

Variables Statistiques	ET		NT		DS		CME
	Brute (c, t, d)	CVS (c, t, nd)	Brute (c, nt, d)	CVS (c, t, nd)	Brute (c, nt, d)	CVS (nc, nt, nd)	Brute (c, t, d)
0	-5,37	-5,44	-1,99	-6,87	-1,88	-0,48	-3,31
p	2,05	1,18	0,30	-0,05	-0,77	-0,36	1,59
$\frac{p}{2}$	64,57	44,76	11,12	55,42	17,67	77,81	47,50
$\frac{5p}{6}$	10,19	22,16	13,53	10,52	12,86	37,62	20,64
$\frac{p}{6}$	9,89	1,93	4,01	3,22	1,27	8,18	2,51
$\frac{2p}{3}$	12,62	28,08	12,30	22,58	19,07	37,57	29,37
$\frac{p}{3}$	9,04	27,53	26,73	25,80	28,36	60,71	22,31

Les indications (c, t, d) signifient la présence dans le modèle estimé, respectivement d'une constante, d'une tendance, de variables indicatrices saisonnières ; on note nc, nt, nd dans le cas contraire. Les cellules grisées correspondent à l'acceptation de la racine de module unitaire au seuil d'erreur de 5%.

La présence de racines de module unitaire établit qu'une partie de la saisonnalité est de nature stochastique non stationnaire, donc beaucoup plus fluctuante que si elle était de nature déterministe. Ce caractère stochastique est plus marqué pour le nombre de nuitées, la durée de séjour et les capacités d'accueil que pour les entrées de touristes.

Un premier constat est l'acceptation de la racine unitaire à la fréquence p pour toutes les variables, brute ou CVS, les statistiques de ce tableau étant assez éloignées des valeurs critiques fournies par Franses (1990) ; ceci implique la présence générale d'une composante cyclique caractérisée par 6 cycles de deux mois chaque année et par suite, par une alternance rapide et fréquente dans l'année de deux situations opposées. Il faut cependant souligner que le test de la racine -1 contre une alternative stationnaire, est caractérisé par une taille assez élevée et une puissance très faible (voir Hylleberg 1995, p.18-19). Par conséquent, il convient d'être prudent quand il s'agit d'accepter ou de rejeter l'hypothèse nulle de racine unitaire à cette fréquence.

A la fréquence 0, les résultats sont en partie contradictoires avec ceux qui ont été obtenus à titre exploratoire, partiellement attribuables soit à la présence des VIS, soit à la

correction CVS. On retrouve des résultats de même nature à la fréquence $p/6$ correspondant à un cycle par an et à l'alternance d'une basse et d'une haute saison. Pour les quatre autres fréquences, aucune racine unitaire n'apparaît, d'où l'absence de composantes cycliques à ces fréquences, aussi bien pour les séries brutes que pour les séries CVS.

D'une manière générale, la présence d'un nombre relativement faible de racines unitaires peut être imputable à une forte composante saisonnière déterministe conformément à ce que note HEGY (1990, p.219) : "*la présence d'une composante déterministe amortit la variabilité des variations saisonnières*". Cette présence sera mise en évidence dans le prochain paragraphe relatif à la procédure d'Osborn. Dans une telle situation, la saisonnalité déterministe est captée par des variables indicatrices saisonnières et il convient d'utiliser les filtres déduits de la procédure de Franses afin d'éliminer les racines unitaires détectées dans les séries.

Le tableau suivant fournit la correspondance, pour chaque variable, entre les racines détectées, le nombre de cycles par année et le filtre permettant d'éliminer les racines trouvées.

Tableau 2 : Correspondance entres racines et filtres de désaisonnalisation

Variables	Racines détectées	Nombre de cycles par année	Filtres de désaisonnalisation
Entrées de touristes	-1	6	(1+L)
Nuitées	-1, $1/2(\sqrt{3} \pm i)$	6 et 1	(1+L) (1- $\sqrt{3}$ L+L ²)
Dépenses touristiques	-1	6	(1+L)
Durée de séjour	-1, $1/2(\sqrt{3} \pm i)$	6 et 1	(1+L) (1- $\sqrt{3}$ L+L ²)
Capacité moyenne	-1, $1/2(\sqrt{3} \pm i)$	6 et 1	(1+L) (1- $\sqrt{3}$ L+L ²)

Au vu de ces résultats, il apparaît que le filtre (1-L¹²) n'est pas applicable aux variables étudiées.

La lecture du Tableau 1 permet de faire un deuxième constat qui est la persistance de certaines racines unitaires dans les séries désaisonnalisées (en particulier pour toutes les variables à la fréquence p), la désaisonnalisation n'ayant permis de supprimer les racines que pour NT aux fréquences 0 et $p/6$ et pour DS à la fréquence $p/6$. Un tel résultat signifie que la procédure de désaisonnalisation utilisée ici semble ne pas jouer parfaitement son rôle en ce sens qu'elle ne permet pas d'éliminer de la série l'ensemble des fluctuations saisonnières d'origine stochastique. Ce phénomène peut être ramené aux deux causes probables avancées par Granger et Siklos (1993) : la non linéarité due à la nature du filtre utilisé et le lissage des données.

Afin maintenant d'illustrer l'effet d'une correction a priori des séries (par le prix ou par la quantité) sur le test de racine unitaire, nous avons déflaté la série DT d'abord par l'indice des prix à la consommation base 1980 (IPC, pour obtenir les dépenses touristiques en termes réels), ensuite par le nombre des touristes (ET, pour obtenir les dépenses par touriste). Les résultats résumés sont regroupés dans le Tableau 3.

Tableau 3 : Les tests de Franses pour les données déflatées

Variables	ET	DT			
	Brute (c, t, d)	Nominales (c,t,nd)	IPC (c,t,d)	Réelles (c,t,d)	Par tête (c,nt,d)
0	-5,37	-3,69	-5,48	-4,01	-2,36
p	2,05	0,03	-3,57	1,08	-1,39
$\frac{p}{2}$	64,57	23,55	11,55	21,95	27,54
$\frac{5p}{6}$	10,19	3,28	1,15	3,03	17,84
$\frac{p}{6}$	9,89	4,66	1,73	1,13	2,38
$\frac{2p}{3}$	12,62	6,02	3,46	10,63	14,04
$\frac{p}{3}$	9,04	5,33	9,24	6,16	17,99

Les cellules grisées correspondent à l'acceptation de la racine de module unitaire au seuil d'erreur de 5%.

Une première observation concerne les dépenses des touristes (DT) pour lesquelles il n'existe qu'une seule racine à la fréquence p . La comparaison des propriétés des séries construites à partir de DT permet ensuite d'appréhender l'impact de chaque transformation. Curieusement, aux fréquences 0 et $p/6$, une racine unitaire apparaît pour les dépenses par tête alors qu'elle ne ressort pas dans les séries d'origine (DT et ET). A noter également la disparition de la tendance qui était présente dans DT et ET ainsi que la présence des VIS. Pour ce qui est de la fréquence p , la racine de module unitaire persiste malgré les transformations, et cela que la série servant à la correction possède une racine (cas de ET) ou non (cas de IPC). Par ailleurs, la tendance présente dans les séries de départ est conservée pour les dépenses réelles mais disparaît pour les dépenses par tête. Enfin, à la fréquence $p/6$, on constate que la racine présente dans le déflateur (IPC) est transmise à la dépense réelle, contrairement à ce qui se passe à la fréquence $2p/3$.

Compte tenu de ces résultats, il apparaît que l'opération de déflation n'est pas neutre du point de vue du test de racine unitaire ; l'opération de déflation peut introduire d'autres racines, non existantes dans la série brute mais présentes dans le déflateur. Par ailleurs, on constate que cette opération peut permettre d'éliminer la tendance.

Dans de nombreux travaux empiriques, les auteurs ont pris l'habitude de procéder à la transformation des séries avant d'appliquer toute procédure de tests.

Enfin nous pouvons signaler la présence fréquente et significative des variables indicatrices saisonnières (pour les séries ET, NT, DS, CME) ; elles révèlent l'existence d'une composante saisonnière déterministe affectant les variabilités de ces séries, à côté des racines unitaires. Une mesure de la "contribution marginale" de cette forme de saisonnalité à la variabilité des séries va être faite dans le paragraphe suivant avec la procédure proposée par Osborn (1990).

322 - Résultats de la procédure d'Osborn

Les informations sont regroupées dans le Tableau 4, pour l'échantillon couvrant la période janvier 1981 à décembre 1993, soit 156 observations. Elles sont obtenues à partir de l'estimation des modèles (1.3) pour R_1^2 et (1.4) pour R_2^2 , puis pour les contributions marginales, conformément à la procédure présentée au paragraphe 13.

