

La demande touristique européenne en Tunisie

Chokri OUERFELLI

Doctorant

LATEC (UMR 5601 - CNRS), Université de Bourgogne

Résumé

L'objectif de ce travail consiste à faire ressortir, à côté de la saisonnalité (en partie due au climat), certains indicateurs économiques susceptibles d'expliquer la demande adressée à l'industrie touristique tunisienne: le prix, le revenu et l'offre. Ces différents indicateurs sont inclus dans un modèle structurel visant à expliquer la demande touristique. Des méthodologies de modélisation, permettant d'appréhender la variabilité des séries touristiques, ont été proposées. Nous avons retenu le Modèle Structurel de Base et l'approche de Harvey (1990) comme stratégie d'estimation et de prévision. Nous avons retenu aussi le Modèle de Fonction de Transfert et la Spécification Autorégressive à Retards Echelonnés. Les équations finales à estimer de ces spécifications, basées sur des tests de vérification, ont montré leur aptitude à représenter pertinemment la demande touristique. La comparaison de ces différents modèles a contribué amplement à affiner les résultats empiriques notamment en ce qui concerne l'estimation des élasticités de la demande, et à améliorer la précision des prévisions qui en découlent.

Mots Clés: Demande touristique induite, Saisonnalité, Modèle structurel de base, Fonction de transfert, Spécification autorégressive à retards échelonnés, élasticités

Classification JEL : C22 C53 D12

Abstract

The purpose of this paper is to delimit, with seasonality (in part caused by weather), certain economic indicators in order to explain european demand for tunisian tourist services: price, income and supply. These relevant indicators were included in a structural model to explain tourist demand. Modelling methodologies, allow to apprehend tourist time series variability, were proposed. We have suggest the Basic Structural Model and Harvey (1990)'s estimation and prediction strategy. We have also suggest Transfer Function Model and Autoregressive distributed Lag Distribution. Final equations, based on diagnostic checking, were suitably fitted tourist demand. The comparison of these different models widely contributed to refine empirical results particularly the estimation of demand elasticity, and to improve prediction accuracy.

Key-words: Supply induced demand, Seasonality, Basic structural model, Transfer function model, Autoregressive distributive lags models, elasticity

JEL classification : C22 C53 D12

Introduction

Le tourisme joue un rôle moteur dans le développement économique de la Tunisie en raison de sa contribution à la couverture du déficit de la balance commerciale et à la résolution du problème du chômage. Cependant, ce secteur manifeste un fort comportement saisonnier qui se traduit par une concentration de la demande au cours de quelques mois de l'année (juillet, août et septembre). Il est dû au caractère essentiellement balnéaire du tourisme tunisien attirant un plus large public pendant la haute saison (chaude et ensoleillée). Il en résulte donc une sous utilisation des sites touristiques hors saison affectant négativement la rentabilité de ce secteur et par suite ses performances financières. Pour remédier à cette situation, l'administration et les professionnels du tourisme, soucieux d'étaler cette demande sur l'année, sont amenés à proposer de multiples avantages aux touristes visitant la Tunisie pendant la basse et la moyenne saisons.

Le choix des objectifs en matière du tourisme est fondé sur une adéquation entre les tendances d'évolution de la demande touristique potentielle d'une part, et les possibilités de l'offre d'autre part. Ces objectifs visent une évaluation qualitative et quantitative de la demande potentielle sur la base d'une évolution prévisionnelle fondée sur des hypothèses réalistes de manière à réduire la marge d'incertitude liée aux changements des conjonctures interne et internationale.

L'objectif de ce travail consiste à faire ressortir à côté de la saisonnalité (en partie due au climat) certains indicateurs économiques susceptibles d'expliquer la demande adressée à l'industrie touristique tunisienne: le prix, le revenu et l'offre. En effet, des prix adaptés et une offre diversifiée constituent deux outils fondamentaux de toute politique volontariste qui cible un tourisme de masse étalé sur toute l'année. Ces différents indicateurs peuvent être inclus dans un modèle structurel visant à expliquer la demande touristique. En outre, compte tenu du caractère dynamique de la décision touristique, l'analyse doit prendre en compte la mémoire des variables pour représenter leur évolution. Enfin, étant donné le caractère saisonnier des phénomènes touristiques, il convient de tenir compte de l'effet prononcé, mais pas toujours strictement périodique, de la saisonnalité sur la décision du touriste.

Des spécifications adéquates et suffisamment flexibles sont proposées pour appréhender la variabilité des séries touristiques ; le modèle saisonnier approprié pour construire des prévisions de la demande touristique européenne sera le Modèle Structurel de Base avec des variables explicatives. L'approche de Harvey (1990) sera explicitée pour estimer les paramètres inconnus de ce modèle et déduire la fonction de prévision. Les procédures d'estimation basées sur la méthode du maximum de vraisemblance et les procédures d'inférence seront donc conduites. Une telle spécification permet d'identifier la nature des différentes composantes à l'aide de tests de diagnostic fondés sur la procédure de sélection de type AIC et les valeurs estimées des variances des différentes composantes.

Des spécifications différentes qui tentent de combiner la méthode des séries temporelles et les méthodes causales ont été adoptées pour modéliser la demande touristique. L'accent est mis sur le Modèle de Fonction de Transfert (en abrégé, MFT) et la Spécification

Autorégressive à Retards Echelonnés (en abrégé, SARE) appliqués à des variables saisonnières; la comparaison de ces différents modèles nous autorise à choisir celui qui génère la prévision optimale. Nous disposons pour ce faire de données mensuelles tunisiennes et européennes couvrant la période allant de janvier 1981 à décembre 1993.

Ce papier est articulé en trois sections : dans une première section, nous présenterons les facteurs qui régissent l'évolution de la demande touristique tunisienne. Nous mettrons l'accent notamment sur les indicateurs qui, outre le climat, expliquent la variabilité de l'activité touristique. La deuxième section sera consacrée au choix de la forme fonctionnelle ; nous exposerons la spécification d'un modèle structurel et l'approche de Harvey (1990) ainsi que les spécifications issues de l'approche de Box et Jenkins (1976). La troisième section sera consacrée à la présentation des résultats des estimations et les enseignements qui en découlent en matière de comportements touristiques et de politiques économiques. Le développement de la stratégie de prévision de la demande touristique fera l'objet d'une quatrième section. Nous fournirons une étude comparative des performances prévisionnelles de la spécification retenue avec celles issues de l'approche classique : le MFT et la SARE. Nous achèverons ce travail par quelques commentaires et une conclusion qui feront l'objet d'une cinquième section.

1 Spécification de la demande touristique et définition de l'échantillon d'étude

Nous envisagerons dans cette section d'énumérer les facteurs qui affectent l'évolution de la demande adressée au marché touristique tunisien. Une définition préliminaire de ces facteurs permettra en effet de choisir les variables susceptibles de jouer un rôle explicatif dans un système de demande. Nous mettrons l'accent sur les raisons méthodologiques qui expliquent ce choix. Au terme de cette section, nous présenterons une description de l'échantillon d'étude.

1.1 Spécification de la demande touristique

L'expansion de la demande, qu'il s'agisse de tourisme d'agrément ou de tourisme culturel, est la résultante de divers facteurs. Au nombre desquels figure une conjoncture économique favorable, un climat politique propice et une volonté affirmée de la part des autorités politiques de faire de ce secteur, d'une importance capitale pour l'économie tunisienne, un des piliers du développement du pays.

1.1.1 Quantification de la demande touristique

Pour évaluer les performances de ce secteur, les professionnels du tourisme privilégient le nombre d'entrées ainsi que le nombre de nuitées des touristes européens comme approximations significatives de la demande touristique en Tunisie. Ainsi, de par son caractère d'indicateur de "l'intensité touristique" d'une destination, le nombre de nuitées reflète la durée de séjour et permet d'évaluer l'infrastructure hôtelière offerte à l'hébergement. Il semble donc pertinent de retenir cette variable comme une approximation quantitative de la demande adressée au marché touristique tunisien.

1.1.2 Les déterminants de la demande touristique

Il s'agit de cerner les indicateurs qui fondent les motivations et le choix du touriste d'une destination potentielle et qui conduisent à la concrétisation du besoin d'acquérir des biens sur place. D'un côté, compte tenu des difficultés à pouvoir cerner et chiffrer toutes les activités dont dépend directement ou indirectement le secteur touristique. D'un autre côté, étant donné la diversité et la multiplicité des besoins du touriste, qui ont souvent tendance à changer de nature et d'intensité, nous allons nous limiter aux plus importants d'entre eux. La demande est étroitement liée aux prix, au revenu mais aussi à l'offre touristique notamment les richesses naturelles (climat, plages ensoleillées) et la capacité d'accueil (les hôtels de luxe, les villages de vacances...).

1.1.2 - 1 Le facteur revenu

Pour définir et quantifier ce facteur, nous allons nous placer dans le cadre d'une économie de marché où la demande solvable, qui est une expression monétaire, est fonction du revenu disponible. Le budget consacré aux loisirs est le reliquat disponible après la couverture des besoins vitaux. Depuis quelques années, grâce à l'amélioration du niveau de vie dans beaucoup de pays émetteurs, on constate que la consommation touristique occupe une place de plus en plus importante dans les budgets familiaux. La demande touristique dépend donc du revenu du touriste. Dans ce cas, l'étude de l'élasticité revenu, permet en particulier d'élaborer des diagnostics sur la demande touristique suite aux changements dans les distributions de revenu. Si l'élasticité de la demande par rapport au revenu est de plus en plus forte, elle dépend aussi des prix pratiqués.

1.1.2 - 2 Le facteur prix

Les prix affectent la demande touristique au niveau global, mais ils peuvent modifier le comportement du touriste vis-à-vis du choix de la destination, du type d'hébergement et des activités pratiquées. Ce facteur englobe généralement le prix du voyage et le coût de séjour. Or, la concurrence de plus en plus agressive entre les compagnies de transport d'une part, et le développement des "voyages organisés" produits par les tours-opérateurs d'autre part, ont fait que la part consacré au prix de voyage est devenu négligeable dans les dépenses de vacances.

Par ailleurs, le coût de séjour, composant essentiel des dépenses touristiques, regroupe les prix pratiqués par les hôtels (les prix de nuitée et du pension) ainsi que l'indice des prix à la consommation. Or, compte tenu des difficultés de collecte des informations statistiques concernant les prix affichés par les hôtels bénéficiant sur le marché d'une situation oligopolistique, ces prix seront mesurés par la recette touristique à la nuitée.

Recettes globales = Prix × Quantité \equiv (Recette à la nuitée) × Nombre de nuitées

1.1.2 - 3 Les indicateurs de l'offre touristique

Le produit touristique tunisien est composé essentiellement d'hébergement et du transport. La capacité d'accueil notamment sous l'angle des capacités d'hébergement est une composante cruciale de l'offre touristique. Elle semble influencer la demande potentielle sous deux angles : premièrement, elle reflète la qualité du produit et transmet l'image et la notoriété

du pays. Deuxièmement, du fait que l'offre de 'ce produit' change de qualité et de quantité, elle peut donc être planifiée selon les aspirations de la demande.

Par conséquent, il convient de supposer que l'offre est un facteur flexible et ses indicateurs peuvent être gérés par les professionnels du tourisme en vue d'améliorer la notoriété d'une région touristique (cf. Bailly et Paelinck 1988). De même, Johnson et Thomas (1995) soulignent les impacts négatifs de l'hypothèse d'une offre touristique infiniment élastique et du postulat néoclassique de l'indépendance de l'offre et de la demande. Il importe donc d'intégrer explicitement les facteurs d'offre dans l'équation de demande.

Formellement, la fonction de demande sera de la forme :

$$y^d = y(P, R, y^o), \quad \text{avec} \quad \frac{\partial y}{\partial P} < 0, \quad \frac{\partial y}{\partial R} > 0 \quad \text{et} \quad \frac{\partial y}{\partial y^o} > 0$$

Où y^d est la quantité demandée ; elle représente la consommation touristique¹, et y^o est la quantité offerte ; elle désigne la capacité d'accueil sous l'angle de la capacité moyenne en lits mise en exploitation. En particulier, la troisième condition (i.e. $\partial y / \partial y^o > 0$) implique que l'offre induit la demande². Il convient de vérifier cette condition en adoptant une stratégie consistant à tester l'hypothèse d'une élasticité de la demande par rapport à la capacité positive. Nous proposerons ainsi une justification empirique de l'hypothèse d'induction de la demande par l'offre touristique. Pour ce faire, nous allons retenir 'la capacité moyenne mise en exploitation' comme approximation quantitative de l'offre d'hébergement.

