

Modelação da procura turística em Portugal: A metodologia Box-Jenkins, os modelos *Naiif* e o modelo de alisamento exponencial

ANA CRISTINA MARQUES DANIEL * [adaniel@ipg.pt]

PAULO MANUEL MARQUES RODRIGUES ** [pmrodrigues@bportugal.pt]

Resumo | Este artigo modela a procura turística em Portugal e analisa a precisão das previsões de vários modelos univariados – a metodologia de Box-Jenkins (1976), os modelos *Naiif*, e o modelo de alisamento exponencial.

Como medida de procura turística optou-se pelo número de dormidas mensais nos estabelecimentos hoteleiros, tendo-se considerado as primeiras observações (de Janeiro de 1979 a Dezembro de 2005) para estimar os modelos, e as restantes (de Janeiro de 2006 a Dezembro de 2009) para analisar o desempenho de previsão dos modelos.

Com exceção de Portugal, país para o qual o modelo de alisamento exponencial apresentou melhores resultados, para todos os outros países foram os SARIMA de Box-Jenkins que se destacaram enquanto modelos de previsão, o que nos permitiu afirmar que a complexidade dos modelos pode produzir melhores resultados no desempenho da previsão. Em termos de resultados deste estudo foi também reconhecida a superioridade dos modelos *Naiif* quando se consideram os valores homólogos dos períodos anteriores, se comparados com os modelos *Naiif* dos períodos imediatamente anteriores, resultados que vêm mais uma vez reforçar o peso da sazonalidade no sector do turismo.

Palavras-chave | Box-Jenkins, *Naiif*, Alisamento exponencial, Procura turística, Portugal.

Abstract | This paper models tourism demand in Portugal and examines the forecast accuracy of several univariate models, such as the methodology of Box-Jenkins (1976), *Naiif* models and exponential smoothing models.

To measure tourism demand, the number of monthly overnight stays in the hotel establishments was chosen for the period from January 1979 to December 2009. The sample was divided into two parts: the first (from January 1979 to December 2005) was used to estimate the models and the second (from January 2006 to December 2009) to evaluate the forecast performance of the models considered.

Except for Portugal, where the exponential smoothing model showed better results, for all other countries the Box-Jenkins model proved to be superior to the others as a forecasting model. Hence, these results suggest that the complexity of the

* **Doutorada em Métodos Quantitativos Aplicados à Economia e à Gestão** pela Faculdade de Economia da Universidade do Algarve e **Professora Adjunta** na Unidade Técnico Científica de Gestão e Economia da Escola Superior de Tecnologia e Gestão do Instituto Politécnico da Guarda.

** **Doutorado em Econometria** pela School of Economic Studies da Universidade de Manchester, RU. **Agregação em Econometria** pela Universidade do Algarve. **Técnico Assessor** do Departamento de Estudos Económicos do Banco de Portugal e **Professor Associado convidado com Agregação** da NOVA School of Business and Economics, Universidade Nova de Lisboa.

models may result in improved forecast performance. In terms of the results of this study it was also observed that the *Naïf* models, based on yearly differences, presented superior results than when first (monthly) differences were considered, reinforcing in this way the importance of seasonality in tourism.

Keywords | Box-Jenkins, *Naïf*, Exponential smoothing, Tourism demand, Portugal.

1. Introdução

O turismo é uma das principais atividades económicas de Portugal. De acordo com o INE¹ (2012), Portugal apresentou em 2011 um total de 26 003,7 milhares de dormidas de estrangeiros nos estabelecimentos hoteleiros, contra 23 608,2 milhares em 2010 (INE, 2011). Dessas dormidas, mais de 65% têm como país de residência habitual a Alemanha, a Espanha, a França, a Holanda e o Reino Unido. De facto, desde há muito que estes países são os principais emissores de turistas para Portugal. O Reino Unido é de entre estes países o que ocupa o primeiro lugar do ranking em termos de dormidas e receitas, tendo as últimas atingido em 2011 um valor de 1 462 354 milhares de euros (INE, 2012).

