

ESTUDOS II



FACULDADE de ECONOMIA da UNIVERSIDADE do ALGARVE

ESTUDOS II

Cidadania, Instituições e Património

Economia e Desenvolvimento Regional

Finanças e Contabilidade

Gestão e Apoio à Decisão

Modelos Aplicados à Economia e à Gestão



Faculdade de Economia da Universidade do Algarve

2005

COMISSÃO EDITORIAL

António Covas
Carlos Cândido
Duarte Trigueiros
Efigénio da Luz Rebelo
João Albino da Silva
João Guerreiro
Paulo M.M. Rodrigues
Rui Nunes

FICHA TÉCNICA

Faculdade de Economia da Universidade do Algarve

Campus de Gambelas, 8005-139 Faro
Tel. 289817571 Fax. 289815937
E-mail: ccfeua@ualg.pt
Website: www.ualg.pt/feua

Título

Estudos II - Faculdade de Economia da Universidade do Algarve

Autor

Vários

Editor

Faculdade de Economia da Universidade do Algarve
Morada: Campus de Gambelas
Localidade: FARO
Código Postal: 8005-139

Capa e Design Gráfico

Susy A. Rodrigues

Compilação, Revisão de Formatação e Paginação

Lídia Rodrigues

Fotolitos e Impressão

Grafica Comercial – Loulé

ISBN

972-99397-1-3 Data: 26-08-2005

Depósito Legal

218279/04

Tiragem

250 exemplares

Data

Novembro 2005

RESERVADOS TODOS OS DIREITOS

REPRODUÇÃO PROIBIDA

Propriedades empíricas de séries do turismo *

Pedro M. B. Gouveia¹

Escola Superior de Gestão Hotelaria e Turismo, Universidade do Algarve

Paulo M.M. Rodrigues

Faculdade de Economia, Universidade do Algarve

Resumo

Neste artigo são aplicados diversos testes com o objectivo de testar a presença de determinadas características em séries do turismo. Em particular, são aplicados testes para investigar a presença de raízes unitárias nas frequências zero e sazonais, de não - linearidade do tipo SETAR (Self Exciting Threshold Autoregressive), de periodicidade e de quebras estruturais em séries relativas às dormidas de hóspedes estrangeiros no Algarve por principais países de origem. Procura-se deste modo contribuir para a identificação das metodologias de modelação e de previsão mais adequadas, assim como para um melhor conhecimento do comportamento das séries do turismo.

Palavras – chave: Não - estacionaridade, Sazonalidade, Periodicidade, Não - linearidade, Quebras Estruturais.

Abstract

In this paper several test procedures are applied in order to test specific characteristics of tourism series. In particular, we test for seasonal unit roots, for periodicity, for SETAR (Self Exciting Threshold Autoregressive) type nonlinearity and for structural breaks in series of lodging in Algarve. In this way, we look to identify the most suitable modelling and forecasting methodologies, as well as achieve a better understanding of the properties that shape tourism series.

keywords: Nonstationarity, Seasonality, Periodicity, Nonlinearity, Structural Breaks.

* Os autores agradecem à Fundação para a Ciência e Tecnologia o apoio financeiro concedido no âmbito do programa POCTI/ECO/49266/2002(FEDER).

¹ Doutorando em Métodos Quantitativos Aplicados à Economia e à Gestão, especialidade de Econometria, da Faculdade de Economia da Universidade do Algarve.

1. Introdução

A sazonalidade, a periodicidade, a não linearidade e a presença de quebras estruturais são algumas das características que mais importa analisar nas séries do turismo. As raízes unitárias sazonais nas séries do turismo encontram-se associadas à evolução dos padrões de sazonalidade. A presença de periodicidade significa que diferentes épocas do ano (meses ou estações) possuem uma dinâmica própria, modelável por regimes autorregressivos distintos. Por outro lado, num quadro em que a literatura económica (sobretudo ao longo da última década) tem sido profícua em trabalhos que procuram modelar e/ou prever as características das fases de expansão e de recessão do ciclo económico, ganha pertinência avaliar de que forma o ciclo económico afecta o padrão sazonal. Para este propósito revela-se particularmente adequado o recurso aos modelos SETAR que constituem uma classe importante de modelos não lineares que se baseiam na ideia de que a evolução de um processo segue um conjunto de regimes autorregressivos, onde o valor da série e o regime vigente em cada período, dependem do valor assumido por uma variável limite.