Tableau 4 : Les contributions marginales d'Osborn

Variables	R_1^2	R_2^2	R_{m1}^2	R_{m2}^2
ET	0,89	0,93	0,30	0,18
NT	0,90	0,92	0,31	0,24
DT	0,66	0,82	0,39	0,35
DS	0,71	0,78	0,31	0,24
CME	0,74	0,74	0,39	0,34

On constate immédiatement que les valeurs de R^2 sont supérieures à 0,80 pour les deux séries ET et NT, ce qui implique que la saisonnalité déterministe explique plus de 80% des variations de ces deux séries. Les valeurs de R^2 sont généralement inférieures pour les autres séries. Par ailleurs, il semble que l'introduction d'une composante saisonnière stochastique a un impact faiblement significatif, à l'exception de la série DT pour laquelle on enregistre une hausse sensible de R^2 (de 0,66 à 0,82) ; un tel résultat implique que la saisonnalité stochastique peut être en partie une source des variations de la série DT. Comme les tests de racines unitaires ont établi l'existence d'une seule racine -1, il est vraisemblable que la saisonnalité qui caractérise cette série est de nature mixte, c'est-à-dire à la fois déterministe et stochastique.

En ce qui concerne les coefficients marginaux R_{m1}^2 et R_{m2}^2 , on constate que les valeurs de R_{m1}^2 sont supérieures à celles de R_{m2}^2 , ce qui implique que la contribution marginale de la saisonnalité déterministe à la variation observée de la série est supérieure à celle de la saisonnalité stochastique. Cependant, ces résultats, basés sur des valeurs des coefficients de détermination, nécessitent une grande prudence quant à leur interprétation, particulièrement si on prend en considération le nombre de racines de module un dans chaque série. Les travaux de simulation menés par Franses, Hylleberg et Lee (1995) conduisent à nuancer la fiabilité des valeurs des coefficients de détermination lorsque les séries admettent des racines unitaires saisonnières.

33 - Les résultats des tests de cointégration saisonnière

Pour mener les tests de rang des cointégrations saisonnières, nous avons basé notre choix sur une logique de demande touristique traditionnelle dans laquelle la demande (mesurée par DT/IPC) peut être expliquée par le prix (PRG) et le revenu (IAR). En outre, nous avons retenu l'hypothèse d'un comportement de demande "induite" par l'offre touristique, ce qui conduit à un modèle dans lequel la demande (mesurée par ET) peut être expliquée par la capacité d'accueil (mesurée par CME) et par un facteur climatique (exprimé par la température moyenne de la ville de Tunis W).

L'enjeu de cette procédure d'inférence est double : d'abord les tests de cointégration auront pour objectif de mettre en évidence l'existence éventuelle de relations d'équilibre basées sur la théorie économique (relations de demande) prenant en considération les fluctuations

saisonniers. Ensuite, et étant donné que la cointégration saisonnière implique que les sources des variations saisonnières des séries cointégrées sont identiques, des résultats positifs de ces tests laisseront supposer que les variations saisonnières qui caractérisent les variables touristiques tunisiennes sont engendrées par des facteurs aussi bien climatiques qu'institutionnels (réglementation des rythmes scolaires, congés annuels) ou économiques qui renforcent les effets climatiques, d'autres facteurs les atténuant (étalement des vacances, promotions intersaison, séjours courts de week-end ou de remise en forme avec la thalassothérapie, ...).

Nous avons donc appliqué la procédure de Lee aux deux vecteurs constitués de trois séries temporelles $Y^1 = [DT/IPC \text{ PRG} \text{ IAR}]$ et $Y^2 = [ET \text{ CME} \text{ W}]$. Les valeurs critiques de la statistique du test ayant été tabulées par Bac (1994, p. 73-76) pour des processus vectoriels autorégressifs saisonniers de dimensions maximales égales à 3, ceci a conduit à restreindre notre analyse à $N=3$. En ce qui concerne le choix du nombre de retards, p , de la correction autorégressive, nous avons privilégié le critère AIC car, comme le souligne Kunst (1993, p. 327-328), un excès de retards peut engendrer une diminution des corrélations conditionnelles, et par conséquent réduire la possibilité d'existence de relations de cointégration.

La recherche des rangs de cointégration saisonnière suppose que les variables étudiées possèdent des racines de modules unitaires communes, ce qui est établi par la procédure de Franses précédente. Pour les variables retenues dans Y^1 et Y^2 , les résultats sont donnés dans les Tableaux 3 et 4 de l'Annexe 3, en distinguant les cas de présence ou non de variables indicatrices saisonnières. Les variables intervenant dans l'une ou l'autre des relations de cointégration présentent généralement des racines de module unitaire mais pas de manière systématique. La disparité des résultats selon la présence ou non de VIS invite à envisager deux modèles, l'un purement stochastique (sans VIS) et l'autre de nature mixte (avec VIS).

L'étape suivante consiste en la mise en œuvre de l'approche de Johansen (1988) pour les différentes fréquences saisonnières en considérant un modèle purement stochastique (modèle 2.2). Afin de mesurer l'impact de la composante saisonnière déterministe, une analyse parallèle a été effectuée avec des variables muettes saisonnières dans une logique identique à celle adoptée par Johansen et Juselius (1990) pour le cas non saisonnier (estimation du modèle (2.3) avec $\mathbf{m}(t) = \mathbf{m}_b + \mathbf{a} \mathbf{g} D_{jt}$ pour j allant de 2 à 12). Rappelons ici que, selon Kunst, si le modèle déterministe est correct, l'ordre optimal du retard (pour obtenir des résidus bruits blancs) doit être inférieur à l'ordre optimal du modèle stochastique correspondant (situation observée pour Y^2). Si par erreur, on utilise le modèle de saisonnalité stochastique, la différenciation opérée correspond à une sur-différenciation qui a engendré des termes artificiels dans la partie moyenne mobile (1992, p. 329). Pour Y^1 on n'est pas dans cette situation mais les VIS incluses dans le modèle ne semblent pas modifier les propriétés de long terme dans les séries considérées. Selon HEGY (1990), le biais engendré par l'inclusion à tort de VIS est négligeable par rapport au biais engendré par l'omission à tort de ces VIS.

Les résultats des tests de cointégration figurent dans le tableau suivant, basés sur le principe présenté au §22 avec la recherche du nombre de valeurs propres nulles pour les matrices Π_i .

Tableau 5 : Résultats des tests de cointégration

Fréquences	Valeurs propres nulles	Y^1 p=1 (sans V.I.S)	Y^1 p=1 (avec V.I.S)	Y^2 p=2 (sans V.I.S)	Y^2 p=1 (avec V.I.S)
0	1 val.pr.nulle	2,77	4,29	0,01	6,29
	2 val.pr.nulles	11,25	17,21	10,41	28,25
	3 val.pr.nulles	24,75	38,77	33,29	62,69
	rang ($\tilde{\alpha}_1$)	0	0	0	2
π	1 val.pr.nulle	2,28	3,63	2,91	3,31
	2 val.pr.nulles	11,58	18,22	6,89	24,00
	3 val.pr.nulles	31,38	47,91	29,64	59,61
	rang ($\tilde{\alpha}_2$)	0	0	0	2
$\frac{p}{2}$	1 val.pr.nulle	4,93	7,61	1,03	9,01
	2 val.pr.nulles	21,61	39,25	27,73	41,03
	3 val.pr.nulles	62,87	103,37	74,70	86,50
	rang ($\tilde{\alpha}_3$)	3	2	2	2
$\frac{5p}{6}$	1 val.pr.nulle	3,12	3,14	0,20	0,45
	2 val.pr.nulles	15,45	25,00	2,66	9,58
	3 val.pr.nulles	69,58	69,09	15,22	55,12
	rang ($\tilde{\alpha}_5$)	1	1	0	0
$\frac{p}{6}$	1 val.pr.nulle	1,08	3,14	0,05	1,80
	2 val.pr.nulles	17,41	17,80	4,78	11,18
	3 val.pr.nulles	43,70	43,33	28,29	31,08
	rang ($\tilde{\alpha}_7$)	1	0	0	0
$\frac{2p}{3}$	1 val.pr.nulle	3,89	5,14	0,88	11,74
	2 val.pr.nulles	10,79	22,43	15,54	40,17
	3 val.pr.nulles	70,59	91,56	47,81	68,03
	rang ($\tilde{\alpha}_9$)	1	1	1	3
$\frac{p}{3}$	1 val.pr.nulle	9,47	22,44	2,33	28,41
	2 val.pr.nulles	30,84	62,55	39,36	71,04
	3 val.pr.nulles	74,16	129,11	85,55	152,43
	rang ($\tilde{\alpha}_{11}$)	3	3	2	3
Cointégration complète	1 val.pr.nulle	7,79	(20,17)	0,31	(0,42)
	2 val.pr.nulles	29,10	(62,57)	1,25	(78,25)
	3 val.pr.nulles	79,05	(173,00)	27,52	(175,13)
	rang ($\tilde{\alpha}_c$)	3	?	1	?