1.1.2 - 4 Les facteurs psychosociologiques

Le touriste bien conditionné par les indicateurs économiques ne traduit pas le plus souvent un comportement rationnel face aux variations de ces paramètres. Ce comportement est expliqué par les effets des facteurs psychosociologiques sur les éléments du choix du site touristique et des biens et services à consommer. Ces facteurs regroupent le goût, les préférences, l'âge, la catégorie socioprofessionnelle, le rapport qualité / prix, etc. Diverses méthodes sont utilisées en pratique pour représenter ces facteurs. La méthode traditionnelle consiste à supposer que ces facteurs sont constants dans le temps (Gray, 1966). Or, cette méthode semble irréaliste compte tenu du caractère changeant et évolutif de la demande touristique qui traduit une évolution aléatoire des préférences du touriste vis-à-vis des produits tunisiens. Une procédure flexible consiste donc à supposer que l'évolution de ces facteurs suit une tendance stochastique³ (Gonzalez et Moral, 1995 entre autres).

1.1.2 - 5 Le facteur saisonnier

L'activité touristique en Tunisie manifeste un fort comportement saisonnier qui se traduit par une concentration de la demande dans quelques mois de l'année (juillet, août et

¹ y^d résulte ex post de l'équilibre entre les fonctions d'offre et de demande.

² Cf. Reinhardt (1987, p.621).

Voir aussi Evans (1974), Rossiter et Wilensky (1983, 1984), Stano (1987), Reinhardt (1987) et Rossiter (1987) pour des études détaillées de l'hypothèse de la demande induite appliquée à la relation Médecins-Patients. Reinhardt (1987, p.622) évoque, en l'occurrence, le cas général d'une firme qui s'efforce de créer la demande à travers l'augmentation des dépenses publicitaires.

³ Espasa et al (1990, 1993), Martin et Witt (1989), Harvey (1989) et Pehkonen (1992).

"La présence d'un trend stochastique peut souvent être rationaliser par le fait qu'une variable a été exclue de l'équation parce qu'elle est difficile, ou encore impossible, à mesurer", Harvey et Shephard (1993, p. 274).

septembre). Il est dû au caractère essentiellement balnéaire du tourisme tunisien attirant un plus large public pendant la haute saison (chaude et ensoleillée). Ce comportement affecte négativement la rentabilité de ce secteur et par suite ses performances financières, puisque l'administration nationale du tourisme, soucieuse d'étaler cette demande sur l'année, est amenée à proposer des facilités pendant la basse et la moyenne saisons. Elle élabore ainsi des programmes précis visant à :

- cibler les segments de consommateurs '*qui peuvent partir en vacance en dehors de la saison estivale*⁴' (les retraités, les congressistes..);
- différencier le produit offert à ces consommateurs en développant un tourisme pour d'autres motifs : culturels, d'affaires,..où le facteur climatique ne joue pas en priorité.

Cependant, depuis le développement par Hylleberg, Engle, Granger et Yoo (1990) d'une procédure de test de racines unitaires saisonnières, et l'application de cette procédure aux séries touristiques tunisiennes, on admet largement que les formes saisonnières fluctuent faiblement dans le temps (cf. Ouerfelli et Pichery, 1998). De même, le caractère quasi stable des formes saisonnières est vraisemblablement dû à une importante saisonnalité déterministe (voir graphiques en annexe 1)⁵. Il est question donc d'inclure explicitement la saisonnalité dans des modèles suffisamment 'flexibles' pouvant tenir compte des différents aspects de cette composante.

1.2 Construction de l'échantillon

Il est clair que pour construire des prévisions de court terme, il est nécessaire de considérer des intervalles de temps assez courts et des échantillons de tailles assez importantes. En effet, étant donné le caractère saisonnier de l'activité touristique, une étude sur des données trimestrielles ou mensuelles permet d'estimer des modèles économétriques qui sont adaptables à des processus dynamiques complexes. Cette méthode présente en plus l'avantage de fournir aux résultats l'homogénéité et la précision indispensables pour toute interprétation rigoureuse. Or, en plus du problème de la saisonnalité, on est souvent confronté, avec ce genre de données, à la pénurie d'informations de haute fréquence notamment sur les variables explicatives (le revenu disponible par tête, l'indice des prix touristiques). Pour remédier à ce problème, on a souvent recourt à des indicateurs approximatifs qui répondent aux critères de représentativité et d'évolution de la variable explicative non disponible.

L'administration touristique tunisienne fournit des informations mensuelles concernant la demande et l'offre touristiques ainsi que des données chiffrées exprimant les performances financières de ce secteur. Ces données sont collectées par l'Office National du Tourisme Tunisien (O.N.T.T) auprès des organismes spécialisés (notamment les hôtels, les compagnies aériennes, la Banque Centrale, l'Institut National de Statistique, etc). Ces informations, résumant l'essentiel de l'activité touristique, sont publiées dans un document annuel intitulé 'le Tourisme Tunisien en Chiffres'. Nous disposons donc de séries brutes de données mensuelles sur les indicateurs de la demande et de l'offre, (explicités supra), autrement dit le nombre de nuitées dans les moyens d'hébergements (NT), les arrivées des touristes aux frontières nationales (ET) et la capacité moyenne mise en exploitation (CME). Ces séries couvrent la période 1981:1-1993:12, soit un échantillon de 156 observations mensuelles et concernent les

⁴ Lanquar (1992, p. 22).

⁵ Franses (1996, p. 33) note: "*les formes saisonnières peuvent changer, non seulement à cause des changements des conditions climatiques, mais aussi suite aux changements des habitudes et les changements des fonctions d'utilité des agents économiques.*"

4 marchés émetteurs européens: la France, l'Allemagne, le Royaume-Uni et l'Italie. Enfin, pour estimer les données manquantes, la procédure de prévision de Box et Jenkins (1976) basée sur les modèles SARIMA a été utilisée.

Par ailleurs, les données relatives à l'indice des prix à la consommation de la Tunisie et de ces 4 marchés (IPC), le taux de change moyen mensuel du dollar en unité de monnaie de chaque pays (TC) ont été regroupés dans la périodique 'Monthly Bulletin of Statistics' publiée mensuellement par l'Organisation des Nations Unies (O.N.U). Celles relatives au revenu disponible brut sont publiées dans le document trimestriel: 'Eurostat (Comptes Nationaux Trimestrielles)'. Pour chacune de ces variables, nous aurons besoin de la construction de nouveaux indicateurs agrégés en vue de tenir compte des différents marchés considérés dans cette étude.

L'opération d'agrégation concerne essentiellement la construction d'un indice agrégé des revenus pour les 4 marchés évoqués supra et qui prend en considération le 'poids' de chaque marché dans la demande européenne globale. Le calcul formel de ces poids est fondé sur le ratio mensuel du nombre d'arrivées des touristes du pays considéré et le nombre global d'arrivées des touristes européens⁶. Le revenu disponible agrégé est la moyenne géométrique des revenus disponibles par tête de chaque pays pondéré par les poids de chaque marché :

$$\left[\begin{array}{c} \text{Revenu agrégé} \\ \text{au mois } t \end{array} \right] = \prod_{i=1}^4 (\text{Revenu disponible au mois } t)^{\alpha_{it}}$$

où α_{it} désigne le poids du pays i dans l'industrie touristique tunisienne au mois t , $i \in \{ \text{France, Allemagne, Royaume-Uni, Italie} \}$; il est donné par la formule suivante :

$$a_{it} = \frac{n_{i,t}}{\sum_{i=1}^4 n_{i,t}}, \quad n_{it} \text{ étant le nombre de touristes en provenance du pays } i, \text{ au cours du mois } t, \\ t=1, \dots, 156.$$

2 forme fonctionnelle

Les générations des formes fonctionnelles utilisées pour représenter la demande touristique sont résumées dans les trois formes suivantes (Martin et Witt, 1987 et Witt et Witt, 1992) :

- 1- une forme linéaire
- 2- une forme logarithmique : Log-linéaire
- 3- une forme semi-logarithmique

Cependant, ces spécifications sont utilisées souvent sous forme statique. Or, la modélisation des comportements du touriste nécessite de recourir à des spécifications dynamiques permettant de distinguer le court, le moyen et le long terme de leur évolution (cf, Paelinck, 1994). De plus, il convient de tenir compte de l'effet de la saisonnalité sur la décision du touriste de partir en vacances. Nous serons donc amenés à adopter des

⁶ cf. Uysal et Crompton (1985) et Gonzalez et Moral (1995) pour plus de détail sur la méthode.

spécifications suffisamment flexibles pour capter les différents aspects de la non stationnarité saisonnière des séries.

Concrètement, la fonction de demande doit intégrer explicitement non seulement la tendance et la saisonnalité (partie non observable), mais aussi des variables exogènes (partie observable, qui englobe le prix, le revenu et la capacité d'accueil), ce qui constitue le fondement du modèle structurel de base (en abrégé, MSB) développé par Harvey (1990). Ce modèle sera estimé en appliquant la procédure itérative du filtre de Kalman. Une telle procédure, adaptée aux modèles de régression à coefficients variables dans le temps, permet de calculer la prévision à l'horizon d'une période chaque fois qu'une nouvelle observation est disponible.

Nous nous attachons à exposer, dans cette section, les principales spécifications retenues dans cette étude. Nous mettons l'accent, premièrement, sur l'identification et l'estimation de la spécification MSB qui semble convenir aux ambitions de cette étude empirique. Nous proposons, deuxièmement, les deux spécifications qui relèvent de l'approche classique des séries temporelles : la fonction de transfert et la spécification autorégressive à retards échelonnés.

2.1 Présentation du modèle structurel de base

Dans un modèle général à composantes non observables, une série chronologique $\{y_t\}$ peut être décomposée en un trend (μ_t), une composante saisonnière (S_t) et une composante irrégulière (ε_t) selon une relation additive :

$$y_t = \mu_t + S_t + \varepsilon_t, \quad (2.1)$$

ou multiplicative :

$$y_t = \mu_t \cdot S_t \cdot \varepsilon_t \quad (2.2)$$

Nous allons restreindre notre analyse au cas additif, (le modèle multiplicatif se réduit au modèle additif en appliquant le logarithme). On suppose que ces différentes composantes suivent un comportement systématique dans le temps et qu'elles peuvent être mesurées empiriquement.

Supposons à présent que des variables explicatives sont introduites, le modèle global se présente alors sous la forme :

$$y_t = \mu_t + S_t + x_t' \delta + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, T \quad (2.3)$$

où x_t est un vecteur de k variables explicatives et δ est le vecteur des paramètres inconnus associés à ces variables.

Pour chaque composante, nous considérons la spécification suivante :

i) la tendance μ_t est linéaire stochastique avec une pente β qui suit une marche aléatoire sans dérive :

$$\begin{cases} m_t = m_{t-1} + b_{t-1} + h_t & h_t \rightarrow N(0, S_h^2) \\ b_t = b_{t-1} + x_t & x_t \rightarrow N(0, S_x^2) \end{cases} \quad (2.3a)$$

ii) la composante saisonnière S_t est définie par :

$$S_t = \sum_{j=1}^{s-1} g_j D_{jt}, \text{ où les } D_{jt} \text{ sont les variables indicatrices saisonnières données par :}$$

$$D_{jt} = \begin{cases} 1, & t = j, j+s, j+2s, \dots \\ 0, & t \neq j, j+s, j+2s, \dots \\ -1 & t = s, 2s, 3s, \dots \end{cases} \quad j = 1, \dots, s-1$$

En particulier, il vient de cette expression que pour $t = s, 2s, 3s, \dots$, $\sum_{j=1}^{s-1} g_j D_{jt} = - \sum_{j=1}^{s-1} g_j$

qu'on désigne par le coefficient γ_s , ce qui implique que $\sum_{j=1}^s g_j = 0$, ou bien si γ_t désigne l'effet

$$\text{saisonnier à l'instant } t, \sum_{j=0}^{s-1} g_{t-j} = 0. \quad (2.3b)$$

On fait à présent l'hypothèse que ces effets saisonniers changent dans le temps, cette hypothèse se traduit par l'introduction d'un terme aléatoire qui suit un bruit blanc, et nous avons :

$$\gamma_t = - \sum_{j=1}^{s-1} g_{t-j} + w_t \quad w_t \sim N(0, \mathbf{s}_w^2) \quad (2.3c)$$

iii) la composante irrégulière suit un processus Gaussien :

$$\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2) \quad (2.3d)$$

Finalement, on fait l'hypothèse que les perturbations η_t , ξ_t , et w_t sont indépendantes et non corrélées à la composante irrégulière ε_t .

La discrimination entre l'aspect déterministe et l'aspect stochastique des différentes composantes dépend des valeurs des variances des coefficients. En particulier, si $\mathbf{s}_h^2 = \mathbf{s}_x^2 = \mathbf{s}_w^2 = 0$, le modèle est purement déterministe, c'est à dire la série chronologique peut être décomposée en une tendance et une saisonnalité déterministes. Il convient, à ce propos, d'adopter la stratégie qui consiste à estimer par la méthode du maximum de vraisemblance les variances \mathbf{s}_h^2 , \mathbf{s}_x^2 et \mathbf{s}_w^2 , d'utiliser les résultats obtenus pour tester la nature des composantes et de déduire, par conséquent, le modèle fiable qui sera appliqué aux données. La procédure adéquate pour estimer ce type de modèle a été développée par Harvey (1990). Elle consiste d'abord à représenter le modèle sous la forme espace d'état et à appliquer ensuite la procédure itérative du filtre de Kalman pour estimer les valeurs des paramètres inconnus. Avant d'aborder la présentation des résultats empiriques nous exposerons les deux autres formes fonctionnelles.