Neste artigo, são utilizadas séries de dados mensais (não ajustados sazonalmente) de Janeiro de 1977 a Dezembro de 2003 (com excepção da realização dos testes à presença de quebras estruturais, em que o período analisado se situa entre Janeiro de 1968 e Dezembro de 2003), relativos às dormidas de hóspedes estrangeiros no Algarve do Instituto Nacional de Estatística (INE). Para efeitos de análise foram seleccionados três dos principais mercados emissores: Reino Unido, Alemanha e Holanda, que, no seu conjunto, representam cerca de 65% das dormidas no Algarve.

O estudo das características das séries do turismo contribui de forma relevante para identificar as metodologias de modelação e previsão mais adequadas e contribuir para um melhor conhecimento do comportamento das séries do turismo.

Este artigo encontra-se estruturado da seguinte forma. Na Secção 2 são apresentados testes à presença de raízes unitárias nas frequências zero e sazonais com vista a captar eventuais fenómenos de persistência, geradores de alterações nos padrões de sazonalidade das séries. Na secção 3, são efectuados diversos testes à periodicidade com o objectivo de concluir acerca do número de regimes a incluir no modelo através de uma metodologia de redução do número de regimes sugerida por Rodrigues e Gouveia (2004a) e de verificar a presença de autocorrelação e heterocedasticidade periódica. Na Secção 4 são realizados testes à linearidade face à alternativa de não-linearidade do tipo threshold de forma a procurar evidência de acompanhamento entre as variáveis da procura turística e as fases do ciclo económico. Na secção 5, procura-se evidência de quebras estruturais no período mais lato que decorre de Janeiro de 1968 a Dezembro de 2003. Por fim, na secção 6 são apresentadas as principais conclusões que o desenvolvimento do trabalho permitiu alcançar.

2. Testes à Presença de Raízes Unitárias Sazonais

A sazonalidade pode ser determinística ou estocástica, estacionária ou não estacionária (vide, *inter alia*, Franses, 1996 e Ghysels, Osborn e Rodrigues, 2001). Com

efeito, quando os fenómenos apresentam um comportamento sazonal estável em torno da tendência determinística, as *dummies* sazonais explicam a quase totalidade da variabilidade das séries. Neste caso, estamos perante o que habitualmente se designa por sazonalidade determinística. No entanto, quando um processo apresenta pelo menos uma raiz unitária sazonal na sua representação autorregressiva, estamos perante um processo sazonal integrado (vide Hylleberg *et al.*, 1990, adiante designado por HEGY). Este tipo de processos está associado a fenómenos de persistência geradores de alterações lentas, mas permanentes nos padrões sazonais.

No caso das séries mensais, um passeio aleatório sazonal como o que se segue,

$$(1-L^{12})y_t = e_t$$

apresenta raízes unitárias nas frequências, $0, \frac{3\pi}{2}, \frac{\pi}{2}, \frac{\pi}{3}, \frac{5\pi}{3}, \frac{2\pi}{3}, \frac{4\pi}{3}, \frac{\pi}{6}, \frac{5\pi}{6}, \frac{7\pi}{6}$..

Neste caso, o polinómio $(1-L^{12})$, onde L representa o operador de desfaseamento temporal ($L^k y_t = y_{t-k}$) pode ser linearizado (cf. Hylleberg *et al.*, 1990, Beaulieu e Miron, 1993 e Smith e Taylor, 1999) em função das suas raízes unitárias sazonais $\exp(\pm 2\pi k / S)$, onde $k=0, \dots, 6$, e S representa o número de estações (neste caso $S=12$) de modo a obter-se a regressão de teste,

$$\Delta_{12}y_t = \sum_{i=1}^{12} \pi_i z_{i,t-1} + \sum_{j=1}^p \beta_j \Delta_{12}y_{t-j} + u_t \quad (1)$$

onde,

$$z_{1,t} = \sum_{j=0}^{11} y_{t-j}, \quad z_{2,t} = \sum_{j=0}^{11} \cos[(j+1)\pi] y_{t-j}, \quad (2)$$

$$z_{i,t} = \sum_{j=0}^{11} \cos[(j+1)\varpi_k] y_{t-j}, \quad z_{i+1,t} = -\sum_{j=0}^{11} \sin[(j+1)\varpi_k] y_{t-j}, \quad (3)$$

com $i=3,5,7,9,11$, $\varpi_k = 2\pi k / 12$, $k=1, \dots, 5$ e $\Delta_{12}y_t = (1-L^{12})y_t$. Note-se que os, $z_{i,t}$, $j = 1, \dots, 12$, correspondem a combinações lineares de desfaseamentos de y_t de modo que, em cada combinação é isolada uma determinada raiz unitária.