Les chiffres en gras correspondent à la statistique qui permet d'accepter l'hypothèse alternative. Les valeurs critiques sont fournies par Bac (1994).

Plusieurs types de résultats apparaissent, d'abord avec des matrices de rang nul (il n'y a pas de relation de cointégration, la relation entre les variables ne peut être stationnaire qu'avec des grandeurs différenciées) ou de rang maximal 3 (les variables ne possèdent pas de racines

unitaires à la fréquence correspondante). En dehors de ces cas extrêmes, aux fréquences pour lesquelles il n'y a pas de racines, à savoir $5\pi/6$ ou $2\pi/3$ pour Y^1 , $\pi/2$ ou $\pi/3$ pour Y^2 , un rang des matrices $\tilde{\mathbf{a}}_j$ égal à 1 ou 2 est associé à l'existence d'une relation de codépendance, c'est-à-dire d'une relation entre des composantes stationnaires dont la variabilité est inférieure à celle de chacune des séries introduites dans la relation (Gouriéroux, Peaucelle, 1989).

Dans les autres cas, l'étape précédente concernant les tests de racines saisonnières incite à interpréter prudemment les résultats ci-dessus. Pour les fréquences 0 et π , deux relations de cointégration existent pour le deuxième vecteur, en présence de variables indicatrices saisonnières ; pour le premier vecteur et en présence de VIS, deux vecteurs sont identifiés à la fréquence $\pi/2$, un seul à la fréquence $5\pi/6$ et pour ce même vecteur mais sans VIS, une relation de cointégration est repérée à la fréquence $\pi/6$. Enfin, une relation de cointégration complète apparaît pour Y^2 sans les VIS, ce qui laisse supposer l'existence d'une combinaison linéaire stationnaire unique à toutes les fréquences pour les trois variables ET, CME et W.

A la lumière des résultats de ces tests formels, il semblerait que l'acceptation de l'hypothèse de cointégration saisonnière implique que la saisonnalité qui caractérise les différentes séries potentielles est de source identique. Ceci confirmerait par conséquent que les fluctuations saisonnières caractérisant les variables touristiques sont dues à la fois à des phénomènes communs, d'abord sans doute d'origine climatique, ensuite vraisemblablement d'origine économique.

Le caractère balnéaire du tourisme tunisien est lié principalement à des facteurs climatiques et institutionnels (les calendriers scolaires, les congés annuels, etc.), donc à des facteurs extra économiques. Ils semblent toutefois insuffisants pour rendre compte du caractère fluctuant et incertain des variations saisonnières. Il est fort vraisemblable que les fondements de ces variations soient liés à des facteurs économiques tels que la pratique de prix réduits à certaines périodes de l'année⁵, ou les politiques de dévaluation de la monnaie, ainsi qu'à des événements non habituels. De telles pratiques peuvent aussi justifier d'autres formes de tourisme telles que le tourisme d'affaires ou le tourisme saharien (oasis et dunes sahariennes) dont le développement pourrait avoir un avenir prometteur.

Comme plusieurs pays en voie de développement, le gouvernement tunisien entend développer un tourisme international de masse ; il mobilise pour cela toutes ses ressources et toutes ses potentialités et met en oeuvre toutes les opportunités de développement. Par suite, les décideurs du secteur touristique ont souvent recours à des politiques de prix faibles pour faire face à la concurrence des autres pays receveurs, et attirer le maximum de touristes en basse saison. Cette volonté d'étaler la demande touristique sur toute l'année conduit à lisser le comportement saisonnier du tourisme (González et Moral 1995, p. 5 et 6) et engendre davantage d'incertitude dans l'évolution des variables touristiques.

34 - L'estimation des relations de long et de court terme

La procédure de Lee (1992) permet d'estimer les vecteurs de cointégration pour les différentes fréquences saisonnières et d'en déduire d'abord les équations d'équilibre de long terme, ensuite le modèle à correction d'erreur saisonnier. Les variables étant exprimées en logarithme, les composantes de ces vecteurs de cointégration ne sont rien d'autre que des estimations des élasticités de la demande par rapport aux variables introduites, à chacune des

⁵ R. Erbes note que «des prix relativement plus bas peuvent contribuer à allonger aussi la durée de séjour des touristes et, donc, la recette par visiteur» (G. Cazes 1992, p. 50).

fréquences correspondantes et pour le long terme ; les coefficients du modèle à correction d'erreur fournissent de leurs côtés des informations sur les élasticités de court terme.

Par ailleurs, l'existence dans certains cas de deux vecteurs de cointégration et la nécessité de préciser le sens à donner à chacun d'eux, permettra quelques suggestions originales sur les comportements touristiques. L'analyse de long terme devrait en outre permettre de révéler un comportement rationnel du touriste face à des changements des prix, des revenus, voire de l'offre. Mais une analyse plus fine à travers les composantes saisonnières des comportements peut également mettre en évidence des réactions passagères et inhabituelles des touristes par rapport aux prix ou aux revenus, ou des comportements difficilement prévisibles.

341 - Les relations de cointégration saisonnières

Ne sont présentées ici que les relations de cointégration mises en évidence dans le Tableau 5. Elles n'apparaissent qu'à certaines fréquences, en présence ou non de variables indicatrices saisonnières⁶. Les vecteurs normalisés (\hat{a}) sont fournis dans le tableau ci-dessous, associés aux expressions théoriques usuelles $\hat{a}'S_k(L)Y_t = z_t$, où z_t est l'erreur d'équilibre et $S_k(L)$ le filtre saisonnier qui permet d'éliminer les racines unitaires à toutes les fréquences autres que celle qui est considérée dans la série filtrée. On en déduit des relations d'équilibre entre les variables retenues dans chacun des deux vecteurs Y^1 et Y^2 .

Tableau 6 : Vecteurs de cointégration normalisés

Fréquences	$\pi/2$		$5\pi/6$	$\pi/6$	Fréquences	0		π		Cointégration complète
	avec V.I.S		avec V.I.S	sans V.I.S		avec V.I.S		avec V.I.S		
DT	1,000	1,000	1,000	1,000	ET	1,000	- 1,500	-1,279	1,000	1,000
PRG	0,202	0,342	- 0,396	0,169	CME	- 1,353	1,000	1,000	- 0,279	- 0,763
IAR	- 0,269	- 0,654	- 0,769	- 0,865	W	- 0,208	-0,068	0,159	- 0,239	- 2,301

Pour le premier vecteur Y^1 et à la fréquence $\pi/2$, deux vecteurs sont estimés, et compte tenu des variables qui le constituent, seule la variable de demande DT peut raisonnablement être supposée endogène dans un tel système. Les coefficients étant économiquement plausibles, il est suggéré d'associer l'une des relations à la demande en haute saison, l'autre à la demande en basse saison.

$$DT_{3t} = - 0,202 PRG_{3t} + 0,269 IAR_{3t} \quad \text{pour la haute saison}$$

$$DT_{3t} = - 0,342 PRG_{3t} + 0,654 IAR_{3t} \quad \text{pour la basse saison}$$

Il s'agit là de deux relations d'équilibre de long terme, à caractère saisonnier, constituées de 3 cycles par an.

⁶ Pour la recherche des vecteurs de cointégration aux fréquences autres que 0 et π , nous avons privilégié l'hypothèse de cycles saisonniers synchronisés (i.e. $\Pi_k = 0$, $k > 2$ et k est pair) plutôt que l'hypothèse de cycles avec un déplacement de phase.

Aux fréquences $\pi/6$ et $5\pi/6$ correspondant respectivement à un et à cinq cycles annuels, on obtient les deux relations :

$$DT_{5t} = -0,169 PRG_{5t} + 0,865 IAR_{5t}$$

$$DT_{4t} = 0,396 PRG_{4t} + 0,769 IAR_{4t}$$

Ces deux relations font ressortir l'existence de comportements saisonniers semblables pour les trois grandeurs que sont la consommation, les prix et les revenus.