2.2 L'approche de Box et Jenkins (1976)

Les performances prévisionnelles du MSB seront comparées à celles obtenues en considérant certaines approches classiques mais non moins fiables telles que les méthodes ARIMA de Box et Jenkins. Nous allons présenter et identifier le modèle de fonction de transfert avec des variables indicatrices saisonnières (en abrégé, VIS) (spécifications I). Nous représenterons par un modèle autorégressif avec des VIS, les séries filtrées des racines de module un existantes (spécification II). Une approche alternative consiste à retenir une Spécification Autorégressive à Retards Echelonnés (spécification III) comportant une double structure de retards, l'une portant sur la variable expliquée (partie autorégressive) et l'autre sur la variable explicative (partie à retards échelonnés). Cette modélisation, qui consiste à adopter une procédure de sélection du modèle général au modèle spécifique, est particulièrement approprié au cas de plusieurs variables explicatives et lorsqu'il y a une incertitude quant à l'inclusion d'une variable explicative particulière (cf. Harvey, 1997 Chap. VII).

Formellement, les trois spécifications auront les structures suivantes :

Spécification I

Nous allons considérer dans cette spécification des séries brutes associées aussi bien à la variable dépendante qu'aux variables explicatives ; nous supposons que la saisonnalité est de nature déterministe et qu'elle peut être captée par des variables indicatrices saisonnières. Pour tenir compte de l'existence d'éventuelles autocorrélations des erreurs, nous avons introduit une dynamique spécifique des perturbations décrite par le ratio de deux polynômes : moyenne mobile et autorégressif, dont les retards seront déterminés empiriquement lors de l'estimation du modèle. Le modèle se présente sous la forme dynamique générale suivante :

$$y_t = \gamma_0 + \sum_{j=1}^{11} g_j D_{jt} + \sum_{i=1}^k \frac{b^i L^i}{1 - L I_i} x_{it} + \frac{b(L)}{a(L)} e_t \quad \varepsilon_t \rightarrow \text{i.i.d} (0, \sigma^2)$$

- $\sum_{i=1}^k \frac{b^i L^i}{1 - L I_i}$ retrace la dynamique du modèle et $\frac{b(L)}{a(L)}$ décrit la dynamique des perturbations,

$$a(L) = 1 - a_1 L - a_2 L^2 - \dots - a_p L^p$$

$$b(L) = 1 + b_1 L + b_2 L^2 + \dots + b_q L^q$$

- les D_{jt} représentent les 11 variables indicatrices saisonnières et λ_i représente le coefficient du retard autorégressif associé au terme de transfert i . L^i indique le délai qui précède l'impact de la variable exogène x_i . En se basant sur la démarche de Box et Jenkins, nous allons déterminer, au cours des trois phases d'identification, d'estimation et de vérification, l'équation finale à retenir.

Spécification II

Pour tenir compte des différents aspects de la saisonnalité des variables structurelles, nous avons adopté la démarche suggérée par Franses (1991) et qui consiste, d'abord, à détecter les racines existantes, ensuite à déduire les filtres permettant de différencier adéquatement les séries et enfin à capter la saisonnalité déterministe par les variables indicatrices saisonnières. Comme nous l'avons déjà souligné, cette démarche permet de distinguer les deux aspects de la saisonnalité : stochastique et déterministe. Nous suggérons donc la spécification suivante :

$$a(L) \tilde{y}_t = \gamma_0 + \sum_{j=1}^{11} g_j D_{jt} + \tilde{x}_t' \beta + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \rightarrow \text{i.i.d.} (0, \sigma^2)$$

où \tilde{y}_t et \tilde{x}_t sont les séries obtenues après élimination de toutes les racines de module un aux fréquences existantes. $a(L)$ est un polynôme autorégressif dont l'expression générale est donnée ci-dessus et $\beta' = (\beta_1, \beta_2, \beta_3)$ le vecteur des coefficients des variables explicatives.

Spécification III

Nous avons considéré des séries brutes (i.e. non filtrées), nous allons supposer que la saisonnalité est seulement de nature stochastique et peut être captée en incluant dans l'équation des retards saisonniers. Les degrés des retards seront déterminés empiriquement au cours de la procédure de sélection du modèle général au modèle spécifique. Pour se faire, nous allons nous baser sur des critères de vérification qui seront détaillés dans la section suivante.

La forme générale d'un modèle autorégressif à retards échelonnés est donnée par l'équation suivante :

$$A(L) y_t = B(L) x_t + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \rightarrow \text{i.i.d.} (0, \sigma^2)$$

où les opérateurs autorégressifs sont donnés par les polynômes suivants :

$$A(L) = 1 - A_1 L - A_2 L^2 - \dots - A_P L^P$$

$$B(L) = 1 - B_1 L - B_2 L^2 - \dots - B_Q L^Q$$

Il faut rappeler toutefois que ces polynômes peuvent contenir des retards saisonniers. x_t est le vecteur des variables exogènes.

Les paramètres de ces trois modèles sont estimés sur le logiciel RATS 4.2 et les résultats seront détaillés dans la section suivante.

3 Résultats préliminaires

Nous avons estimé les différentes formes fonctionnelles présentées ci-dessus sur la base de la même série de données. Dans un premier temps, nous avons appliqué la procédure du filtre de Kalman et la méthode du Score pour estimer le modèle structurel de base. Dans un deuxième temps, seules les spécifications I, II et III ont été considérées. Les équations estimées de ces modèles ont été déduites en se basant sur des tests de vérification (de la significativité des coefficients et d'autocorrélation des résidus) conçus à chaque étape d'estimation de telle sorte qu'à la fin de la procédure on retient le modèle le plus fiable statistiquement. Avant de procéder à la présentation des résultats des estimations, nous allons commencer par décrire les étapes de la stratégie adoptée pour sélectionner les équations finales à retenir.

3.1 Résultats des estimations du modèle structurel de base

Les estimations ont été effectuées sur le programme STAMP, version 5.0 ('Structural Time Series Analyser, Modeller and Predictor') élaboré par Koopman et al. (1995) sur la base des travaux théoriques de Harvey (1990) et Harvey et Shephard (1993). Avant de présenter explicitement les résultats finaux, il est utile de procéder à une description de la stratégie de sélection du modèle adéquat estimé. En partant du modèle général :

$$y_t = \mu_t + S_t + x_t' \delta + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, T$$

nous avons basé cette stratégie sur des tests de vérification qui, en vérifiant les valeurs de diverses statistiques calculées lors de l'estimation, nous permettent d'accepter ou de rejeter le modèle estimé. Nous pouvons citer notamment :

- les variances s_i^2 estimées des différentes composantes (trend + saisonnalité), ainsi que les valeurs des statistiques t de Student des coefficients des variables explicatives. La procédure de détermination de l'aspect d'une composante est basée sur la valeur estimée de la variance correspondante. Harvey (1990) propose de tester l'hypothèse nulle : $H_{0i} : \Psi_i \equiv s_i^2 = 0$, contre l'hypothèse alternative $H_{ai} : \Psi_i > 0$ par un test du rapport de vraisemblance (Chap. V, p. 248). L'acceptation de l'hypothèse nulle de chaque test implique que la composante est de nature déterministe. Dans le cas contraire, elle est de nature stochastique.

- les critères de fiabilité basés sur les coefficients de détermination adaptés à ce type de modèles et proposés par Harvey (1990, p. 268 et 269). Ces coefficients sont calculés à partir des différences premières, R_D^2 , et des différences autour de la moyenne saisonnière, R_s^2 , et ont pour expressions :

$$R_D^2 = 1 - \frac{SCR}{\sum_{t=2}^T (\Delta y_t - \bar{\Delta y})^2 / (T - 2 - k)} \quad \text{et} \quad R_s^2 = 1 - \frac{SCR}{SCDMS / (T - s - 1 - k)}$$

où SCR est la somme des carrés des résidus des modèles en termes de différences première pour R_D^2 et de différences par rapport à la moyenne saisonnière pour R_s^2 . Δy_t est la différence de la série $\{y_t\}$, $\bar{\Delta y}_t$ est la moyenne arithmétique des différences premières, et SCDMS désigne la somme des carrés des différences à l'ordre un autour des moyennes saisonnières ($SCDMS = \sum_{t=1}^T (y_t - \bar{y}_s)^2$ et \bar{y}_s est la moyenne des observations relatives à la saison s, $s = 1, \dots, 12$), k étant le nombre de variables explicatives. Nous avons retenu les spécifications pour lesquelles les valeurs positives de ces deux statistiques sont les plus élevées (cf. Harvey, 1990, chap. V).

- les tests sur les corrélations des résidus basés sur la statistique du Multiplicateur de Lagrange (ML) sous sa forme modifiée $Q^*(p, T^*)$. En effet, si le modèle est bien spécifié, Q^* suit une loi de Fisher à p et T^* degrés de liberté : p est le degré du retard de l'autorégression des résidus estimés et T^* désigne la taille de l'échantillon corrigée du nombre de degrés de liberté, $T^* = T - k - s - p$. Notre choix est basé aussi sur l'inspection des autocorrélations à l'ordre 1, $r(1)$, et à l'ordre 11, $r(11)$,

- les critères informationnels d'efficacité notamment la statistique AIC ont été utilisés pour rejeter la spécification la moins plausible statistiquement,

- enfin, les critères de performances prévisionnelles fondés notamment sur les valeurs estimées de la variance de l'erreur de prévision et sur la racine carrée des erreurs quadratiques moyennes de prévision.

Ces critères de sélection ont permis de retenir la spécification avec un trend stochastique et une composante saisonnière déterministe. Elle a été estimée en utilisant la procédure itérative du filtre de Kalman :

$$y_t = \mu_t + \gamma_t + \delta_1 \text{CME}_t + \delta_2 P_{t-12} + \delta_3 R_{t-1} + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, T = 156$$

où μ suit une marche aléatoire avec dérive : $\mu_t = \mu_{t-1} + \beta + \eta_t$ et γ_t est le coefficient relatif au mois t donné par $\gamma_t = - \sum_{j=1}^{s-1} g_{t-j}$. Les variables étant exprimées en logarithmes, en considérant le même échantillon, les résultats sont regroupés dans le tableau suivant (les résultats détaillés sont fournis dans l'annexe A-2) :

Tableau 1 : Le modèle structurel de base

Structure	Statistiques			Statistiques	
Composante	Hyperparamètres			Diagnostic	
Variances	Trend ($\hat{\sigma}_h^2$)	0,0030	77,6 ^a (3,84) ^b	R_D^2	0,9250
	Saisonnalité ($\hat{\sigma}_w^2$)	0,0000	8,62*	R_s^2	0,2362
	Erreur ($\hat{\sigma}^2$)	0,0042	–	V.E.P ($\hat{\sigma}^2$)	0,0086
Elasticités	CME (\hat{d}_1)	0,9131	2,89 ^c	AIC	-4,5211
	P (\hat{d}_2)	-0,1029	-2,22	J.B.	6,9640
	R (\hat{d}_3)	0,4955	1,61	Q*(11,129)	2,72 (1,86) ^d

V.E.P. : Variance de l'Erreur de Prédiction,

^a La valeur de la statistique du ratio de vraisemblance [RV= 143 Log (0,0148/0,086)] pour la tendance,

* R.V = 144 Log (0,0091/0,0086) pour la saisonnalité,

^b la valeur critique de la table de $\chi^2(1)$ au niveau de signification 5%,

^c la valeur de la statistique t- de Student à T-s-k-1 degré de liberté,

^d la valeur critique de la table de la loi de Fisher F(11,125) au niveau de signification 5%.

Diverses constatations ressortent de ce tableau : d'abord, les deux valeurs de la statistique du test du rapport de vraisemblance RV relatives à la tendance ($\approx 77,6$) et à la saisonnalité ($\approx 8,62$) montrent que les deux composantes sont de nature stochastique. Cependant, si nous considérons les critères de fiabilité cités ci-dessus (notamment AIC, R_D^2 , R_s^2 , Q*,...), le modèle avec une saisonnalité déterministe appliqué aux données donne des résultats statistiquement meilleurs. Ensuite, les valeurs des élasticités de la demande sont compatibles avec la théorie économique avec toutefois une valeur estimée de l'élasticité-revenu faiblement significative. Ces résultats semblent corroborer l'hypothèse d'une demande induite par l'offre (la valeur estimée de l'élasticité des nuitées aux capacités est positive). Enfin, les statistiques de vérification de la fiabilité du modèle manifestent des valeurs concluantes et montrent que le modèle sélectionné est statistiquement satisfaisant.