Os π_j , com $j = 1, \dots, 12$, são os parâmetros relevantes para efeitos de teste às raízes unitárias.

Consequentemente, para testar a hipótese nula de passeio aleatório sazonal contra a alternativa de estacionaridade em, pelo menos uma frequência, HEGY e Smith and Taylor (1999), inter alia, sugeriram o seguinte procedimento: t_1 (unilateral) para a exclusão de $z_{1,t}$, t_2 (unilateral) para a exclusão de $z_{2,t-1}$; t_k (unilateral) para a exclusão

de $z_{k,t-1}$ e t_{k+1} (bilateral) para a exclusão de $z_{k+1,t-1}$, para $k=3,5,7,9,11$; sugeriram ainda os testes conjuntos $F_{[k]}[k]$ para exclusão simultânea de $z_{k,t-1}$ e $z_{k+1,t-1}$ com $k=3,5,7,9,11$. Ghysels, Lee e Noh (1994) e Smith e Taylor (1998, 1999) consideram também os testes, $F_{[2,\dots,12]}$ e $F_{[1,\dots,12]}$ para a exclusão de $z_{1,t-1}$ e $z_{2,t-1}$ e $\{(z_{3,t-1}, z_{4,t-1}), \dots, (z_{11,t-1}, z_{12,t-1})\}$ (teste de raízes unitárias para o conjunto de todas as frequências).

Para uma abordagem mais detalhada sobre estes testes e suas propriedades veja Rodrigues e Taylor (2004).

A Tabela 1 apresenta os resultados da aplicação do teste HEGY mensal, equação (1) à série relativa relativa às dormidas de hóspedes dos mercados emissores considerados.

Tabela 1: Resultados do Teste HEGY à Presença de Raízes Unitárias

| Frequência | Algarve | Reino Unido | Alemanha | Holanda |
|-----------------------------------|---------|-------------|----------|---------|
| Zero | -2,424* | -1,791* | -0,814* | -2,226* |
| π | -3,307 | -2,465* | -3,558 | -1,984* |
| $\frac{\pi}{2} e \frac{3\pi}{2}$ | 5,850* | 3,991* | 2,963* | 3,538* |
| $\frac{5\pi}{3} e \frac{7\pi}{6}$ | 10,068 | 6,855 | 3,986* | 13,956 |
| $\frac{\pi}{6} e \frac{11\pi}{6}$ | 3,068* | 4,523* | 1,513* | 0,745* |
| $\frac{2\pi}{3} e \frac{4\pi}{3}$ | 3,672* | 3,292* | 3,861* | 3,949* |
| $\frac{\pi}{3} e \frac{5\pi}{3}$ | 0,019* | 4,139* | 1,459* | 2,767* |
| Todas as frequências Sazonais | 5,444* | 5,221* | 3,829* | 5,386* |
| Todas as Frequências | 5,478 | 5,141* | 3,552* | 5,407* |

Nota: * indica a não rejeição da presença de raiz unitária a um nível de significância de 5%.

Os resultados patentes na Tabela 1 permitem concluir pela evidência de fenómenos de persistência associados a alterações nos padrões de sazonalidade para a generalidade dos casos.

3- Periodicidade

Os modelos Periódicos Autorregressivos (PAR) constituem um conjunto de modelos alternativos utilizados na modelação de séries sazonalmente não ajustadas. Estes modelos permitem a alteração dos parâmetros do modelo de acordo com as estações do ano. Nos modelos PAR, as observações de cada estação do ano são modeladas por um regime autorregressivo específico. Em termos gerais, um modelo PAR(S,p) pode ser representado pela seguinte expressão,

$$y_t = \sum_{s=1}^S \lambda_s D_{st} + \delta D_{st} t + \sum_{j=1}^p \sum_{s=1}^S \alpha_{js} D_{st} y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (4)$$

onde S representa a periodicidade dos dados, p a ordem da parte autorregressiva, $\varepsilon_t \sim iid(0, \sigma^2)$ e D_{st} uma variável sazonal que irá assumir o valor 1 na estação j e zero nos restantes casos. Importa ainda salientar que os valores iniciais são considerados fixos e que os coeficientes do modelo são estimados pelo método dos mínimos quadrados ordinários.