Ao nível da previsão da procura turística e no que se refere aos modelos de previsão aplicados, estes vão desde os modelos causais, passando pelos modelos não causais, até aos modelos de previsão qualitativa. Nos últimos anos surgiram grandes desenvolvimentos nesta área como o comprova o artigo de revisão de literatura de Song e Li (2008). Relativamente a Portugal, o interesse pela modelação da procura turística tem crescido e diversos estudos têm sido elaborados, de que são exemplo os artigos de Andraz, Gouveia e Rodrigues (2009), Mello e Fortuna (2005), Mello e Nell (2005), Gouveia e Rodrigues (2005), Rodrigues e Gouveia (2004) e Mello, Pack e Sinclair (2002).

Este artigo tem como principal objetivo a modelação da procura turística em Portugal e a análise da precisão das previsões de vários modelos não causais, como sejam, a metodologia de *Box--Jenkins* (1976), os modelos *Naïf*, e o modelo de alisamento exponencial.

O artigo encontra-se estruturado da seguinte forma: no ponto 2, apresenta-se uma breve revisão de literatura dos modelos não causais aplicados à procura turística, seguindo-se uma análise dos dados em estudo no ponto 3. A aplicação da metodologia de *Box-Jenkins* será feita no ponto 4. Nos pontos 5 e 6 analisam-se os modelos de alisamento exponencial e *Naïf* e no ponto 7 a precisão de previsão dos modelos. No ponto 8 apresentam-se as principais conclusões do artigo.

2. Modelação e previsão não causal da procura turística – Uma revisão de literatura

O turismo é uma das atividades económicas mais importantes a nível mundial, daí que se tenha verificado um crescente desenvolvimento e interesse pelos estudos de procura turística. No entanto, estes desenvolvimentos têm ocorrido de forma gradual. Os primeiros trabalhos surgiram no início dos anos 60 e de acordo com Li et al. (2005), os ensaios feitos por Guthrie (1961) foram pioneiros.

Os modelos de previsão são divididos em qualitativos e quantitativos. Os primeiros, por vezes também designados por modelos subjetivos ou de julgamento, baseiam-se no julgamento e opinião de especialistas na matéria. Dentro das previsões quantitativas distinguem-se também dois grupos de modelos: causais ou estruturais e não causais ou extrapolativos. Nos modelos não causais, a previsão é feita apenas com base nos valores passados da

¹ Instituto Nacional de Estatística.

variável, pressupondo desta forma, que o seu padrão histórico continuará inalterado no futuro (Witt & Witt, 1995; Bowerman & O'Connel, 1993). Relativamente aos modelos causais, a previsão da variável em estudo é feita com base na relação entre esta variável e um conjunto de outras variáveis relacionadas com aquela, geralmente classificadas como independentes, exógenas, causais ou explicativas. A principal vantagem destes modelos é a de permitirem verificar o impacto na variável dependente quando se efetuam alterações nas variáveis causais.

Uma vez que neste estudo iremos apenas debucar-nos sobre a modelação não causal, apresentamos apenas uma breve revisão de literatura destes modelos. Estes começaram por ser populares nos primeiros estudos de previsão turística. De acordo com Chu (1998), as razões que levam os investigadores a escolher os modelos não causais estão relacionadas com o facto de produzirem previsões de curto prazo bastante aceitáveis e a um custo reduzido.

Os modelos *Naïf1* e *Naïf2* são os mais simples, de entre os modelos de previsão não causais. Classificam-se também como modelos não causais, os modelos de alisamento. Os modelos de alisamento dividem-se em dois grupos, por um lado os modelos de alisamento exponencial, e por outro os modelos de médias móveis.

Os modelos de alisamento exponencial foram introduzidos por Brown (1956). O seu nome, deriva do facto de estes modelos aplicarem uma ponderação (α) diferente aos dados, que decaem de forma exponencial dos mais recentes para os mais antigos.

Os modelos de médias móveis elaboram a previsão, com base nas médias dos valores passados da série. A média diz-se móvel, porque é recalculada sempre que é conhecido o valor mais recente da série².

De entre os estudos empíricos que consideram estes modelos nos seus estudos de procura turística, referimos a título de exemplo as investigações de Kulendran e King (1996), Liu et al. (1996), Witt (1992), Witt et al. (1992), Martin e Witt (1989), Witt e Witt (1989), Choy (1984) e ainda Witt e Witt que, em 1992, publicam o manual *Modeling and Forecasting Demand in Tourism*³.