En ce qui concerne le second vecteur Y^2 , à la fréquence 0, associée à la tendance de long terme, deux vecteurs de cointégration sont identifiés. La présence de deux relations d'équilibre de long terme est rapprochée ici d'un modèle structural comportant deux variables endogènes mutuellement explicatives (donc deux équations) qui ne peuvent être ici que les entrées et les capacités d'accueil ; la température est alors l'unique variable exogène.

$$ET_{1t} = 1,353 CME_{1t} + 0,208 W_{1t}$$

$$CME_{1t} = 1,500 ET_{1t} + 0,068 W_{1t}$$

A la fréquence π associée à 6 cycles de deux mois par an, à nouveau deux vecteurs sont identifiées qui, compte tenu des valeurs numériques obtenues, peuvent correspondre à une première relation :

$$CME_{2t} = 1,315 ET_{2t} - 0,159 W_{2t}$$

et à une seconde pour laquelle on peut évoquer la possibilité d'une égalité des coefficients de CME (capacités mises en exploitation) et de W (température) :

$$ET_{2t} = 0,279 CME_{2t} + 0,239 W_{2t}$$

Ce second résultat pourrait impliquer que les mises en exploitation et la température interviennent de la même manière ou avec la même intensité sur les entrées de touristes.

Enfin, pour ce qui est de la cointégration complète,

$$ET_t = 0,763 CME_t + 2,301 W_t$$

elle est obtenue dans le cadre d'un modèle sans composante déterministe et fait apparaître très naturellement un fort effet de la température et du climat. Elle implique l'existence d'une relation d'équilibre stable à long terme entre ces trois variables.

Quelles informations peut-on en tirer en matière d'élasticité ? La relation de cointégration complète fournit une première indication des élasticités de long terme en l'absence de variables indicatrices saisonnières. L'élasticité des entrées de touristes à la capacité d'accueil est de 0,763, et l'élasticité à la température est de 2,301. Ainsi la demande, mesurée par les entrées, est extrêmement sensible au climat et à la température en particulier, et dans une moindre mesure à l'offre captée par les capacités d'accueil. L'effet important de la variable température est attribué ici à l'absence dans l'équation de départ de toute saisonnalité déterministe. Quant à l'impact élevé des capacités d'accueil à long terme, il établit que l'augmentation de l'offre est une incitation forte à entreprendre un séjour en Tunisie et une interprétation en termes de demande latente peut être proposée. On peut en effet avancer l'idée qu'une partie de la demande reste à l'état latent tant que des incitations autres que celles du revenu et des prix sont inexistantes (Renoux 1972, p.156) ; la demande ne se révèle que si des raisons supplémentaires sont données. C'est le rôle des responsables hôteliers, relayés par l'intermédiaire qu'est l'agence de tourisme, que de créer de telles incitations par des offres suffisamment intéressantes dont ici l'assurance d'un hébergement dans de bonnes conditions.

D'autres informations sont données par les élasticités calculées aux différentes fréquences. Pour le premier vecteur, les élasticités revenu (0,27 à 0,86) sont toujours supérieures (en valeur absolue) aux élasticités prix (-0,17 à -0,34), signifiant qu'en toute circonstance, les décisions de séjour sont plus sensibles aux revenus qu'aux prix. A la fréquence $\pi/2$, la demande étant supposée plus sensible aux variations de prix et de revenu en basse saison qu'en haute saison, les élasticités font apparaître des comportements nettement différents selon la période de l'année et la nature du séjour (vacances d'été ou séjour d'intersaison).

La valeur positive de l'élasticité-prix à la fréquence $5\pi/6$ reste difficilement explicable ; une telle valeur pourrait révéler un effet non habituel dû au caractère saisonnier des données.

Pour le second vecteur, les estimations présentent plus de disparités et les interprétations sont faites dans le cadre de référence d'un modèle structurel à équations simultanées et d'effets mutuels des entrées et des capacités d'accueil. L'élasticité des entrées aux capacités d'accueil, supérieure à l'unité pour la composante de long terme ($\epsilon = 1,353$), manifeste sans doute les effets de la politique volontariste menée systématiquement en faveur de l'accueil des touristes. Cet effet est de bien moins grande ampleur à la fréquence π ($\epsilon = 0,279$). Quant à l'élasticité des entrées au climat, elle est positive et du même ordre ($\epsilon = 0,208$ et $0,239$) quelle que soit la fréquence.

En ce qui concerne la relation inverse, l'impact positif de la demande (ET) sur l'offre (CME) confirme la flexibilité de la contrainte de capacité d'accueil qui peut être gérée par les professionnels du tourisme, non seulement en fonction du climat mais aussi en fonction des arrivées. Cette influence montre d'abord l'intérêt de disposer de capacités de réserve et ensuite le risque et le coût associés à des surcapacités entraînant une sous-utilisation des équipements hôteliers et des infrastructures de loisir et de tourisme.

L'élasticité des capacités d'accueil aux entrées est nette et largement supérieure à l'unité ($\epsilon = 1,31$ à $1,50$), manifestant peut-être les effets et risques d'une politique menant à des surcapacités ? Quant à la température, son influence est plus délicate à discuter ; la présence de variables muettes saisonnières dans l'équation de départ a capté l'essentiel de la saisonnalité climatique et la variable W_t ne permet de capter qu'un effet résiduel faiblement positif à long terme ($\epsilon = 0,068$), plus nettement négatif à la fréquence π ($\epsilon = -0,159$).

C'est la spécification dynamique suivante, issue du modèle à correction d'erreur, qui va fournir des estimations complémentaires pour des élasticités de court et de long terme.

342 - Les modèles à correction d'erreur

Les représentations à correction d'erreur (RCE) constituent l'achèvement de la modélisation économétrique des séries non stationnaires en préservant l'hypothèse de cointégration. Cette spécification permet de distinguer explicitement les effets de long terme de ceux de court terme, et l'estimation de l'équation par des méthodes non linéaires⁷ permet d'obtenir de manière simultanée les meilleurs estimateurs des coefficients de court terme et de long terme (sous réserve que les résidus associés soient des bruits blancs gaussiens).

⁷ Engle et Granger (1987) proposent une méthode en deux étapes. Dans les petits échantillons, une estimation en une seule étape par des moindres carrés non linéaires est préférable afin de tenir compte des corrélations entre les paramètres de court et de long terme.

Les équations retenues et estimées (séparément par les moindres carrés ordinaires) résultent des tests et schémas interprétés ci-dessus : deux équations pour DT issues du vecteur Y^1 (avec puis sans variables saisonnières), une équation pour chacune des variables ET et CME dans le vecteur Y^2 , ainsi qu'une équation pour ET et CME associée à la cointégration complète. Les résultats, regroupés dans le Tableau 7 suivant, sont dans l'ensemble très variés.