3.1 Testes à periodicidade

Diversas abordagens são possíveis no que toca à realização de testes à presença de periodicidade.

- a) Uma abordagem possível consiste em assumir como hipótese nula que todos os α_{ij} são iguais a α_i , *i.e.*,

$$H_0 : \alpha_{ij} = \alpha_i \quad (5)$$

contra a alternativa,

$$H_a : \alpha_{ij} \neq \alpha_i \quad (6)$$

com $j=1,2,\dots,S$ e $i=1,2,\dots,p$. O teste F a esta hipótese nula vem dado por,

$$F_{PAR} = \frac{(RSS_{H_0} - RSS_{H_1}) / (S-1)p}{RSS_{H_1} / (T - (S + Sp))} \sim F_{[(S-1)p, T - (S + Sp)]} \quad (7)$$

onde RSS_{H_0} e RSS_{H_1} representam a soma dos quadrados dos resíduos sob as hipóteses nula e alternativa respectivamente (vide Boswijk e Franses, 1996).

- b) Uma outra abordagem, proposta por Franses (1996, pp. 101-102), consiste em estimar, numa primeira fase, um modelo autorregressivo de ordem p [AR(p)] e

numa segunda fase, a partir dos resíduos deste modelo pode ser testada a periodicidade por recurso a regressão auxiliar,

$$\hat{v}_t = \sum_{i=1}^p \phi_i y_{t-i} + \sum_{j=1}^m \sum_{k=1}^{S-1} \gamma_{jk} D_{kt} \hat{v}_{t-1} + u_t. \quad (8)$$

A aplicação de um teste F à hipótese nula de ausência de autocorrelação periódica com m regimes poderá permitir obter evidência empírica de autocorrelação periódica. Neste caso, a estatística F apresenta uma distribuição F standard com $(S-1-m, n-p-(S-1)m)$ graus de liberdade.

De forma complementar, é possível testar a presença de heterocedasticidade periódica através da regressão,

$$\hat{v}_t^2 = \varpi_0 + \sum_{k=1}^{S-1} \varpi_{kt} D_{kt} + e_t. \quad (9)$$

O teste à heterocedasticidade periódica é também realizado através de um teste F à significância conjunta dos parâmetros ϖ_k e segue uma distribuição F standard com $(S-1, n-k)$ graus de liberdade.

A frequência mensal da séries utilizada neste artigo sugere o recurso a um modelo $PAR(12, p)$, onde $p = \max\{p_1, \dots, p_{12}\}$. Porém os 12 regimes de um modelo deste tipo tendem a gerar problemas de sobreparametrização, como já foi referido. Neste contexto, é aconselhável o recurso à metodologia de redução do modelo proposta por Rodrigues e Gouveia (2004a), segundo a qual podem ser definidos três regimes correspondentes às estações determinadas em função da percentagem de dormidas de cada mês. Através da imposição de restrições ao modelo mais geral $PAR(12, p)$ pode-se analisar se existe ou não evidência de periodicidade a três regimes.

A aplicação destes testes permitiu concluir pela evidência deste tipo de periodicidade na generalidade dos casos (vide Tabela 2).

Tabela 2: Testes à Periodicidade

| | $F_{PAR(3)-PAR(12)}$ | $F_{SDA-PAR(3)}$ | $F_{SDA-PAR(12)}$ |
|-------------|----------------------|------------------|-------------------|
| g.l. | 36;73 | 24;190 | 132;73 |
| Algarve | 3,27* | 1,73* | 3,8* |
| Reino Unido | 1,97 | 0,32 | 2,04* |
| Alemanha | 3,34* | 7,20* | 5,59* |
| Holanda | 2,35 | 1,69* | 2,75* |

Nota: * indica que o nível de significância associado à estatística do teste é inferior ao nível de referência de 5%; $F_{PAR(3)-PAR(12)}$, $F_{SDA-PAR(3)}$ e $F_{SDA-PAR(12)}$ representam os testes que comparam os parâmetros obtidos para os modelos $PAR(3, p)$, $PAR(12, p)$ e $AR(p)$; e g.l. significa graus de liberdade.