Par ailleurs, une analyse plus affinée de ces aspects détectés pour les différentes composantes (i.e. l'aspect stochastique de la tendance et l'aspect déterministe de la saisonnalité) conduit aux interprétations suivantes :

Etant donné que la tendance représente les facteurs psychosociologiques, son caractère stochastique implique une volatilité des préférences des touristes vis-à-vis des produits tunisiens. Le graphique fournit en annexe 3 nous permet d'appréhender une croissance faible du nombre de nuitées dans les moyens d'hébergement qui dépend de la conjoncture interne et internationale. Cette évolution peut être expliquée par la conjonction de deux composantes : la première, constante dans le temps, traduit le choix d'une clientèle fidèle des produits tunisiens. La seconde, beaucoup plus aléatoire, traduit vraisemblablement une clientèle de plus en plus nombreuse visitant la Tunisie pour la première fois essentiellement depuis 1987 ; ceci est dû aux actions promotionnelles engagées dans le but de consolider l'image du produit tunisien sur les marchés émetteurs. Il faut souligner toutefois les trois chutes significatives de l'activité touristique respectivement durant la période 1982 - 86, en 1987 et en 1991 : la première chute est expliquée par la phase de dépression qu'a connue l'économie tunisienne au cours de la période 1982-86, où le taux de croissance du tourisme était de -2%. La deuxième chute est due aux attentats qui ont visé certaines régions touristiques pendant l'été de l'année 1987. La troisième chute est due à l'impact négatif de la guerre du Golfe.

En ce qui concerne la saisonnalité, le caractère déterministe explique une part importante de la variance de la série. Comme nous l'avons souligné, ce comportement est dû au caractère essentiellement balnéaire du tourisme tunisien attirant un plus large public pendant la haute saison. En outre, le graphique fournit en annexe 2 permet d'appréhender systématiquement deux saisons opposées: une saison d'intense activité (la haute saison qui s'étale d'avril jusqu'à octobre) contre une saison de faible fréquentation (la basse saison qui s'étale de novembre jusqu'au mois de mars). Ceci apparaît formellement à travers les valeurs estimées des coefficients saisonniers du vecteur d'état (voir tableau A-2-2 de l'annexe 2), et confirme de ce fait les résultats de l'analyse en termes de racines unitaires et de cointégration saisonnière (notamment la détection de la racine à la fréquence relative à un cycle par an). Le climat, favorable au tourisme d'agrément, exerce un indiscutable effet d'entraînement sur l'ensemble du secteur touristique. Il constitue un facteur décisif du choix des installations et des équipements qui constituent l'offre.

Cependant, *"en accentuant la concentration dans le temps des activités touristiques, la saisonnalité diminue la rentabilité des investissements, complique la gestion des équipements et accroît fortement le poids des dépenses du personnel..."* (Besancenot, 1990, p. 18) ; ces facteurs affectent nécessairement les performances financières du tourisme. En effet, il ressort de l'examen des mouvements saisonniers, (l'aspect déterministe détecté), que l'effort modeste des professionnels du tourisme, en vue de promouvoir un meilleur étalement de l'activité touristique sur l'année, reste désormais insuffisant du moins au niveau de l'hébergement hôtelier.

3.2 Résultats des estimations des modèles I, II et III

Les estimations sont effectuées en adoptant des stratégies de sélection différentes selon qu'il s'agit du modèle de fonction de transfert (spécifications I), de la spécification II ou de la spécification autorégressive à retards échelonnés (spécification III).

S'agissant de la spécification I, les phases d'identification, d'estimation et des tests de diagnostic et re-spécification du modèle ont été appliquées. L'identification du modèle est basée notamment sur l'estimation de la corrélation croisée (d'échantillonnage) entre la variable dépendante et chaque variable explicative. Pour la vérification de l'adéquation des modèles retenus pendant la première phase, nous avons basé notre choix sur la statistique "portmanteau" et la statistique -t- de Student afin de retenir les retards endogènes et exogènes significatifs.

L'équation estimée est donc la suivante :

Equation 1

$$NT(t) = \gamma_1 + \sum_{j=2}^{12} g_j D_{jt} + \beta_1 CME(t) + \beta_2 P(t-12) + \beta_3 R(t) + v_t$$

où $(1 - \rho_1 L - \rho_2 L^2) v_t = \varepsilon_t$ et ε_t est un bruit blanc.

S'agissant de la spécification II, nous avons commencé par tester l'existence de racines de module un dans chaque série, puis nous avons appliqué l'opérateur de différenciation approprié à chaque série avant de procéder à l'estimation du modèle. Formellement, nous avons détecté les racines 1, -1 et la racine à la fréquence $\pi/6$ pour toutes les séries, à l'exception de la série des revenus où l'acceptation est seulement en faveur des deux premières racines. Nous allons filtrer les quatre séries en utilisant l'opérateur de différenciation $(1-L^2)$ (les résultats des tests de racines unitaires sont donnés dans le tableau A-2-1 de l'annexe 2).

Pour déterminer le degré de retards de l'augmentation autorégressive relative à la variable dépendante (i.e. $(1-L^2)NT(t)$), nous avons introduit d'abord dans l'équation 12 retards, ensuite nous avons adopté une procédure séquentielle descendante basée sur la significativité du dernier retard et la statistique de Ljung-Box de façon à réduire les autocorrélations des résidus. Cette procédure empirique a retenu deux retards de la variable dépendante et l'équation estimée est donnée par :

Equation 2

$$(1 - a_1 L - a_2 L^2)(1-L^2)NT(t) = \gamma_1 + \sum_{j=2}^{12} g_j D_{jt} + \beta_1 (1-L^2)CME(t) + \beta_2 (1-L^2)P(t-12) + \beta_3 (1-L^2)R(t-1) + \varepsilon_t$$

et ε_t est un bruit blanc.

S'agissant enfin de la spécification III, la procédure de sélection du modèle général au modèle spécifique a été adoptée. En effet, l'estimation a été effectuée en introduisant dans l'équation plus de 12 retards pour chaque variable. A chaque étape, certains tests de vérification ont été effectués, notamment :

- des tests individuels de signification basés sur la valeur de la statistique -t- de Student sur chaque coefficient du retard d'une part, et sur la statistique -F- de Fischer pour tester la significativité des groupes joints de variables dans le modèle général, d'autre part. Ce

test s'arrête lorsque les variables dont la valeur de t correspondante est inférieure à 1,65 (la valeur critique de la table de la loi normale au seuil 10%) sont éliminées,

- des tests sur les corrélations des résidus basés sur la statistique du "portmanteau", ainsi que sur l'hypothèse de normalité des erreurs en utilisant la statistique de Jarque-Bera,
- enfin, des critères informationnels d'efficacité ("informational efficiency criteria"), notamment la statistique AIC, ont été utilisés pour rejeter la forme fonctionnelle mal spécifiée.

Equation 3

$$(1 - \varphi_1 L - \varphi_2 L^{12} - \varphi_3 L^{13})NT(t) = \alpha_0 + (\alpha_1 + \alpha_2 L)CME(t) + (\beta_1 + \beta_2 L^9 + \beta_3 L^{10} + \beta_4 L^{12})P(t) + \gamma R(t-7) + \varepsilon_t$$

et ε_t est un bruit blanc.

Les variables en niveau sont exprimées en logarithme et les résultats de l'estimation de ces trois équations sont donnés dans les tableaux suivants.

Tableau 2: Equation 1

Coefficients	valeurs estimées	Elasticités	valeurs estimées
γ_1	2,4178 <i>(1,44)</i>	Offre (β_1)	0,5892 <i>(0,14)</i>
$\gamma_{12,2}$	2,5394 <i>(1,44)</i>	Prix (β_2)	-0,1040 <i>(0,04)</i>
γ_3	2,9977 <i>(1,44)</i>	Revenu (β_3)	0,5052 <i>(0,14)</i>
γ_4	3,3088 <i>(1,45)</i>	Coefficients autorégressifs	$Q_{LB}(30) = 11,82$
$\gamma_{5,10}$	3,3659 <i>(1,46)</i>	ρ_1	0,5120 <i>(0,09)</i>
γ_6	3,3966 <i>(1,46)</i>	ρ_2	0,2777 <i>(0,09)</i>
$\gamma_{7,9}$	3,5321 <i>(1,46)</i>	R^2	0,98
γ_8	3,8323 <i>(1,46)</i>	J.B	2,5498
γ_{11}	2,8263 <i>(1,45)</i>	—	—
Structure des erreurs $\hat{\varepsilon}_t = (1 - 0,5120 L - 0,2777 L^2) \hat{v}_t$			

- Le coefficient γ_{ij} reflète l'effet spécifique des deux variables muettes d'ordre i et j ($D_{ij} = D_i + D_j$), autrement dit l'effet des deux mois i et j;
- Le coefficient γ_j reflète l'effet spécifique du mois j.
- En gras et en italique, les valeurs significativement différentes de zéro au seuil de signification 10%.

Tableau 3: Equation 2

Coefficients	valeurs estimées	Elasticités	valeurs estimées
γ_1	-0,1537 (0,07)	Offre (β_1)	0,3389 (0,15)
γ_3	0,5069 (0,04)	Prix (β_2)	-0,0746 (0,04)
γ_4	0,5658 (0,07)	Revenu (β_3)	0,5074 (0,28)
γ_5	0,1664 (0,07)	Coefficients autorégressifs	$Q_{LB}(30) = 28,94$
γ_6	0,1091 (0,05)	a_1	0,3892 (0,08)
γ_7	0,2601 (0,04)	a_2	-0,1922 (0,05)
γ_8	0,3608 (0,04)	R^2	0,97
γ_9	-0,1729 (0,04)	J.B	1,3974
γ_{10}	-0,3507 (0,04)	\tilde{F}_{123}	7,53
γ_{11}	-0,5752 (0,05)	—	—
γ_{12}	-0,6703 (0,06)	—	—

Tableau 4: Equation 3

Elasticités	valeurs estimées	Coefficients	valeurs estimées
α_1	0,3339 (0,16)	α_0	0,1549 (0,75)
α_2	Offre -0,2351 (0,16)	φ_1	0,6594 (0,06)
β_1	-0,1380 (0,06)	φ_2	0,6819 (0,05)
β_2	Prix 0,2067 (0,05)	φ_3	-0,4994 (0,06)
β_3	-0,1153 (0,05)	statistiques	$Q_{LB}(30) = 24,97$
β_4	-0,1035 (0,05)	R^2	0,97
γ	Revenu 0,1761 (0,08)	DW	2,26
\tilde{F}	6,0732	J.B	1,2459

- Les chiffres entre parenthèses représentent les écart-types estimés,
- Les variables qui n'ont pas été retenues sont tout simplement non significatives, au seuil de signification 10%, dans l'équation,
- \tilde{F} désigne une estimation de la statistique du test de significativité des élasticités.
- En gras, les valeurs significativement différents de zéro au seuil de signification 5%.

Les valeurs des écart-types, entre parenthèses, indiquent que les coefficients des variables explicatives sont significatifs. Les valeurs estimées des élasticités de la demande sont cohérentes, en signe et en module, avec la théorie économique. Ces variables semblent expliquer une part importante de l'évolution de la variable dépendante, après avoir capté la

saisonnalité déterministe, ce qui explique vraisemblablement la faible valeur de l'élasticité-prix. La présence de cet aspect de la saisonnalité est nettement mise en évidence par les coefficients significatifs des variables indicatrices saisonnières même en considérant des séries filtrées. Ces résultats confirment le caractère mixte de la saisonnalité qui caractérise la demande touristique et montrent l'avantage des modèles saisonniers estimés sur des séries brutes suggérés par plusieurs auteurs. Il convient, à présent, d'analyser la dynamique des réponses du nombre de nuitées suite à un changement des variables explicatives.

3.3 Les élasticités de la demande

L'intérêt majeur de ces formes fonctionnelles dynamiques réside dans la possibilité d'analyser la dynamique des réponses, mesurée en termes d'élasticités, du nombre de nuitées suite à un changement de 1% de la variable explicative correspondante.

Si on considère l'équation 1, les résultats du premier tableau montrent qu'une hausse de la capacité d'accueil de 1% entraîne une augmentation de la demande en nuitées de 0,59% (coefficient β_1). De même, une hausse du prix d'une nuitée de 1% provoque une diminution de la demande de 0,104% (coefficient β_2) avec un décalage d'une année. Ce phénomène est dû vraisemblablement à un effet catalogue. En ce sens, le touriste, souvent conditionné par le caractère saisonnier de l'évolution des frais du voyage, préfère se renseigner sur le prix avant de décider son départ courant de la saison suivante. Finalement, une analyse similaire est valable pour le revenu avec à présent une élasticité positive de l'ordre de 0,5 (coefficient β_3).