De entre os modelos não causais, a metodologia proposta por Box e Jenkins (1976), é das mais complexas e passa pelas fases de identificação, estimação, diagnóstico e por fim aplicação (previsão) do modelo estimado. Este será um dos principais métodos considerados neste artigo e dentro dos modelos não causais, este tem sido o mais considerado em estudos empíricos. Song e Li (2008) identificam mais de dois terços de estudos que utilizam diferentes versões dos modelos ARIMA, de entre 72 modelos não causais desenvolvidos no período pós 2000. Salienta-se ainda o facto de os modelos ARIMA sazonais (SARIMA – *Seasonal Autoregressive Integrated Moving Average*), serem dos mais aplicados à modelação da procura turística, dado a sazonalidade ser das principais características do turismo, e daí ter suscitado cada vez mais interesse nos investigadores da área.

No que se refere à precisão de previsão dos modelos ARIMA e SARIMA, Coshall (2006) que faz um estudo acerca da procura turística do Reino Unido em relação a diversos países, como sejam a França, Itália, Holanda, Estados Unidos e Portugal, prova que os modelos ARIMA mostram ser melhores modelos de previsão, em relação a outros métodos não causais, como sejam o alisamento exponencial e o *Naïf*.

Kulendran e Witt (2003) apresentam um estudo sobre a procura turística do Reino Unido em relação aos seus seis principais países de destino, utilizando um modelo de função transferência, um modelo ARIMA e um modelo corretor de erro, tendo concluído que os modelos de função transferência são os que apresentam piores resultados de previsão. Os modelos ARIMA geram melhores previsões num horizonte de curto prazo, mas os modelos corretores

² Para pormenores sobre os modelos de alisamento consultar Montgomery et al. (1990) e Granger e Newbold (1986).

³ Para análise de estudos anteriores a 2000, recomenda-se a leitura de Uysal e Crompton (1985), Calantone et al. (1987), Witt e Witt (1995), como artigos de revisão de literatura, e para estudos posteriores Song e Li (2008).

de erro são melhores, em horizontes de previsão de médio e longo prazo.

Perante a diversidade de resultados obtidos pelos diversos autores para o desempenho de previsão dos modelos ARIMA/SARIMA, Goh e Law (2002) desenvolvem um modelo SARIMA multivariado que designam por MARIMA (*Multivariate Autoregressive Integrated Moving Average*). Os resultados do seu estudo comprovam a superioridade do modelo MARIMA, comparativamente ao modelo SARIMA e a outros modelos (*Naiïf*, Médias Móveis e Alisamento Exponencial).

Recentemente têm surgido estudos que aplicam os modelos GARCH (*Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity*). Veja-se a título de exemplo os trabalhos de Daniel e Rodrigues (2010), Shareef e McAleer (2008), Hoti et al. (2007), Shareef e McAleer (2007), Kim e Wong (2006), Chan et al. (2005) e ainda Rodrigues e Gouveia (2004) que se incluem no grupo de autores que sugerem a aplicação de modelos PAR (*Periodic Autoregressive Regression*), para modelar a sazonalidade da procura turística.

Para além das investigações apresentadas sobre modelação não causal da procura turística, outras poderiam ter sido citadas. No entanto, esse não é o objetivo deste artigo. O que pretendemos foi apenas dar a conhecer alguns estudos já desenvolvidos nesta área. Dos modelos apresentados, neste artigo consideraremos a metodologia de Box-Jenkins (1976), os modelos *Naiïf*, e o modelo de alisamento exponencial para modelar e prever a procura turística em Portugal.

3. Os dados

Como referimos na introdução, os principais países emissores de turistas para Portugal são, a Alemanha, a Espanha, a França, a Holanda e o Reino Unido, daí que sejam estes os países que se considerarão neste artigo. Para além da procura externa há que dar também atenção à procura interna. De facto, são poucos os trabalhos que se preocupam em estudar a procura turística dos portugueses. Por

outro lado, é de todo o interesse não só modelar a procura mas também estudar a precisão de previsão dos modelos estimados.