Por outro lado, também surge, em boa parte dos casos, evidência empírica de autocorrelação e heterocedasticidade periódica para 3 e 12 regimes. (vide Tabela 3).

Tabela 3: Testes à Autocorrelação e Heterocedasticidade Periódica

| | $F_{PeAR1_{-12}}$ | | F_{SH} | |
|-------------|-------------------|---------|----------|---------|
| | PAR(3) | PAR(12) | PAR(3) | PAR(12) |
| g.l. | 36;216 | 144;108 | 3;261 | 12;252 |
| Algarve | 5,19* | 4,71* | 4,38* | 1,92 |
| Reino Unido | 2,35* | 2,25* | 34,76* | 12,1* |
| Alemanha | 4,67* | 3,68* | 26,41* | 8,83* |
| Holanda | 4,14* | 1,94* | 30,7* | 9,76* |

Nota: * indica que o nível de significância associado à estatística do teste é inferior ao nível de referência de 5% e $F_{PeAR1_{-12}}$ e F_{SH} representam os testes à autocorrelação e à heterocedasticidade periódica para 3 e 12 regimes.

4. Os modelos SETAR

Os modelos Self Exciting Threshold Autoregressive (SETAR), introduzidos por Tong (1978, 1983, 1990) e desenvolvidos, mais recentemente, sobretudo por Hansen (1997, 1999) constituem uma variante não-linear dos modelos autorregressivos [AR(p)], em que a não-linearidade é introduzida por um parâmetro de limite (*threshold parameter*), que é estimado a partir de uma variável limite (*threshold variable*); veja Rodrigues e Gouveia (2004b) para mais detalhes.

Ao possibilitar que as observações situadas no interior de determinados intervalos sejam modeladas por regimes autorregressivos distintos, os modelos TAR possuem vantagens na análise de variáveis que apresentem comportamentos assimétricos. Por exemplo, ao permitir que as fases do ciclo económico sejam descritas por regimes diferentes, este tipo de modelos apresenta também vantagens ao nível do estudo de variáveis onde o ciclo económico desempenha um papel preponderante.

Com vista à realização de um teste à presença de um efeito *threshold*, Chan e Tong (1990) e Hansen (1997, 1999, 2000) sugerem a estatística,

$$F(\gamma) = n \left(\frac{\tilde{\sigma}^2 - \hat{\sigma}^2(\gamma)}{\hat{\sigma}^2(\gamma)} \right) \quad (10)$$

onde $\tilde{\sigma}^2$ e $\hat{\sigma}^2(\gamma)$ representam as variâncias dos resíduos do modelo linear e do modelo SETAR, respectivamente.

Neste teste, a presença do parâmetro perturbador, γ , sob a hipótese alternativa (que não está presente sob a hipótese nula), dá origem a distribuições assintóticas não-

centrais e não standard. De um modo geral, a solução para este problema passa pela determinação casuística dos valores críticos para a estatística de teste através do método do *bootstrap* (vide Hansen, 1997).

No sentido de se verificar se o padrão de sazonalidade varia em função das fases do ciclo económico, foi utilizado o seguinte modelo TAR,

$$\Delta y_t = \sum_{j=1}^{12} \alpha_j D_{jt} I_{1t} + \sum_{j=1}^{12} \beta_j D_{jt} (1 - I_{1t}) + \varepsilon_t \quad (11)$$

Por forma a facilitar o processo de estimação e a interpretação dos resultados, o modelo de regressão pode ser, de forma alternativa, escrito da seguinte forma,

$$\Delta y_t = \sum_{j=1}^{12} \lambda_j D_{jt} I_{1t} + \sum_{j=1}^{12} \beta_j D_{jt} + \varepsilon_t \quad (12)$$

onde $\lambda_j = \alpha_j - \beta_j$ e

$$I_{1t} = \begin{cases} 1 & \text{se em fase de recessão} \\ 0 & \text{se em fase de expansão} \end{cases} \quad I_{2t} = 1 - I_{1t},$$

representa a função indicador.