Dans l'équation 2, les élasticités de court terme sont données par la valeur estimée du coefficient β_1 pour la capacité et elles sont nulles pour le prix et le revenu. Les élasticités de long terme sont définies par les rapports $\frac{b_j}{1-a_1-a_2}$ ($j = 1,2,3$) : l'élasticité des nuitées aux capacités d'accueil est inférieure à un à long terme ($\varepsilon = 0,422$), l'élasticité des nuitées aux prix est négative et de bien moins grand ampleur ($\varepsilon = -0,093$). Quant à l'élasticité des nuitées au revenu, elle est positive et inférieure à l'unité ($\varepsilon = 0,632$).

Si on considère l'équation 3, l'élasticité-capacité de court terme est donnée par la valeur estimée du coefficient α_1 , celle des prix est donnée par la valeur du coefficient β_1 , cependant l'élasticité de court terme du revenu est nulle. Les résultats de l'estimation montrent qu'une hausse de la capacité d'accueil de 1% (resp. du prix) occasionne une augmentation (resp. une baisse) de la demande de nuitées de 0,33% (resp. de 0,14%). L'élasticité de long terme correspond au rapport de polynômes autorégressifs du modèle 3, elle

est égale à la valeur estimée de $e_c = \frac{a_1 + a_2}{1-j_1 - j_2 - j_3}$, soit de l'ordre de 0,625 pour la variable

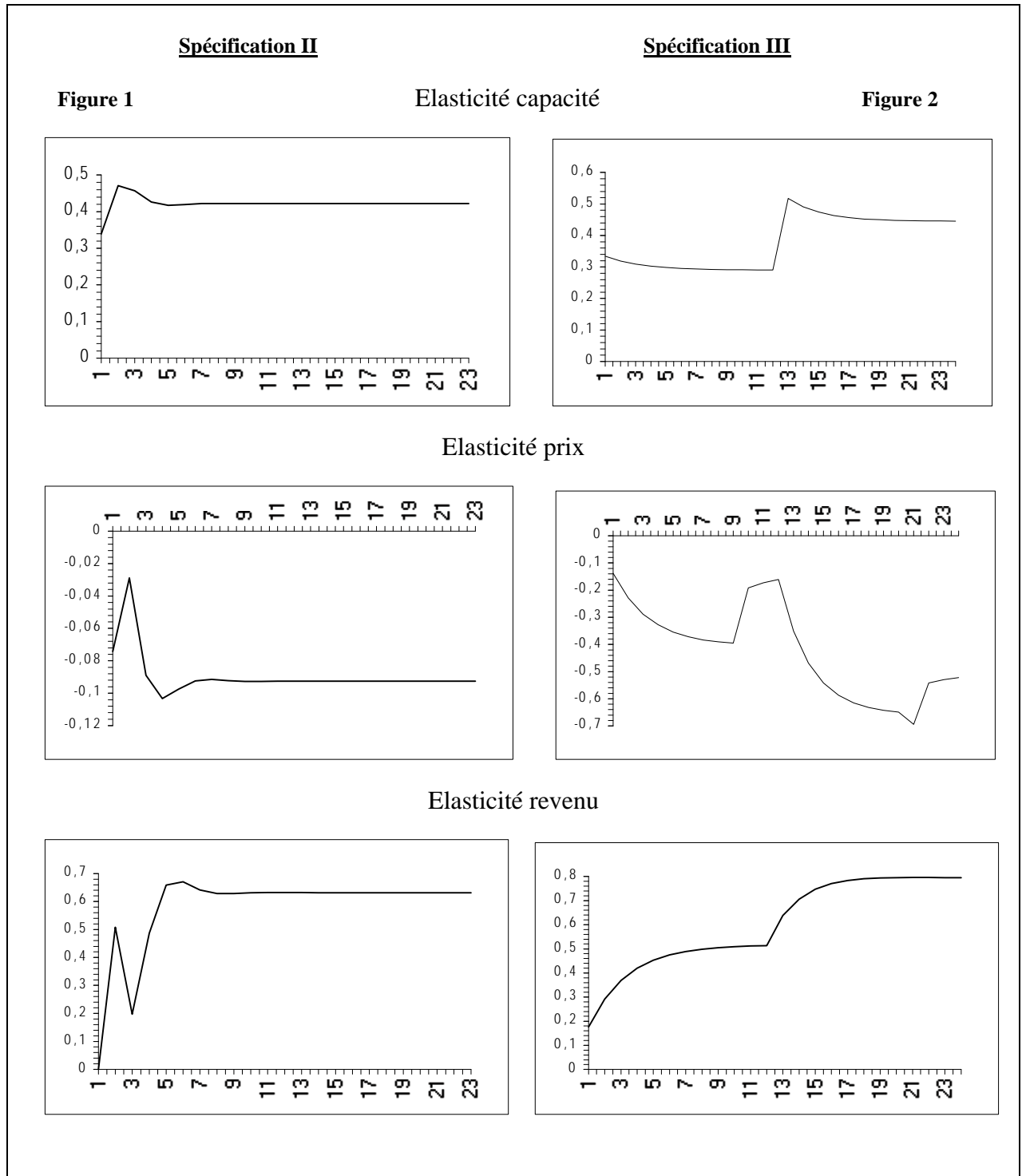
d'offre, égale à la valeur estimée de $e_p = \frac{b_1 + b_2 + b_3 + b_4}{1-j_1 - j_2 - j_3}$, soit -0,949 pour le prix et à la

valeur estimée de $e_R = \frac{g}{1-j_1 - j_2 - j_3}$, soit 1,114 pour le revenu. Il convient de considérer

une période assez longue, et d'analyser graphiquement la réaction du nombre de nuitées

touristiques à l'un de ces changements. Sur une période de 24 mois, nous avons présenté graphiquement, pour les deux dernières équations, l'évolution des réactions du nombre de nuitées.

Graphique 1: Dynamique des réponses (en termes d'élasticités) du nombre de nuitées



Pour l'équation 2, où les séries filtrées ont été utilisées, les graphiques de la figure 1 permettent d'appréhender essentiellement un effet prix (en valeur absolue) assez faible (de l'ordre de 0,09) par rapport à l'effet parallèle issu de la figure 2 (de l'ordre de 0,522). En effet, après une hausse à la deuxième période (de -0,074 à -0,028), cet effet s'établit à -0,095 qui constitue ainsi la réponse de 'long terme' des nuitées suite à une hausse des prix de 1%. Un tel effet est dû au caractère saisonnier de la variable dépendante ; cette élasticité manifeste sans doute un effet résiduel faiblement négatif à long terme. L'impact de la saisonnalité semble ne pas affecter significativement les deux autres variables, c'est-à-dire la capacité d'accueil et le revenu ; leurs effets respectifs s'établissent à 0,422 et 0,632.

Pour l'équation 3, on enregistre des réponses supérieures en valeur absolue aux précédentes (0,445 ; -0,522 et 0,877) révélant vraisemblablement la non prise en compte de l'effet déterminant de la saisonnalité déterministe de la variable dépendante. Les graphiques de la figure 2, permettent d'appréhender notamment l'effet nette des prix ; les réponses des nuitées à la variation de cette variable manifestent une évolution quasi-irrégulière (en valeur absolue) (0,4 et 0,7 au mois de septembre des deux années successives, contre 0,14 et 0,35 au mois de janvier de ces deux années).

A priori, le marché touristique tunisien est sensible à la hausse des prix mais étant donné la concentration de la demande dans l'espace et dans le temps, cette influence des prix suit le caractère saisonnier de la demande. La faible valeur de l'élasticité-prix reflète une atténuation de l'importance de ce facteur une fois la saisonnalité déterministe captée, ceci apparaît clairement à travers les résultats des estimations des spécifications I et II. En outre, cette valeur, inférieure en valeur absolue à l'élasticité du revenu, reflète le caractère d'un bien supérieur des loisirs en Tunisie. Le séjour en Tunisie peut être aussi interprété comme un bien de luxe si nous considérons la valeur de l'élasticité du revenu supérieure à un à long terme donnée par l'équation 3.

Les élasticités de la demande par rapport au revenu sont toujours supérieures (en valeur absolue) aux élasticité prix et capacité, révélant que le revenu est un élément décisif du choix de vacances en Tunisie qui se programme à l'avance. Si on prend en considération la répartition inégalitaire des revenus dans les pays développés, l'impact important du revenu sur la consommation laisse présager qu'une répartition plus égalitaire peut accroître la demande touristique (Gonzalez et Moral, 1995).

Enfin, la demande est particulièrement sensible à l'offre exprimée ici sous la forme d'infrastructure hôtelière. L'élasticité, positive et significativement différente de zéro, de la demande par rapport à la capacité corrobore l'hypothèse d'induction de la demande par l'offre. Cependant, le test empirique de cette hypothèse reste soumis à certaines limites inhérentes à la définition de l'offre au sens large. Nous avons considéré l'offre comme un facteur unique et homogène, alors qu'il reste toute l'offre innovante regroupant les activités distractives, sportives et culturelles, ce qui limite la portée explicative du modèle et nuance par conséquent les interprétations. Quoi qu'il en soit, l'analyse et la prévision de la demande sont effectuées dans le cadre d'un seul pays (M. Renoux, 1972, p.158). En outre, la modélisation est une simplification de la réalité d'autant plus que la prise en compte de toutes les composantes de l'offre au sens large qui *"empêche à la fois une vision synthétique et la quantification d'un indicateur représentatif."* (Giraud et Guesnier 1995, p.8).

Il faut souligner toutefois que la conception d'une offre attractive dépend de la connaissance des motivations du consommateur et de sa volonté de partir qui peut être créée par la publicité. Les facteurs d'offre englobent, de plus en plus, les stratégies de marketing visant à stimuler la distribution du produit, à améliorer l'image et la notoriété du pays auprès des marchés émetteurs, etc... Ces indicateurs sont présentés à travers l'inclusion dans l'équation de demande d'une tendance stochastique (la spécification MSB). Pour achever cette caractérisation, nous proposons ces équations pour effectuer des prévisions de la demande touristique ; leurs performances seront ainsi comparées avec celles de la spécifications MSB.

4 Prévision

Nous allons procéder, dans une première étape, à la présentation des résultats de la prévision de la consommation touristique sur la base de la spécification MSB. Nous essaierons de dresser une échelle comparative basée sur des statistiques courantes notamment la racine de l'erreur quadratique moyenne de prévision RMSE ('Root Mean Squared Error'), l'erreur absolue moyenne MAE ('Mean Absolute Error'), MAPE ('Mean Absolute Percentage Error') ainsi que d'autres statistiques qui seront nommées au fur et à mesure des présentations. En effet, si on considère $\hat{v}_T(l) = y_{T+l} - \hat{y}_T(l)$ l'erreur de prévision à l'instant t, pour un horizon l donné, ces statistiques ont les expressions suivantes :

$$\text{MAE} = \frac{1}{l} \sum_{h=1}^l |\hat{v}_T(h)|, \text{MAPE} = \frac{1}{l} \sum_{h=1}^l \left| \frac{\hat{v}_T(h)}{y_{T+h}} \right| \times 100 \text{ et } \text{RMSE} = \sqrt{\frac{1}{l} \sum_{h=1}^l [\hat{v}_T(h)]^2}$$

Dans une seconde étape, les résultats seront comparés à ceux issus de l'estimation des spécifications I, II et III. Enfin, dans une troisième étape, nous présenterons sur un même graphique les données brutes ainsi que les prévisions calculées par les modèles.

4.1 Les prévisions réalisées à partir de la spécification MSB

La procédure itérative du filtre de Kalman fournit aussi les prévisions basées sur la minimisation de l'erreur quadratique moyenne de prédiction (MMSE). La prévision à l'horizon d'une période est calculée par le filtre ; elle est fonction de la prévision du vecteur d'état. Formellement, l'équation de prévision est donnée par:

$$\tilde{y}_{T+l/T} = \tilde{\mathbf{m}}_{T+l/T} + \tilde{\mathbf{S}}_{T+l/T} + \tilde{\mathbf{d}}' \mathbf{x}_{TT}$$

où $\tilde{\mathbf{m}}_{T+l/T} = \tilde{\mathbf{m}}_T + \tilde{\mathbf{b}} l$

et $\tilde{\mathbf{S}}_{T+l/T} = - \sum_{j=1}^{s-1} \tilde{\mathbf{S}}_{T+l-j/T} \quad l = 1, 2, \dots$

et où $\tilde{\mathbf{m}}_T$, $\tilde{\mathbf{b}}$, $\tilde{\mathbf{S}}_T$ et $\tilde{\mathbf{d}}$ sont calculés par l'algorithme du filtre de Kalman à la date T.

La fonction de prévision de la variable dépendante apparaît donc comme 'la somme' des fonctions de prévision des différentes composantes.