Tableau 7 : Estimation des modèles à correction d'erreur

Variable dépendante : $\Delta_{12}DT_t$

Fréq	Erreurs d'équilibre	Variables explicatives														
$\pi / 2$ et	$z_{3t} = DT_{3t} + 0,202 PRG_{3t} - 0,269 IAR_{3t}$	C^{IE}	z_{3t-1}	z_{3t-2}	ζ_{3t-1}	ζ_{3t-2}	z_{4t-1}	z_{4t-2}	$\Delta_{12}DT_{t-1}$	$\Delta_{12}DT_{t-2}$	$\Delta_{12}PRG_{t-1}$	$\Delta_{12}PRG_{t-2}$	$\Delta_{12}IAR_{t-1}$	$\Delta_{12}IAR_{t-2}$		
	$\zeta_{3t} = DT_{3t} + 0,342 PRG_{3t} - 0,654 IAR_{3t}$	0,056	-7,577	-5,676	-7,364	-5,540	-0,191	-0,161	0,214	0,430	2,742	-2,169	3,771	-3,171		
$5\pi / 6$	$z_{4t} = DT_{4t} - 0,396 PRG_{4t} + 0,769 IAR_{4t}$	(0,62)	(-1,94)	(-1,46)	(-1,90)	(-1,44)	(-3,32)	(-2,76)	(2,35)	(5,45)	(2,63)	(-2,18)	(2,52)	(-2,16)		
Statistiques		R² = 0,67 Q_{LB}(25) = 20,20 JB = 5,65														
Fréq	Erreur d'équilibre	Variables explicatives														
$\pi / 6$	$z_{5t} = DT_{5t} + 0,196 PRG_{5t} - 0,863 IAR_{5t}$	C^{IE}	z_{5t-1}	z_{5t-2}	$\Delta_{12}DT_{t-1}$	$\Delta_{12}DT_{t-2}$	$\Delta_{12}DT_{t-3}$	$\Delta_{12}DT_{t-4}$	$\Delta_{12}PR_1$	$\Delta_{12}PR_2$	$\Delta_{12}PR_3$	$\Delta_{12}PR_4$	$\Delta_{12}IAR_1$	$\Delta_{12}IAR_2$	$\Delta_{12}IAR_3$	$\Delta_{12}IAR_4$
		0,019	-0,5 ^E -3	-0,1 ^E -2	0,478	0,138	0,297	- 0,050	3,024	- 3,089	2,602	- 2,633	4,298	- 4,340	3,032	-3,067
		(0,31)	(-0,07)	(-0,20)	(5,44)	(1,48)	(3,27)	(-0,57)	(3,01)	(-2,80)	(2,29)	(-2,59)	(2,95)	(-2,58)	(1,75)	(-2,06)
Statistiques		R² = 0,63 Q_{LB}(25) = 26,38 JB = 10,07														
Fréq	Erreurs d'équilibre	V. expliquée	Variables explicatives								Statistiques					
0	$z_{1t} = ET_{1t} - 1,353 CME_{1t} - 0,208 W_{1t}$ $\zeta_{1t} = CME_{1t} - 1,500 ET_{1t} - 0,068 W_{1t}$	$\Delta_{12}ET_t$	constante	z_{t-1}	ζ_{1t-1}	z_{2t-1}	ζ_{2t-1}	$\Delta_{12}ET_{t-1}$	$\Delta_{12}CME_{t-1}$	$\Delta_{12}W_{t-1}$	R² = 0,71 Q_{LB} (25) = 28,32					
			- 1,337	-0,025	0,199	-0,15E-2	0,052	0,563	0,026	0,031						
π	$z_{2t} = ET_{2t} - 0,279 CME_{2t} - 0,239 W_{2t}$ $\zeta_{2t} = CME_{2t} - 1,279 ET_{2t} + 0,160 W_{2t}$	$\Delta_{12}CME_t$	0,014	-0,002	- 0,015	- 0,018	- 0,816	0,021	0,589	- 0,039	R² = 0,642 Q_{LB}(25) = 33,20					
			(0,27)	(-0,25)	(- 7,50)	(- 1,41)	(- 1,56)	(2,33)	(7,60)	(- 1,56)						
Fréq	Erreur d'équilibre	V. expliquée	Variables explicatives								Statistiques					
Cointé- gration complète	$z_t = ET_t - 0,763 CME_t - 2,301 W_t$	$\Delta_{12}ET_t$	constante	z_{t-1}	$\Delta_{12}ET_{t-1}$	$\Delta_{12}ET_{t-2}$	$\Delta_{12}CME_{t-1}$	$\Delta_{12}CME_{t-2}$	$\Delta_{12}W_{t-1}$	$\Delta_{12}W_{t-2}$	R² = 0,70 Q_{LB} (25) = 24,73					
			- 0,429	-0,118	- 0,935	- 0,133	- 0,137	0,487	0,057	0,042						
			(-2,60)	(-3,03)	(-9,95)	(-1,37)	(-0,18)	(0,65)	(1,65)	(1,98)						
		$\Delta_{12}CME_t$	0,008	-0,098	0,055	-0,028	0,356	0,300	0,015	0,060	R² = 0,68 Q_{LB} (25) = 32,44					
			(0,42)	(-1,79)	(5,00)	(-2,55)	(3,99)	(3,53)	(1,22)	(2,01)						

Les chiffres entre parenthèses représentent la valeur du ratio t.

Pour les dépenses DT, en présence de VIS, et pour les composantes saisonnières cointégrées, les forces de rappel ont des valeurs surprenantes, très élevées mais à la limite de la significativité à la fréquence $\pi/2$, plus usuelles et nettement significatives à la fréquence $5\pi/6$, faisant ressortir une force de rappel de l'ordre de 16 à 20%. La dynamique de court terme à deux périodes est significative, avec toutefois des signes curieusement alternés.

Pour ces mêmes dépenses, mais en l'absence des VIS, les forces de rappel ont une influence nulle, ce qui implique qu'il n'y a pas d'effet de l'équilibre de long terme à la fréquence $\pi/6$. Pour la dynamique des variables explicatives prix et revenu, l'effet est relativement long puisqu'il va jusqu'à un retard de 4 périodes (une année), les signes des effets étant alternés de retard en retard.

En ce qui concerne les variables du second vecteur avec les VIS, pour les entrées de touristes ET et pour les coefficients significatifs des forces de rappel, les signes sont apparemment cohérents avec la normalisation retenue pour la relation de cointégration de long terme (fréquence 0) ; on peut noter un effet peu significatif de la relation d'équilibre de long terme à caractère saisonnier (fréquence π). On observe aussi une dynamique de très court terme avec un effet à 1 mois, et un rôle du climat négligeable du fait de la prise en compte des facteurs climatiques par les variables indicatrices saisonnières.

Pour la fonction d'offre élaborée à partir de CME, l'effet de l'équilibre de long terme est significatif mais faible (de l'ordre de 1,5%), et l'effet des entrées passées d'une période est limité (élasticité de 0,021).

Enfin, associées à la cointégration complète, les deux relations de court terme pour ET et CME font apparaître des coefficients de rappel négatifs, significatifs et inférieurs à l'unité ; la correction de l'erreur d'équilibre est de l'ordre de 10 à 12%. A court terme, la capacité d'accueil a un effet quasi nul sur les entrées, le climat les influence faiblement mais significativement ; en revanche, les capacités sont influencées par les entrées et marginalement par le climat.

Section 4 - Conclusion

L'étude qui vient d'être présentée a permis de mettre en évidence la présence dominante d'une saisonnalité changeante qui influence les distributions des variables touristiques. L'examen statistique de cette saisonnalité a conduit à une meilleure caractérisation de sa nature et des sources qui régissent son évolution. Restreindre ces sources à des facteurs climatiques implique que l'aspect saisonnier est de nature purement déterministe. En fait, cet aspect est généralement plus complexe avec la présence d'une composante stochastique.

Formellement et grâce aux tests de racines unitaires, nous avons voulu préciser dans une première étape, la nature de la saisonnalité qui caractérise les variables touristiques retenues ici. Nous avons donc appliqué dans un premier temps la procédure de Franses (1991) pour tester l'hypothèse de racine unitaire à la fréquence 0 et aux fréquences saisonnières, autrement dit pour vérifier si la saisonnalité est de type stochastique non stationnaire. Dans un deuxième temps, en appliquant la procédure d'Osborn, nous avons mesuré la contribution de la composante déterministe dont la présence semble atténuer le caractère stochastique de la composante non stationnaire

Au terme de cette recherche, il apparaît que la saisonnalité présente dans les séries est de nature mixte et que les racines de module unitaire n'existent que pour certaines fréquences.

La présence de racines de module unitaire à quelques fréquences seulement a permis d'établir que le filtre de différenciation saisonnière $(1-L)^{12}$ est contre-indiqué s'il est appliqué de manière systématique dans une étude telle que celle-ci consacrée au tourisme tunisien. Les tests formels de Franses sur les séries corrigées des variations saisonnières confirment la non fiabilité des filtres de désaisonnalisation dits "officiels". Ces filtres peuvent engendrer une autocorrélation de plus en plus importante lorsque le modèle contient une composante saisonnière

Il faut enfin noter que certains facteurs, tels que les politiques adoptées par les agences en matière de promotion du produit touristique tunisien en basse saison, viennent contribuer au lissage de cette saisonnalité en étalant l'activité touristique sur l'ensemble de l'année. Mais simultanément, ces facteurs peuvent accroître l'incertitude liée à la demande, en particulier la demande en basse saison.

Dans une deuxième étape, la modélisation en termes de cointégration nous a conduit à retenir deux systèmes de variables apparaissant soit dans la théorie standard de la demande, soit dans une approche de la demande induite par l'offre. Après nous être assurés de la concordance entre les composantes saisonnières qui caractérisent ces variables, nous avons pu détecter des relations d'équilibre de long terme à quelques fréquences saisonnières particulières, ce qui a permis de mettre en évidence des comportements différents en haute et basse saison. De plus, les variables étant exprimées en logarithmes, l'estimation des paramètres a fourni directement toute une série d'élasticités riches d'informations sur les attitudes des touristes.

Ces relations "d'équilibre" qui traduisent les similitudes entre les sources des variations saisonnières des séries univariées, ont montré l'importance non négligeable que revêtent les facteurs économiques (tels que les prix ou les revenus) dans l'explication de l'aspect stochastique de la saisonnalité du marché touristique tunisien. Au delà des effets des prix et des revenus qui apparaissent à travers les relations d'équilibre aux fréquences $\pi/2$, $5\pi/6$ et $\pi/6$, les résultats ont fait ressortir l'importance de la capacité d'accueil introduite comme facteur d'offre, notamment par le biais de l'estimation de la relation de cointégration complète.

Une série de relations de cointégration sont aussi associées à un modèle de demande induite mettant en exergue le rôle incitatif de l'offre (à travers la capacité d'accueil et la température) interprétable en termes de demande latente. De telles relations ont conforté l'idée qu'une partie de l'offre est flexible et peut être gérée par les professionnels du tourisme en fonction des préférences des touristes. Elles fournissent par ailleurs des estimations des élasticités de long terme de la demande (mesurée par le nombre d'entrées des touristes européens) aux indicateurs d'offre retenus dans cette étude.