I_{it} , (com $i=1,2$), é considerada uma função indicador que depende da dinâmica das séries do turismo utilizadas, assumindo portanto o modelo a forma de um SETAR. Este critério tem por base a metodologia utilizada por Matas-Mir e Osborn (2003). Neste contexto, temos,

$$I_{1t} = \begin{cases} 1 & \text{se } (1 + L + L^2) \Delta_{12} y_{t-1} \leq \gamma \\ 0 & \text{se } (1 + L + L^2) \Delta_{12} y_{t-1} > \gamma \end{cases} \quad (13)$$

O teste à linearidade foi realizado para o caso das dormidas de hóspedes dos mercados emissores considerados. Neste teste a selecção da parte autorregressiva foi feita do geral para o particular através da eliminação sucessiva de todos os desfasamentos não significativos e de forma a garantir a ausência de autocorrelação.

Tabela 4: Resultados do Teste à Não – Linearidade de Tipo Threshold

| | Parâmetro limite | Parâmetro de defasamento | Test F | p-value | Ordem da parte autorregressiva |
|-------------|------------------|--------------------------|--------|---------|--------------------------------|
| Algarve | 0,162 | 18 | 39,372 | 0,831 | 18 |
| Reino Unido | -0,095 | 6 | 68,122 | 0,000 | 12 |
| Alemanha | 0,2238 | 18 | 72,287 | 0,001 | 18 |
| Holanda | -0,1278 | 9 | 70,882 | 0,002 | 12 |

Este resultado conduz à evidência empírica de comportamento assimétrico (não-linear) face ao ciclo económico nas série correspondente ao Reino Unido, Alemanha e Holanda.

5. Testes à Presença de Quebras Estruturais

Por virtude de acontecimentos como a grande depressão, os choques petrolíferos ou de mudanças políticas drásticas podem ocorrer quebras estruturais nas variáveis económicas que podem colocar em causa a performance dos modelos.

Neste artigo é utilizado o teste de Andrews (1993) à presença de uma quebra estrutural em séries da procura turística num momento desconhecido.

O modelo que suporta o teste é dado por,

$$\Delta_{12}y_t = \begin{cases} \beta_{10} + \sum_{j=1}^p \beta_{1j} \Delta_{12}y_{t-p} + e_{1t} & \text{se } t \leq m \\ \beta_{20} + \sum_{j=1}^p \beta_{2j} \Delta_{12}y_{t-p} + e_{2t} & \text{se } m < t < T \end{cases} \quad (14)$$

onde $t=1, \dots, T$, m representa o momento desconhecido da quebra estrutural, p é a ordem da parte autorregressiva e $e_{i,t} \sim iid(0, \sigma^2)$, com $i=1,2$. Para testar a presença de uma quebra estrutural nas séries do turismo no Algarve, o teste Wald proposto por Andrews(1993) vem dado por,

$$SupW = \max_{\pi \in [0,15;0,85]} T \left[\frac{R - R_1 - R_2}{R_1 + R_2} \right] \quad (15),$$

onde $R = e_t' e_t$, $R_1 = e_{1t}' e_{1t}$ e $R_2 = e_{2t}' e_{2t}$ e $\pi = \frac{m}{T}$. É usual, para efeitos de estimação, considerar $\pi \in [0,15;0,85]$. Na medida em que m está presente apenas sob a hipótese alternativa de presença de quebra estrutural, a teoria assintótica tradicional é inválida,

o que conduz à necessidade de obtenção de valores críticos através do método do bootstrap (à semelhança do que acontece para o caso do teste à não - linearidade nos modelos SETAR).

A partir dos resultados dos testes efectuados (vide Tabela 5) é possível concluir pela presença, em todos os casos considerados, de quebras estruturais na proximidade do período revolucionário de 25 de Abril de 1974.

Tabela 5: Resultados do Teste à Presença de Quebras Estruturais

| | Algarve | Reino Unido | Alemanha | Holanda |
|----------------|-----------------|--------------------|-------------------|----------------|
| Quebra | Janeiro de 1976 | Mai de 1972 | Fevereiro de 1977 | Agosto de 1975 |
| p-value | 0.001 | 0.027 | 0.026 | 0.000 |

6. Conclusão

Neste artigo foi possível encontrar evidência empírica de presença de raízes unitárias nas frequências zero e sazonais na generalidade dos casos, o que permite concluir pela presença de fenómenos de persistência nas séries do turismo geradores de alterações nos padrões de sazonalidade. Por outro lado, a aplicação de diversos testes à presença de periodicidade das séries confere evidência de que os diversos meses e estações da procura turística (época alta, baixa e intermédia) apresentam, em geral, dinâmicas próprias passíveis de modelação por regimes autorregressivos distintos.