Os dados que serão utilizados neste artigo são mensais e referem-se ao período de 1979 a 2009, constituindo um total de 372 observações para cada país. Como medida de procura turística optou-se pelo número de dormidas⁴ uma vez que para além de se ir investigar o comportamento da procura turística externa dos principais países emissores de turistas, analisar-se-á também a procura turística dos portugueses. Poder-se-ia optar pelo número de turistas. Contudo, esta variável apenas se encontra disponível para a procura turística externa. Os dados foram retirados de uma das principais publicações da ex- Direcção Geral do Turismo (vários anos) e ainda do INE (vários anos).

Sendo um dos objetivos deste artigo a análise do desempenho de previsão dos modelos, utilizar-se-ão as observações de Janeiro de 1979 a Dezembro de 2005 para os estimar e as restantes de Janeiro de 2006 a Dezembro de 2009 para avaliação das previsões.

Dadas as características deste estudo optou-se pela utilização do programa informático *Eviews 6.0*⁵.

Na Figura 1 apresentam-se as séries do número de dormidas mensais dos seis países em análise, ou seja, Alemanha, Espanha, França, Holanda, Portugal e Reino Unido, representativas da procura turística destes países por Portugal. De forma respetiva, essa procura turística denota-se por TALEMANHA, TESPANHA, TFRANCA, THOLANDA, TPORTUGAL e TRUNIDO. Verifica-se que todas elas apresentam como características principais a sazonalidade e movimentos de baixa e alta volatilidade, mais acentuadas em algumas séries que noutras.

⁴ Estes valores representam o número de dormidas nos estabelecimentos hoteleiros incluindo os aldeamentos e apartamentos turísticos. A definição apresentada nas publicações de onde foram retirados os dados é a seguinte: "Dormida – Permanência num estabelecimento que fornece alojamento considerada em relação a cada indivíduo e por um período compreendido entre as 12 horas de um dia e as 12 horas do dia seguinte" INE (vários anos), "Estatísticas do Turismo".

⁵ Quantitative Micro Software, LLC, 2005.