Les modèles à correction d'erreur qui en découlent fournissent des estimations originales des réactions de la demande aux prix, aux revenus et à l'offre aussi bien à court qu'à long terme. Quelques signes inhabituels des coefficients estimés dans ce modèle pourraient être imputables à des erreurs de spécification, et peuvent de ce fait révéler la nécessité de recourir à un modèle de demande plus complet où les différents indicateurs, prix, revenus, offre et

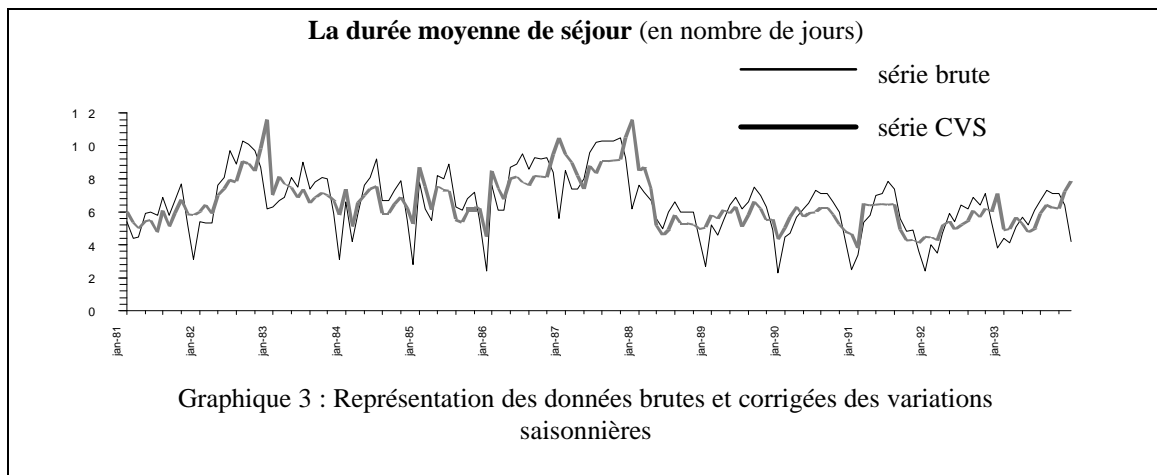
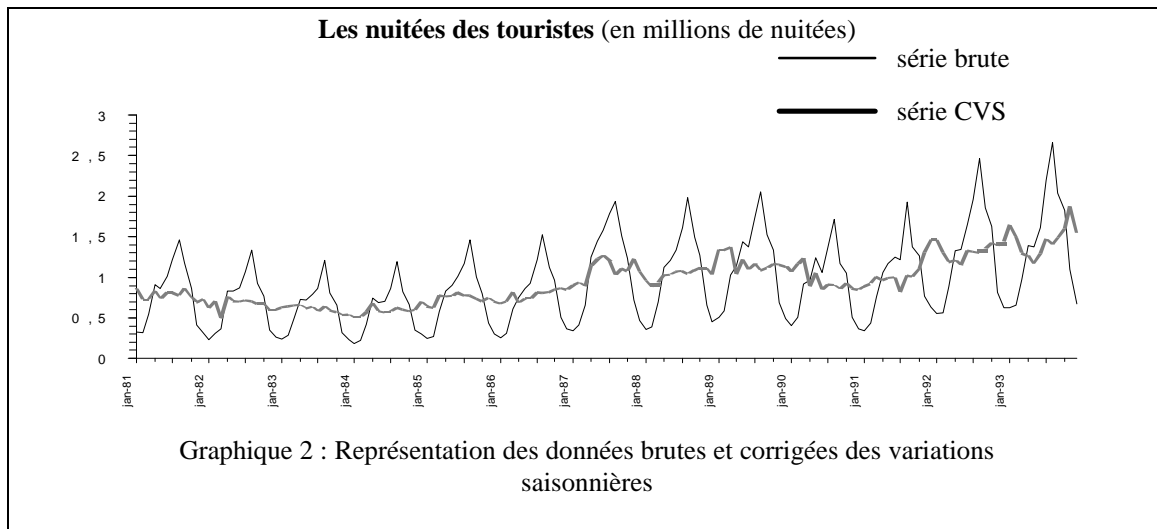
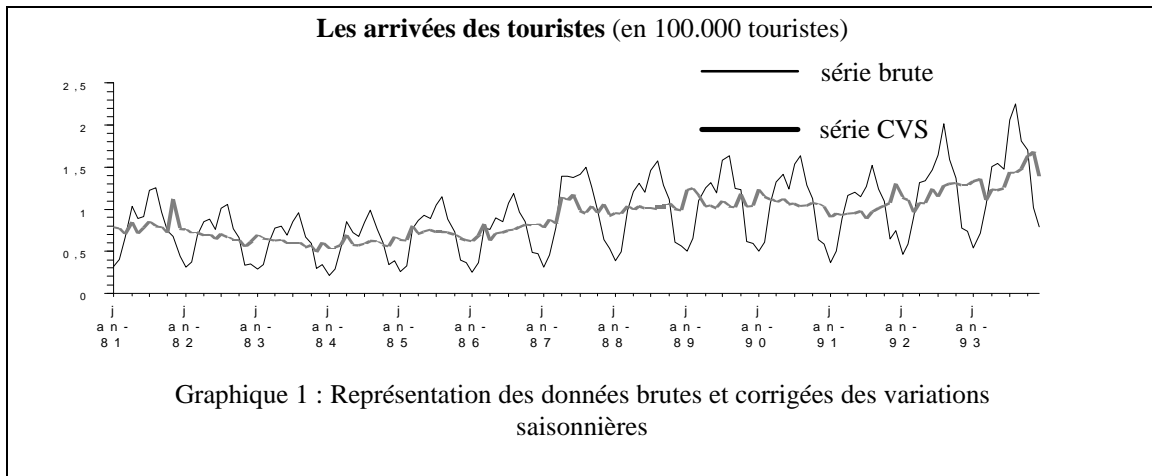
composantes inobservables (tendance et saisonnalité) interviennent simultanément pour expliquer la demande touristique. Mais ils pourraient aussi révéler l'existence de comportements passagers et apparemment irrationnels comme par exemple vis-à-vis des prix avec une élasticité positive.