Pour tester formellement la fiabilité prévisionnelle du modèle, Harvey et Durbin (1986) proposent la statistique dont l'expression est donnée par :

$$\mathfrak{S}(l) = \sum_{t=T+1}^{T+l} v_t^2 / l$$

qui est distribuée asymptotiquement selon une loi de Fisher de paramètres $(l, T-s-k-1)$. Elle permet de tester l'hypothèse nulle $H_0 : v_{T+i} = 0 \quad \forall i = 1, 2, \dots, l$; l'acceptation de cette hypothèse implique que les prévisions sont optimales.

Les prévisions sont calculées à l'horizon $l = 12$. Le test de l'hypothèse nulle H_0 se présente sous la forme :

$$H_0 : v_{T+i} = 0 \quad \forall i = 1, 2, \dots, 12 \text{ contre } H_a : \exists i \text{ tel que } v_{T+i} \neq 0$$

La valeur estimée de $\mathfrak{S}(12)$, (= 0,0245) donnée par le tableau en annexe, permet d'accepter l'hypothèse H_0 au seuil 5% et implique que le modèle estimé génère des prévisions optimales. Les résultats sont regroupés dans les tableaux 5 suivants, et représentés graphiquement ci-dessous.

Tableau 5-a : Les prévisions du nombre de nuitées des touristes européens pour l'année 1994

Horizon	Spécification I	Spécification II	Spécification III	MSB	Les réalisations
Jan 94	648 114	676 059	686 471	642 422	637303
Fev 94	726 548	721 311	772 049	732 340	726 505
Mar 94	1 258 007	1 233 781	1 177 428	1 170 568	1 157 763
Avr 94	1 700 599	1 489 780	1 519 046	1 542 631	1 527 282
Mai 94	1 827 036	1 600 238	1 543 990	1 583 265	1 567 512
Juin 94	1 848 759	1 750 622	1 740 220	1 621 723	1 607 193
Juil 94	2 188 924	2 097 899	2 172 727	1 922 237	1 903 110
Août 94	2 841 694	2 588 563	2 496 226	2 404 855	2 385 693
Sep 94	2 095 822	2 018 205	2 005 980	1 794 075	1 774 448
Oct 94	1 780 048	1 759 130	1 749 831	1 586 435	1 567 512
Nov 94	962 968	1 038 411	1 114 160	908 000	898 966
Dec 94	655 407	688 063	709 960	674 010	670 648

Tableau 5-b : Les résultats des prévisions

spécifications Statistiques	Spécification I	Spécification II	Spécification III	MSB
RMSE	0,6518	0,3479	0,4780	0,0095
MAE	0,7008	0,5036	0,5555	0,0093
MAPE	4,9101	3,5680	3,9683	0,0663
Variance	0,0098	0,0118	0,0131	0,0086

Les résultats des tableaux 5-a et 5-b montrent que les prévisions issues de la spécification MSB sont nettement meilleures, en termes de précision, que celles calculées à partir des spécifications I, II et III, aussi bien à court qu'à long terme. Ces résultats nous conduisent à retenir le MSB et nous permettent de conclure que le fait de bien spécifier la tendance et la saisonnalité et de les intégrer simultanément dans la fonction de prévision, contribue à l'amélioration de la précision. La question est donc de savoir jusqu'à quel point nous pouvons confirmer empiriquement ce résultat? En particulier, est ce qu'une bonne spécification de la non stationnarité, due à la saisonnalité, de la série (spécification II) permet d'améliorer les prévisions? C'est ce que nous allons vérifier dans le paragraphe suivant consacré aux interprétations des résultats de prévisions issus des équations 1, 2 et 3.

4.2 Les prévisions réalisées à partir des équations 1, 2 et 3

Les prévisions sont calculées pour l'horizon $l = 12$ et les résultats sont regroupés dans les tableaux 5-a et 5-b. Nous adoptons une démarche comparative qui consiste d'abord à retenir, parmi les trois équations estimées, celle qui donne la prévision optimale et à comparer, ensuite, ses performances prévisionnelles avec celles de la spécification modèle structurel de base.

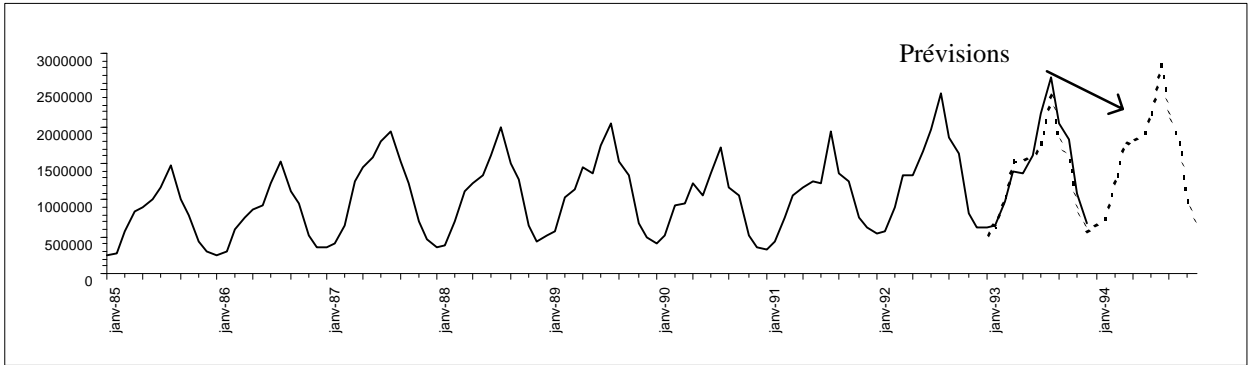
Diverses constatations ressortent du tableau 5-b : premièrement, les valeurs des statistiques (i.e. RMSE, MAE et MAPE) permettent d'appréhender un net avantage en faveur de l'équation 2 par rapport aux équations 1 et 3. Deuxièmement, si on considère la prévision à l'horizon d'une période, la variance estimée de l'erreur de prévision favorise l'équation 1. Cette constatation est confirmée par les valeurs des prévisions du tableau 5-a. En effet, comparées aux valeurs effectivement réalisées, les prévisions calculées avantagent à court terme le modèle de fonction de transfert notamment par rapport à la spécification autorégressive à retards échelonnés. A plus long terme, c'est la spécification II qui engendre les meilleures prévisions. Troisièmement, en termes de précision, cette spécification se situe de loin derrière la spécification MSB. Ces constatations corroborent l'hypothèse du paragraphe précédent ; nous pouvons énoncer prudemment : *la prise en compte des différents aspects de la saisonnalité dans la modélisation contribue à l'amélioration des prévisions (cf. Franses, 1991, p. 207)⁷. Le fait de modéliser simultanément la composante saisonnière et la composante non saisonnière permet d'obtenir les prévisions optimales.*

⁷ Franses montre, en se basant sur des expériences de simulation, que la prise en compte de la nature de la non stationnarité des séries saisonnières améliore sensiblement les prévisions.

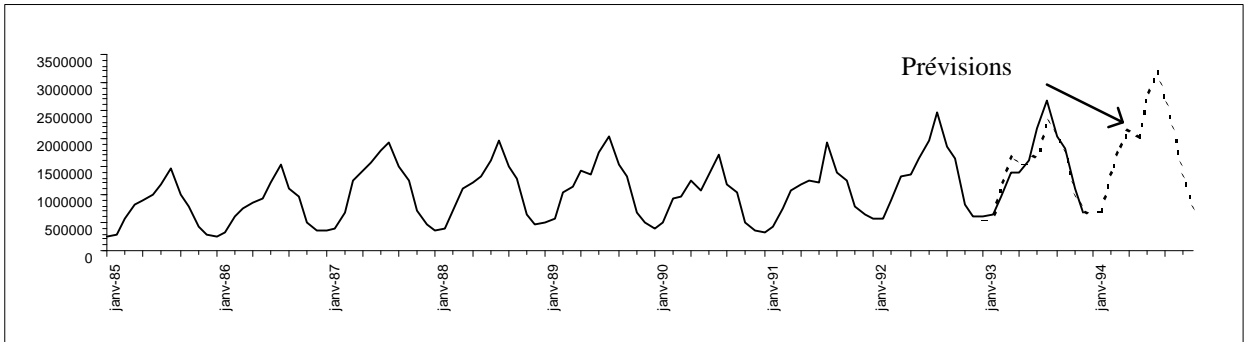
Notons pour conclure que les résultats obtenus confirment le net avantage du modèle structurel de base par rapport aux autres spécifications. Il convient, pour prévoir une variable saisonnière, de recourir à la spécification modèle structurel de séries temporelles avec variables explicatives. Pour achever cette présentation, nous avançons quelques remarques. D'abord, la disparité observée des résultats confirme l'idée d'utiliser plusieurs spécifications particulièrement quand l'analyse est effectuée sur des séries brutes. Ensuite, ces spécifications ont le mérite de faire ressortir empiriquement l'apport indéniable de la prise en compte de la saisonnalité dans les procédures de modélisation et de prévision des séries touristiques. Enfin, ces résultats montrent l'intérêt méthodologique de ces modèles lorsque l'objectif est de mettre au point une évaluation raisonnée de l'activité touristique en Tunisie.

Graphique 2: Les prévisions du nombre de nuitées touristiques

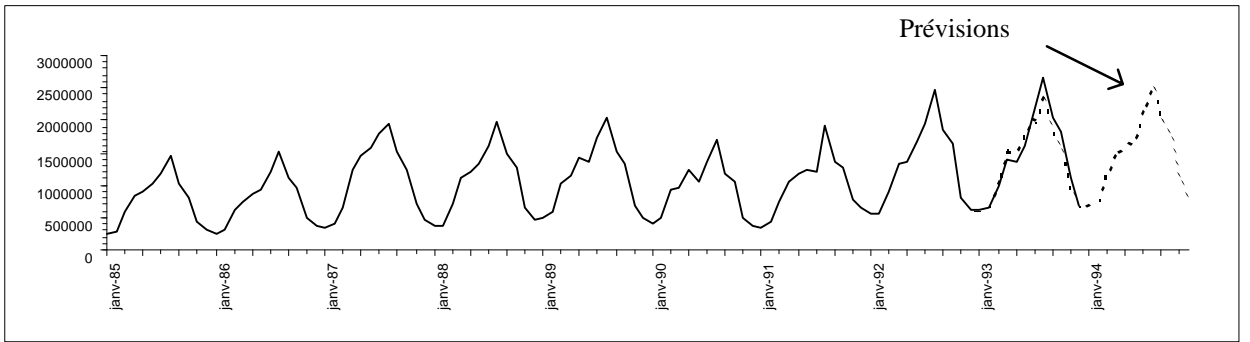
Equation 1



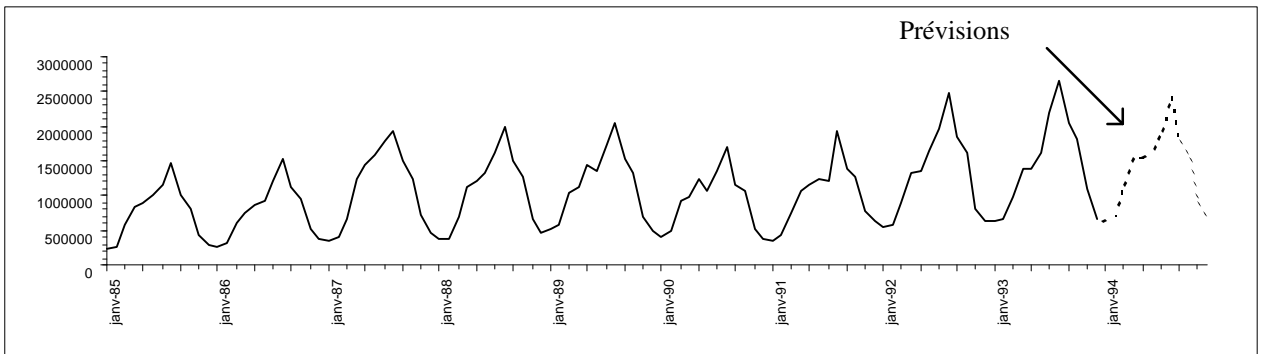
Equation 2



Equation 3



Modèle structurel de base



4 Conclusion

Ce papier développe une approche fondamentale de modélisation de la demande touristique en termes de composantes non observables ; la spécification modèle structurel de base constitue une méthode élégante de formuler directement la tendance et la saisonnalité et de caractériser leurs aspects respectifs. La mise en application de l'approche d'Harvey et la conduite de la procédure itérative du filtre de Kalman, adaptée à ces modèles, ont permis de dériver le vecteur d'état ainsi que la prévision fondée sur l'appréciation de l'erreur potentielle induite. En outre, l'estimation formelle des différentes composantes a autorisé, en conséquence, la possibilité d'effectuer des tests formels sur l'aspect de chaque composante.