Dado que a teoria económica sugere uma relação entre as fases do ciclo económico e a procura, o presente trabalho também desenvolve uma abordagem de articulação entre variáveis da procura turística e um indicador de ciclo dependente da própria dinâmica dos dados (que se traduz na aplicação de um modelo SETAR). Os resultados da aplicação deste modelo permitem concluir pela presença de não linearidade no caso das dormidas de hóspedes do Reino Unido, Alemanha e Holanda. Por fim, a aplicação de testes à presença de uma quebra estrutural, num momento à partida desconhecido, capta evidência de quebras estruturais próximas do período revolucionário de Abril de 1974 para os mercados emissores considerados.

Estes resultados são relevantes na medida em que até à data poucos têm sido os estudos, na literatura associada a modelação de séries do turismo, que se têm preocupado com estas características, correndo assim o risco de desenvolverem modelos pouco adequados as às séries em análise.

Referências

- Andrews, D.W.K. (1993), Tests for Parameter Instability and Structural Change with Unknown Change Point, *Econometrica*, 61, 821-856.
- Beaulieu, J.J. e J. A. Miron (1993), Seasonal Unit Roots in Aggregate U.S. Data, *Journal of Econometrics*, 55, 305-328.
- Boswijk, H. P. e P.H. Franses (1996), Unit Roots in Periodic Autoregressions, *Journal of Time Series Analysis*, 17, 221-245.
- Chan, K.S. e H. Tong (1990), On Likelihood Ratio Tests for Threshold Autoregression, *Journal of Royal Statistical Society*, B, 52 469-479.
- Franses, P.H. (1996), *Periodicity and Stochastic Trends in Economic Time Series*, Oxford: Oxford University Press.
- Ghysels, E., Lee e J. Noh (1994), Testing for Unit Roots in Seasonal Time Series - Some Theoretical Extensions and a Monte Carlo Investigation, *Journal of Econometrics*, 62, 415-442.
- Ghysels, E., D.R. Osborn e P.M.M. Rodrigues (2001), *Seasonal Nonstationarity and Near-nonstationarity*, in *A Companion to Theoretical Econometrics*, Ed. Badi Baltagi, Blackwells, 655-677.
- Hansen, B. E. (1997) *Inference in TAR models, Studies*, in *Nonlinear Dynamics and Econometrics*, 2, 1-14.
- Hansen, B. E. (1999) Testing for linearity, *Journal of Economic Surveys*, 13, 551-576.
- Hylleberg, S., R.F. Engle, Engle, C.W.J. Granger, and B. S. Yoo (1990), Seasonal Intergration and Cointegration, *Journal of Econometrics*, 69, 5-25.
- Matas-Mir, A. e D.R. Osborn (2003), *Does Seasonality Change over the Business Cycle? An Investigation using Monthly Industrial Production Series.*, University of Manchester, Centre for Growth and Business Cycle Research.
- Rodrigues, P.M.M. e P.M.D.C. Gouveia (2004a), An Application of PAR Models for Tourism Forecasting, *Tourism Economics*, 10, 281-303.
- Rodrigues, P.M.M. e P.M.D.C. Gouveia (2004b), Threshold Cointegration and the PPP Hypothesis, *Journal of Applied Statistics*, 31, 115-127.
- Smith, R. J. e A. M. R. Taylor (1998), Additional Critical Values and Asymptotic Representations for Seasonal Unit Root tests, *Journal of Econometrics* 85, 269-288.
- Smith, R. J. e A. M. R. Taylor (1999), Likelihood Ratio Tests for Seasonal Integrations, *Journal of Econometrics* 85, 269-288.
- Tong, H. (1978), *On Threshold Models, Pattern Recognition and Signal Processing* in C.H. Chen (ed.), Sijhoff & Noodhoff: Amsterdam.
- Tong, H. (1983) Threshold models in non-linear time series analysis, *Lecture Notes in Statistics*, 21, Springer-Verlag.

Tong, H. (1990), *Non-linear Time Series: a Dynamic Systems Approach*, Oxford University Press: Oxford.

Tsay, R. S. (1989) Testing and modelling threshold autoregressive processes, *Journal of the American Statistical Association*, 84, 231--240.