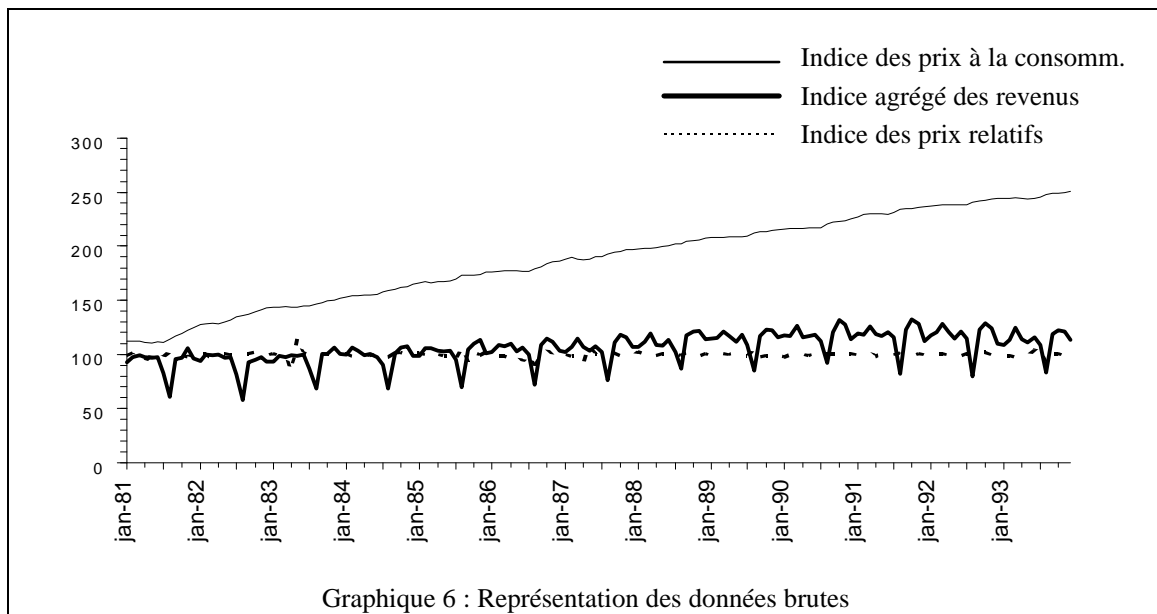
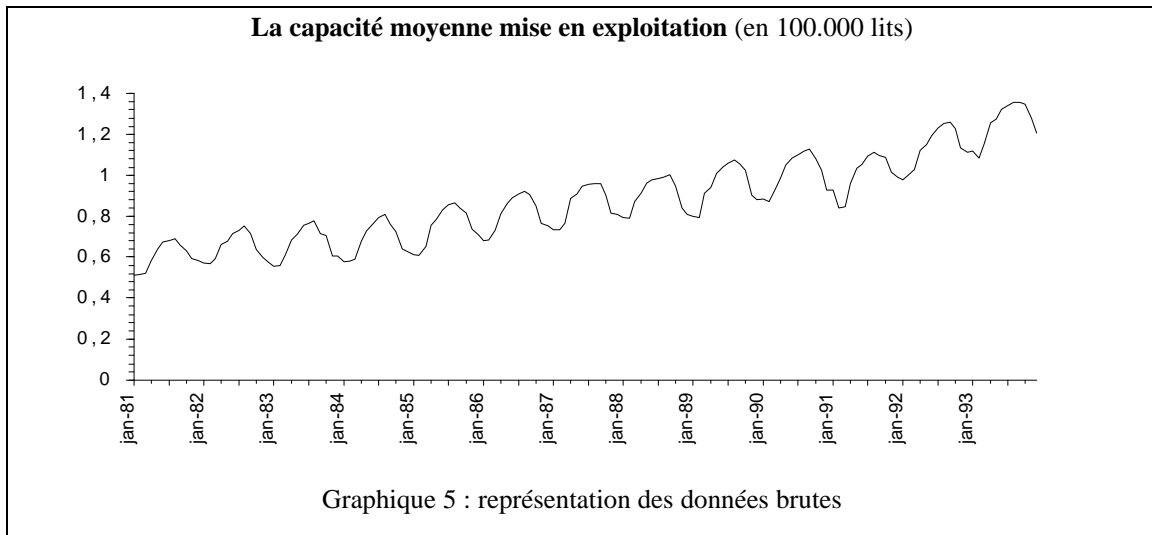
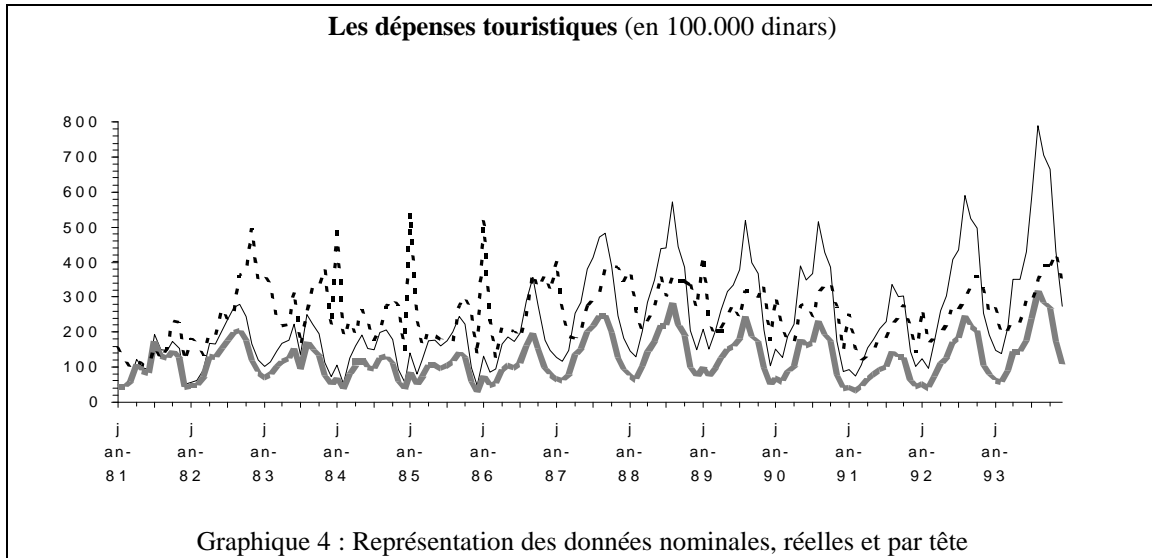
Notons pour conclure qu'une analyse réaliste de l'activité touristique doit tenir compte explicitement de la nature de la saisonnalité dans tout processus de modélisation et de prévision de la demande de séjours touristiques. L'examen des cycles saisonniers peut aider les gérants de ce secteur à adapter leur offre aux différentes saisons dans le cadre d'une politique de contrôle optimal des prix et/ou d'une gestion rationnelle des ressources qui constituent l'offre touristique.

Juillet 1998

Annexe 1 : Graphiques des séries touristiques

Echantillon: 1981:01-1993:12





Annexe 2 : Méthodes de calculs des indices

1- Indice agrégé des prix:

C'est une moyenne géométrique des ratios entre l'indice des prix à la consommation du ième pays émetteur et celui du pays récepteur (la Tunisie), pondéré par le poids de chaque marché dans l'industrie touristique tunisienne.

$$RP_{i,t} = \frac{IPC_{r,t}}{IPC_{i,t}}$$

où $IPC_{r,t}$ est l'indice des prix à la consommation en Tunisie,

$IPC_{i,t}$ est l'indice des prix à la consommation du pays i (France, Allemagne, Royaume-Uni et Italie).

$TC_{i,t}$ le taux de change moyen mensuel, en dinars par unité de monnaie du pays i.

L'indice agrégé est donné par l'expression suivante :

$$PRG_t = \prod_{i=1}^4 \left[\frac{RP_{i,t}}{RP_{i,t-1}} \right]^{a_{i,t}}$$

où le poids $a_{i,t}$ est défini par $a_{i,t} = \frac{n_{i,t}}{\sum_{i=1}^4 n_{i,t}}$, $n_{i,t}$ étant le nombre de touristes en provenance du

pays i, au cours du mois t.

2- L'indice agrégé des revenus

Afin d'approximer les revenus disponibles, nous avons considéré l'indice mensuel du salaire horaire ISO de chaque pays. L'indice agrégé des revenus sera donc la moyenne géométrique pondérée donnée par l'expression suivante :

$$IAR_t = \prod_{i=1}^4 (ISO_{it})^{a_{it}}$$

Annexe 3 : Tableaux

Tableau 1 : Correspondances entre les racines, les fréquences, les cycles et les opérateurs

Racines	Fréquences angulaires	Fréquences circulaires	Nombre de cycles par an	Opérateurs
-1	π	1/2	6	1+L
$\pm i$	$\pm \frac{p}{2}$ ($\frac{p}{2}$ et $\frac{3p}{2}$)	1/4	3	1+L ²
$-\frac{1}{2}(1 \pm \sqrt{3}i)$	$\mp \frac{2p}{3}$ ($\frac{2p}{3}$ et $\frac{5p}{3}$)	1/3	4	1+L+L ²
$\frac{1}{2}(1 \pm \sqrt{3}i)$	$\pm \frac{p}{3}$ ($\frac{p}{3}$ et $\frac{4p}{3}$)	1/6	2	1-L+L ²
$-\frac{1}{2}(\sqrt{3} \pm i)$	$\mp \frac{5p}{6}$ ($\frac{5p}{6}$ et $\frac{11p}{6}$)	5/12	5	1+ $\sqrt{3}$ L+L ²
$\frac{1}{2}(\sqrt{3} \pm i)$	$\pm \frac{p}{6}$ ($\frac{p}{6}$ et $\frac{7p}{6}$)	1/12	1	1- $\sqrt{3}$ L+L ²

Tableau 2 : Statistiques des tests ADF à la fréquence 0

Variables	p	T'	Φ1	Φ2	Φ3
ET	15	141	0,7068	4,1951	5,7557
ET (cvs)	3	152	0,5997	3,1095	4,0672
NT	25	131	1,1385	2,7953	3,7536
NT (cvs)	1	154	0,7537	3,4537	4,7900
DS	13	143	3,0466	4,0511	6,0767
DS (cvs)	6	149	3,3823	3,1234	4,6568
CME	13	143	8,4131	7,2253	2,4603
DT nominales	13	143	1,9037	2,9074	3,7536
DT réelles	13	143	3,0494	2,2841	3,2408
DT/ET	14	142	9,4131	6,2334	9,1969

En gras, rejet de l'hypothèse de présence d'une racine unitaire. Au seuil de 5%, les valeurs critiques retenues pour T=100 sont respectivement : $\Phi 1^* = 4,71$ $\Phi 2^* = 4,88$ et $\Phi 3^* = 6,49$

Tableau 3 : Les résultats des tests de Franses (sans V.I.S)

Vecteurs	Y¹			Y²		
Fréquences	DT/IPC	PRG	IAR	ET	CME	W
0	-4,60	1,98	-0,82	-2,57	-3,14	0,20
<i>p</i>	0,20	-1,38	-1,87	0,32	1,00	-2,23
$\frac{p}{2}$	29,31	1,38	0,88	56,41	47,02	4,18
$\frac{5p}{6}$	5,50	7,42	4,83	12,05	19,63	9,50
$\frac{p}{6}$	4,85	1,88	0,81	19,98	24,36	5,42
$\frac{2p}{3}$	12,55	10,03	4,21	10,29	24,07	4,14
$\frac{p}{3}$	9,13	3,58	2,52	13,13	18,45	11,99

Les cellules grisées correspondent à l'acceptation de la racine de module unitaire au seuil d'erreur de 5%.