Les résultats ont été concluants et riches d'enseignements. D'abord, les phénomènes touristiques dépendent des changements climatiques et de certains indicateurs économiques. Les résultats ont confirmé que le niveau de l'activité touristique évolue, de façon quasi régulière, en fonction du déroulement des saisons (des haute et basse saisons), et de façon aléatoire, en fonction des changements des goûts et des préférences des consommateurs et finalement en fonction des prix, des revenus et de l'offre touristique.

Cependant, il est difficile de justifier l'absence de la saisonnalité stochastique détectée à travers l'analyse en termes de racines unitaires. Nous pouvons établir que la présence de variables explicatives et de la composante irrégulière ont capté l'effet vraisemblablement négligeable de ces formes saisonnières. Nous avons pu aussi conclure que les politiques volontaristes des professionnels du tourisme en faveur d'un tourisme de masse étalé sur l'année demeurent insuffisantes pour atteindre cet objectif.

Ensuite, la saisonnalité transmet l'information sur les relations entre les séries. Ces résultats ont montré que lorsque les variables sont par nature saisonnières, l'analyse avec données brutes contribue amplement à affiner les résultats empiriques notamment au niveau du calcul des élasticités, de l'interprétation de ces élasticités en termes de comportements de la demande potentielle ainsi qu'au niveau de la comparaison de certaines approches théoriques.

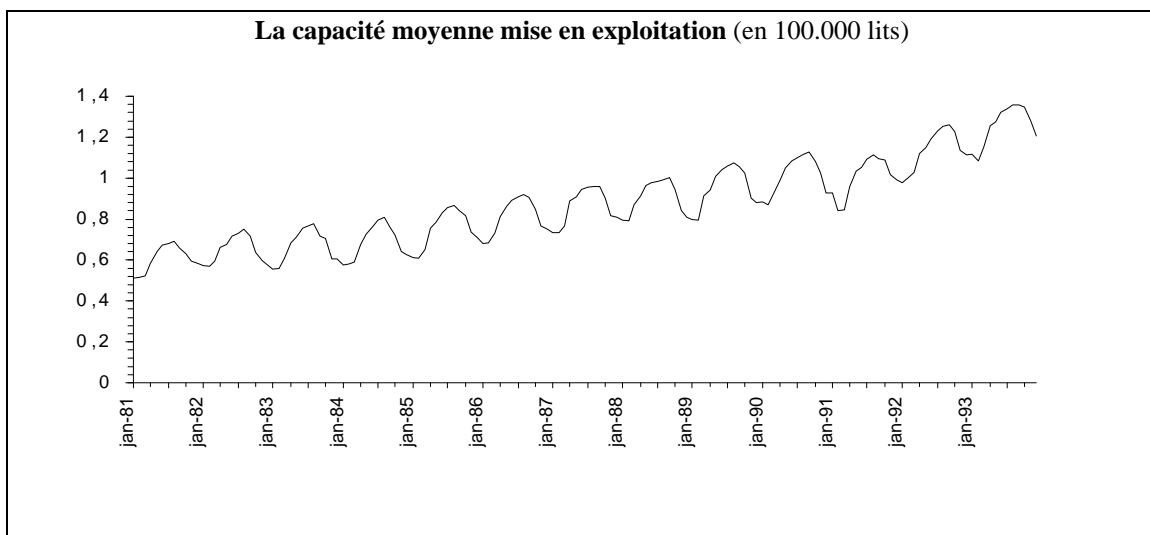
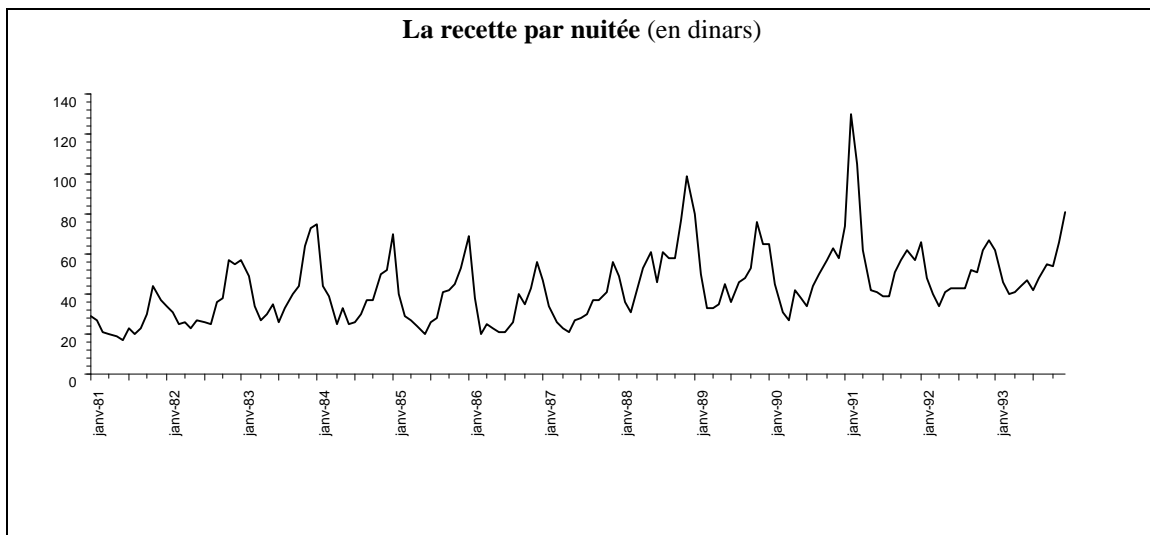
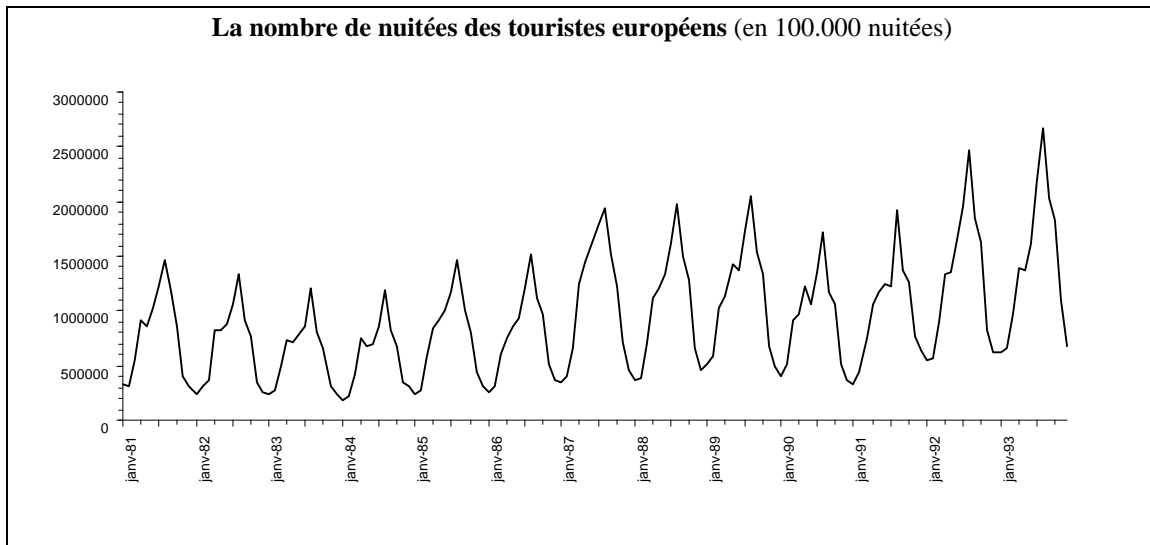
Enfin, les modèles où la saisonnalité est bien spécifiée génèrent des meilleures prévisions. L'examen de ces résultats a permis d'établir que lors de la modélisation d'une variable saisonnière, l'intégration des différents formes de la saisonnalité (l'aspect stochastique et déterministe) permet d'améliorer les prévisions ; il a aussi conforté l'hypothèse que la modélisation simultanée de la composante saisonnière et la composante non saisonnière (la tendance et la composante irrégulière) fournit une précision optimale. En vertu de ces résultats, nous avons pu conclure que la méthodologie de modélisation d'Harvey (1990) est le moyen le plus fiable pour construire des prévisions des variables saisonnières.

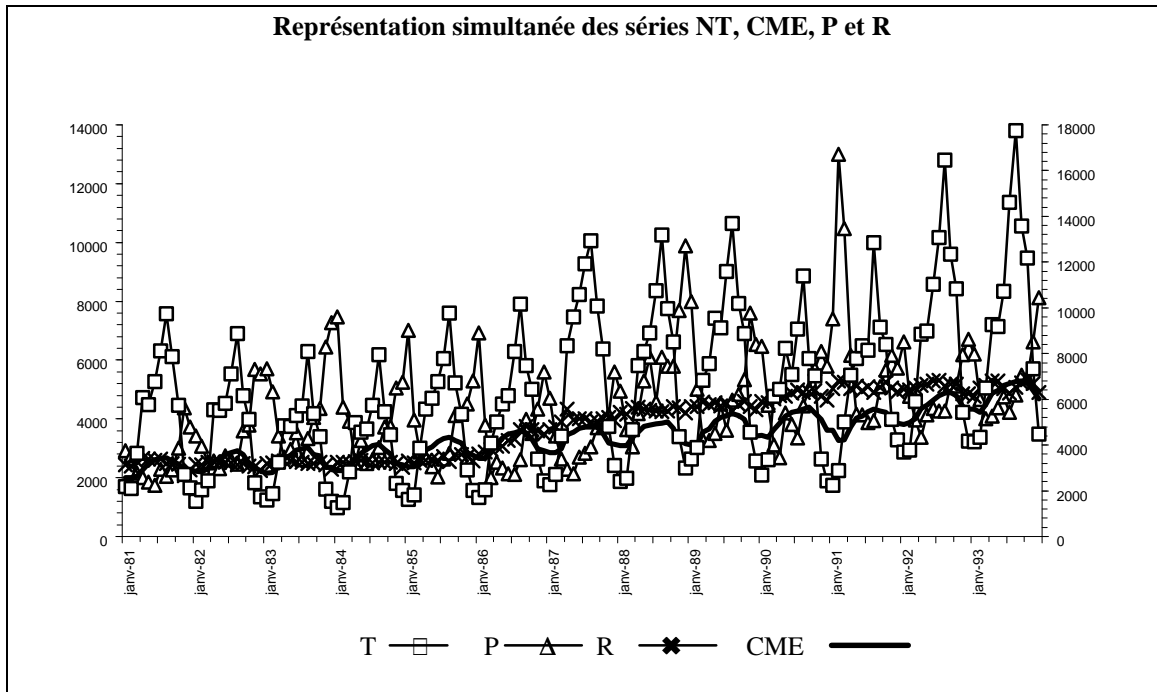
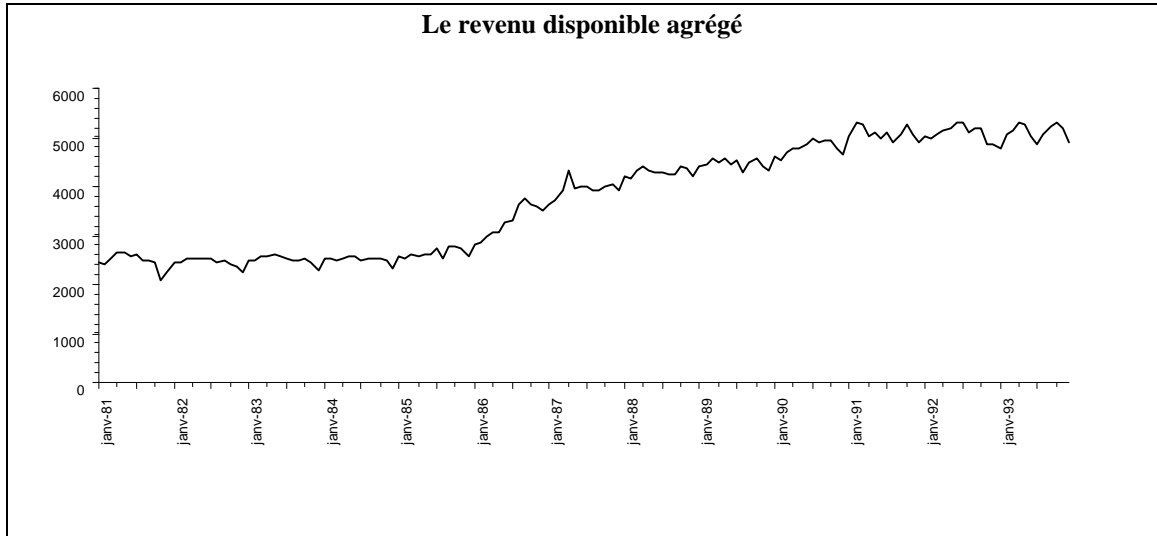
Notons, pour finir, que le potentiel des ressources mis en œuvre et le climat politique propice dont bénéficie le pays, semble désormais insuffisants pour résoudre le problème posé par la saisonnalité. Dans le cadre d'une conjoncture internationale, pas toujours favorable au développement de l'activité touristique, les professionnels doivent continuer à vanter les attraits touristiques de la Tunisie en essayant de stimuler d'autres types de clientèles telles que les retraités, et mettre l'accent sur d'autres aspects touristiques : culture, affaires, sports, traditions religieuses, etc.