Tableau 4 : Les résultats des tests de Franses (avec des V.I.S)

Vecteurs	Y¹			Y²		
Fréquences	DT/IPC	PRG	IAR	ET	CME	W
0	-4,01	-0,29	-0,49	-5,37	-3,31	-0,33
<i>p</i>	1,08	2,33	-2,75	2,05	1,59	-1,32
$\frac{p}{2}$	21,95	5,41	4,79	64,57	47,50	5,41
$\frac{5p}{6}$	3,03	8,91	5,30	10,19	20,64	9,91
$\frac{p}{6}$	1,13	4,45	2,85	9,89	2,51	2,78
$\frac{2p}{3}$	10,63	14,27	11,21	12,62	29,37	5,59
$\frac{p}{3}$	6,16	8,33	11,97	9,04	22,31	15,94

Les cellules grisées correspondent à l'acceptation de la racine de module unitaire au seuil d'erreur de 5%.

Bibliographie

Bac, C. (1994) "Saisonnalité et non stationnarité : Une analyse en termes de séries temporelles avec application à la boucle prix-salaire et à la dynamique des stocks", *Thèse de doctorat* (Université de Paris I, Panthéon - Sorbonne)

Barsky, R. B. et J.A. Miron (1989) : "The seasonal cycles and the business cycles", *Journal of Political Economy* 97, p. 503-34

Beaulieu, J.J. et J.A. Miron (1992) : "A cross country comparison of seasonal cycles and business cycles" *Economic Journal* 102, p. 772-88

Beaulieu, J.J. et J.A. Miron (1993) : "Seasonal unit roots and deterministic seasonal in aggregate U.S. Data", *Journal of Econometrics* 55, p. 305-328

Box, G.E.P. et G.M. Jenkins (1976) : "Time series analysis, forecasting and control. ", Holden Day, San Francisco, CA

Cazes, G. (1992) : "Tourisme et Tiers-Monde : un bilan controversé", éd L'Harmattan, Collection Tourisimes et sociétés, Paris

Davidson, R. et J.G. Mackinnon (1993) : "Estimation and inference in econometrics", Oxford University Press, Oxford, New York

Dickey, D.A. et W.A. Fuller (1979) : "Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root", *Journal of the American Statistical Association* 74, p. 427-437

Dickey, D.A. et W.A. Fuller (1981) : "Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root", *Econometrica* 49, p. 1057-1072

Engle, R.F. et C.W.J. Granger (1987) : "Cointegration and error correction : representation, estimation and testing", *Econometrica*, vol 55, p. 251-276

Engle, R.F., C.W.J. Granger et J.J Hallman (1989) : "Merging short and long-run forecast: an application of seasonal cointegration to monthly electricity sales forecasting", *Journal of Econometrics* 40, p. 45-62.

Engle, R.F. C.W.J. Granger, S. Hylleberg et H.S. Lee (1993) : "Seasonal cointegration : the Japanese consumption function, 1961:1-1987:4", *Journal of Econometrics* 55, p. 275-298

Franses, P.H. (1990) : "Testing for seasonal unit roots in monthly data", *Report no. 9032/A Econometric Institute, Erasmus University, Rotterdam*

Franses, P.H., S. Hylleberg et H.S. Lee (1995) : "Spurious deterministic seasonality", *Economic Letters* 48, p. 249-56

- Ghysels, E. (1990) : "Unit root tests and the statistical pitfalls of seasonal adjustment: The case of U.S. postwar real Gross National Product", *Journal of Business and Economic Statistics* 8, p. 145-52
- Ghysels, E. (1994) : "L'analyse économétrique et la saisonnalité", *L'Actualité Economique* 70, p. 43-62
- Ghysels, E., H.S. Lee et J. Noh (1994) : "Testing for unit roots in seasonal time series : Some theoretical extension and a Monte-Carlo investigation", *Journal of Econometrics* 62, p. 415-42
- Ghysels, E., H.S. Lee et P. Siklos (1993) : "On the (mis)specification of seasonality and its consequences : an empirical investigation with U.S. data", *Empirical Economics* 18, p. 747-760
- Ghysels, E. et Perron (1993) : "The effect of seasonal adjustment filters on tests for unit root", *Journal of Econometrics* 55(1-2), p. 57-98
- Gouriéroux, C. et Peaucelle I. (1989) : "Detecting a long run relationship", *Cahiers du Cepremap*, N° 8902
- Haldrup, N. (1993) : "Essays on the estimation and inference in non-stationary time series models", *Ph.D. dissertation*, Institute of Economics, University of Aarhus, Aarhus
- Hylleberg, S. (1995) : "Tests for seasonal unit roots : general to specific or specific to general ?", *Journal of Econometrics* 69, p. 5-25
- Hylleberg, S., R.F. Engle, C.W.J. Granger et B.S. Yoo (1990) : "Seasonal integration and cointegration", *Journal of Econometrics* 44, p. 215-38
- Hylleberg, S., C. Jørgensen, and N. K. Sørensen (1992) "Seasonality in macroeconomic time series", *Empirical Economics* 18, p. 321-95
- Johansen, S. (1991) : "Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models", *Econometrica* 59, p.1551-1580
- Johansen, S. et K. Juselius (1990) : "Maximum likelihood estimation and inference on cointegration - with application to the demand for money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 52, p. 169-210
- Johnson, P. et B. Thomas (1995) : " Choice and demand in tourism", Mansell, London.
- Kunst, R.M. (1993 a) : "Seasonal cointegration in macroeconomic systems : case studies for small and large European countries", *The Review of Economic and Statistics* 75, p. 325-330
- Kunst, R.M. (1993 b) : "Seasonal cointegration, common seasonals, and forecasting seasonal series", *Empirical Economics* 18, p. 761-776

Lee, H.S. (1992) : "Maximum likelihood inference on cointegration and seasonal cointegration", *Journal of Econometrics* 54, p. 1-47

Luigi, E. et C. Dongkoo (1996) : "Testing the joint hypothesis of rationality and neutrality under seasonal cointegration : the case of Korea", *Journal of Econometrics* 74, p. 363-386

Nankervis, J.C. et N.E. Savin (1987) : "Testing the autoregressive parameter with the t statistics", *Journal of Econometrics* 27, p. 143-61

Osborn, D.R. (1990) : "A survey of seasonality in U.K. macroeconomic variables", *International Journal of Forecasting* 4, p. 327-36

Osborn, D.R., A.P.L. Chui, J.P. Smith and C.R. Birchenhall (1988) : "Seasonality and the order of integration for consumption", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 50(4), p. 361-377

Perron, P. (1993) "Racines unitaires en macro-économie : le cas d'une variable", in *Macroéconomie, Développements récents*, Economica, Paris (sous la direction de P. Malgrange), p. 327-358

Phillips, P.C.B. (1986) "Understanding spurious regression in econometrics", *Journal of Econometrics* 33, p. 311-340

Renoux, M. (1972) : "Techniques économétriques de prévision de la demande touristique et amorce de leur intégration dans un système décisionnel", *Rapport Méthodologique N°1*, Ministère du tourisme, de la chasse et de la pêche, Gouvernement du Québec

Shiller, R.J. et P. Perron (1985) : "Testing the random walk hypothesis : power versus frequency of observation", *Economic Letters* 18, p. 381-386

Uysal, M. et J. Crompton (1985) : "Deriving a relative price index for inclusion in international tourism demand estimation models", *Journal of Travel Research* 24, p. 32-34

Yoo, B. S. (1987) "Co-integrated time series : structure, forecasting and testing", *Ph.D. Dissertation*, University of California, San Diego

**Non-stationnarité et cointégration saisonnières
Application au tourisme tunisien**

Chokri OUERFELLI, Marie-Claude PICHERY

Proposition de communication au SESAME
Huitièmes journées
Montpellier
7 au 9 septembre 1998

LATEC, PEG 2 bd Gabriel - 21000 DIJON (France)
tél : 03 80 39 54 34 - fax : 03 80 39 54 43