Novembre 1998

Annexe 1

GRAPHIQUE DES SERIES





Annexe 2

LES RESULTATS EMPIRIQUES

Tableau A-2-1 : Résultats des tests de Franses (1990)

Variabes	NT	P	R	CME
0	-1,99	-0,90	-1,99	-3,31
π	0,30	-2,02	-0,60	1,59
$\pi/2$	11,12	13,10	7,53	47,50
$5\pi/6$	13,54	10,86	12,13	20,64
$\pi/6$	4,01	4,76	8,37	2,51
$2\pi/3$	12,30	10,00	17,33	29,37
$\pi/3$	26,73	20,94	49,18	22,31

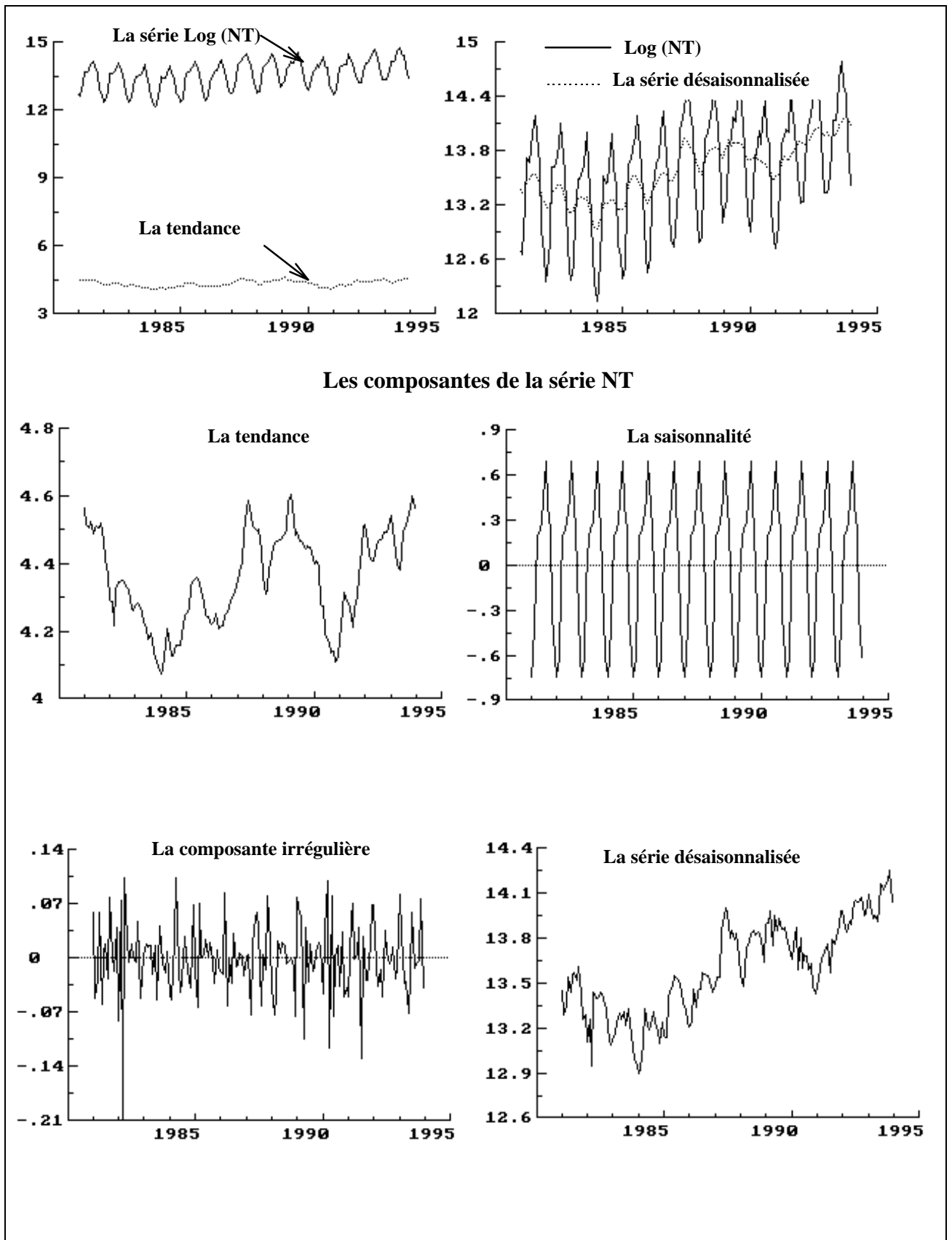
Tableau A-2-2 : Résultats des estimations de la spécification modèle structurel de série temporelle

Coefficients	valeurs estimées	Elasticités	valeurs estimées
β	0,015 (0,006)	δ_1	0,9131 (0,32)
$\mu_{t/T}$	1,223 (0,59)	δ_2	- 0,1029 (0,04)
S_1	- 0,6605 (0,05)	δ_3	0,4955 (0,31)
S_2	- 0,5588 (0,05)	Statistiques	Q*(11,129) = 2,72 F*(11,129) = 1,86
S_3	- 0,1077 (0,04)	R_D^2	0,9250
S_4	0,1710 (0,03)	R_s^2	0,2362
S_5	0,2040 (0,03)	AIC	- 4,5211
S_6	0,2371 (0,04)	PEV	0,0086
S_7	0,3945 (0,04)	RMSE	0,0095
S_8	0,6339 (0,04)	$\mathfrak{S}(12)$	0,0245 F*(12, 128) = 1,83
S_9	0,3511 (0,04)	J.B.	6,9640
S_{10}	0,2256 (0,03)	r(1)	0,010
S_{11}	- 0,3090 (0,03)	r(11)	- 0,1091
S_{12}	- 0,5812*		Q _{LB} (20) = 10,80

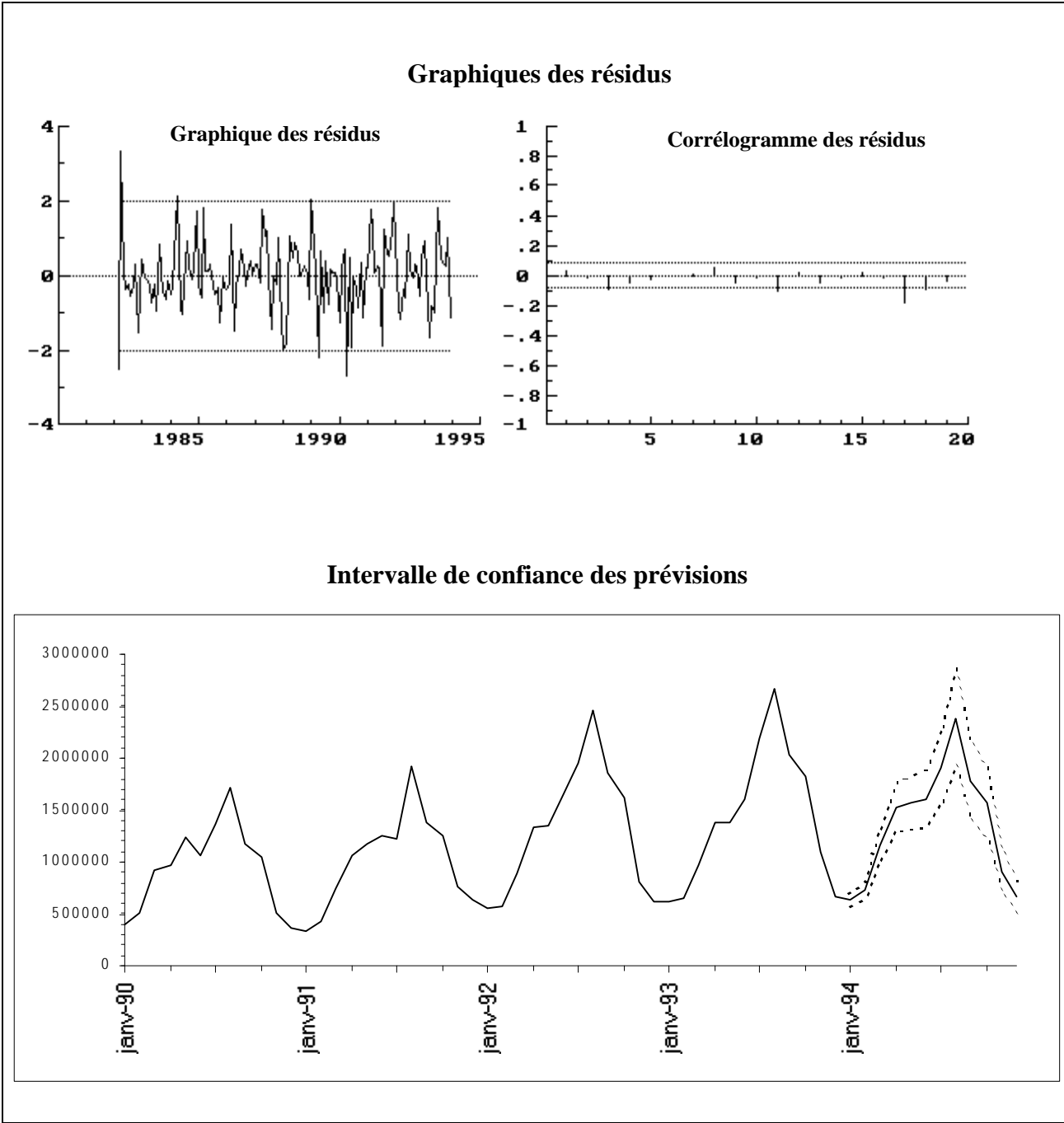
Les nombres entre parenthèses représentent les racines des erreurs quadratiques moyennes.

$$* S_{12} = - \sum_{j=1}^{11} S_j$$

Graphique A-2-1 : Les composantes de la série des nuitées des touristes



Graphique A-2-2



Bibliographie

Besancenot J.P. (1990) : "Climat et tourisme." Masson , Paris, Collection @géographie 7.

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

Espasa, A., R. G. Churruca et J. Jareno (1990) : "Un analisis de los ingresos por turismo en la economia espanola." *Working Paper* n^o 90.20, Banco de Espana, Madrid.

Franses, P.H. (1991) : "Testing for seasonality." *Economic Letters* 38, p.259-62.

- (1996) : "Periodicity and stochastic trends in economic time series" *Oxford University Press* (Advanced Texts in Econometrics).

Ghysels, E. (1994) : "L'analyse économétrique et la saisonnalité", *L'Actualité Economique* 70, p. 43-62.

Gonzalesz, P. et P. Moral (1995) : "An anlysis of international tourisme demand in Spain." *International Journal of Forecasting*, 11(2) p.233-51.

Harvey, A. C. (1990) : "Forecasting, structural time series models and the Kalman filter." *Cambridge University Press*, (New York).

- (1997) : "The econometric analysis of time series" *LES Handbooks in economics*, ed. Hertfordshire : Ph. Allan, 1990.

Harvey, A. C. et N. Shephard (1993) : "Structural time series models." *Handbook of Statistics*, vol.11 dans C.R. RAO et G.S. MADDALA, (North-Hollan, Amesterdam).

Harvey, A. C. Et J. Durbin (1986) : "The effects of seat belt legislation on british road casualities: a case study in structural time series modelling." *Journal of the Royal Statistical Society*, series A 149, p. 187-227.

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

Johnson, P. et B. Thomas (1995) : " Choice and demand in tourism", Mansell, London.

Marley, C. (1992) : "A microeconomic theory of international tourism demand." *Annals of Tourism Research* 19, p. 250-67.

Martin C. et S.F. Witt (1989) : "Forecasting tourism demand : a comparison of the accuracy of several quantitative methods." *International Journal of Forecasting* 5, p.7-19.

Morley, C. (1991) : "Modelling international tourism demand: model specification and structure" *Journal of Travel Research* p. 40-44.

Ouerfelli, C. et Pichery, M.C. (1998) : "La non stationnarité dans les séries saisonnières: Application au tourisme tunisien." Document de Travail N° 9809, LATEC (UMR 5601 - CNRS), Université de Bourgogne-Dijon.

Paelinck, J.H.P. (1995) : "Modelisation touristique : considérations critiques." présenté au *XLV^e Colloque International, Econométrie du Tourisme*.

Pehkonen, J. (1992) : "Survey expectations and stochastic trends in modeling the employment-output equation." *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, p. 579-89.

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

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

Witt, S.F. et C.A. Martin (1987) : "Econometric models for forecasting international tourism demand." *Journal of Travel Research*, p. 23-30.

Witt, S.F. et C. Witt (1992) : "Modeling and forecasting demand in tourism." *Academic Press*, London.