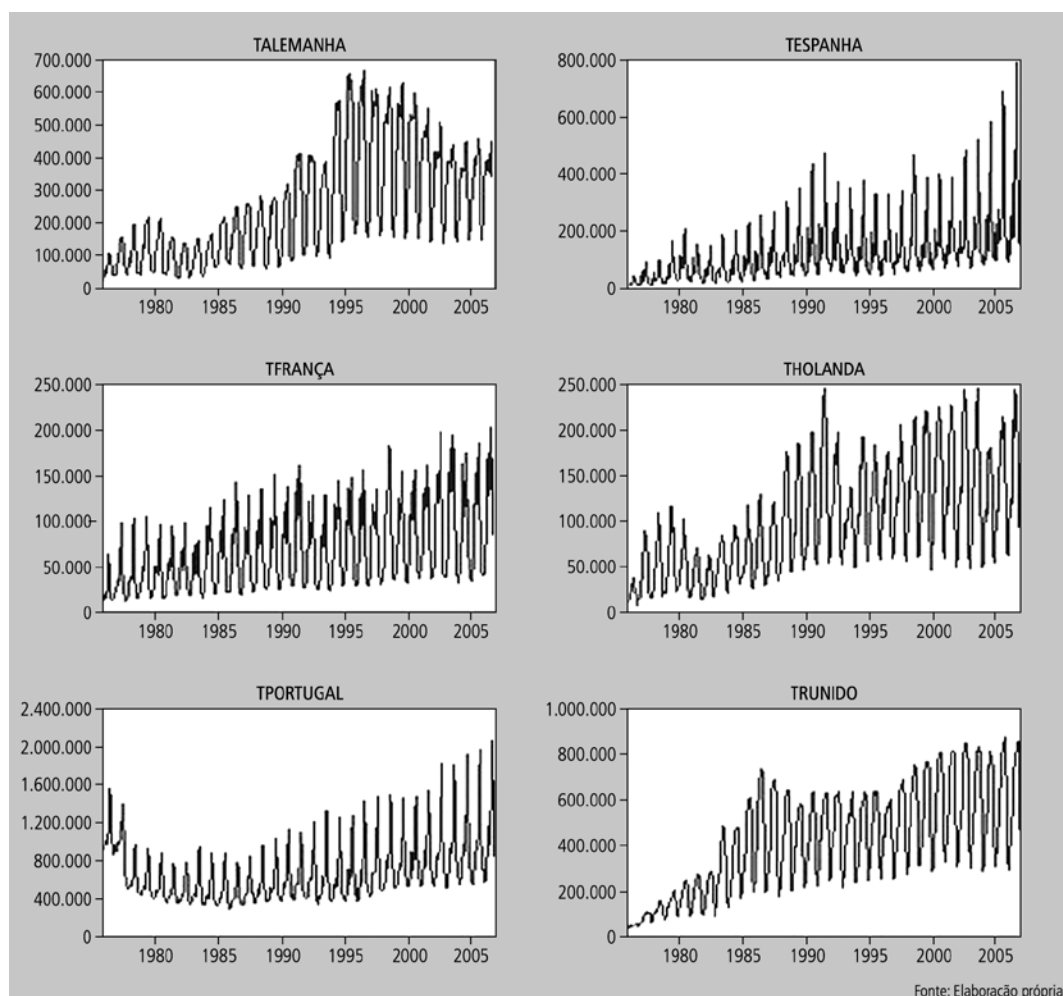


Figura 1 | Procura turística dos principais países emissores e procura turística interna.

4. A metodologia Box-Jenkins e a previsão da procura turística em Portugal

A primeira etapa da metodologia de Box-Jenkins, ou seja, a identificação de modelos, passa por uma primeira fase de preparação dos dados, ou seja, é necessário analisar se as séries em estudo possuem raízes unitárias⁶ regulares e/ou sazonais e proceder a diferenciação para as tornar estacionárias. A estacionaridade de uma série pode ser reconhecida através

de vários processos: processos informais e processos formais. Os processos informais envolvem a inspeção da Função de Autocorrelação (FAC) e da Função de Autocorrelação Parcial (FACP), conhecidos por correlogramas. Os processos formais envolvem testes de raízes unitárias. Vários testes têm sido apresentados para se poder determinar se uma série contém ou não uma raiz unitária. De entre esses destacam-se, entre outros, os testes de Dickey-Fuller (DF), os testes Aumentados de Dickey-Fuller (ADF) e os testes de Philipps-Perron (PP) e que podem ser consultados, por exemplo em, Enders (1995) e Harris (1995).

⁶ Uma série que possui raízes unitárias é uma série não estacionária.

Pela análise da Figura 1 verifica-se que as séries apresentam padrões característicos de séries não estacionárias, assim como a existência de elevados padrões de sazonalidade. Dadas as características das séries, e no sentido de comprovar a presença de raízes unitárias aplicar-se-á o teste ADF aos seus logaritmos e às diferenças sazonais dos seus logaritmos. No entanto, as regressões do teste ADF são limitativas, uma vez que os dados apresentam elevados padrões de sazonalidade. Nesse caso, não se considerará uma constante, mas sim 12 *dummies* sazonais nas regressões teste e que se apresentam em (1) e (2)⁷.

$$\Delta X_t = \gamma X_{t-1} + \sum_{i=1}^{12} \phi_i D_{it} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta X_{t-i-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\Delta X_t = \gamma X_{t-1} + \phi t + \sum_{i=1}^{12} \phi_i D_{it} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta X_{t-i-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

onde D_{it} , $i=1, \dots, 12$, representam as 12 *dummies* sazonais (Janeiro a Dezembro) e t corresponde à tendência temporal linear.

Os valores críticos do teste foram obtidos por simulação no programa informático *GAUSS* (3.2) uma vez que o *Eviews* apenas considera as regressões com os elementos determinísticos, constante e tendência temporal. Esses valores críticos para 324 observações⁸ apresentam-se no Quadro 1.

Os resultados do teste ADF encontram-se no Quadro 2.

Da análise do Quadro 2 pode concluir-se pela estacionaridade dos logaritmos das séries após uma diferenciação sazonal. No caso da Espanha, França, Holanda e Portugal a série em logaritmos mostrou-se

⁷ No caso da diferenciação sazonal dos logaritmos considerar-se-á apenas a primeira regressão. A inclusão de uma tendência temporal na regressão teste significaria que se estaria a assumir que em níveis as séries teriam uma tendência quadrática. Note-se que em termos assintóticos as distribuições do teste não se alteram pela introdução das *dummies*. No entanto, optou-se por gerar os valores críticos para o tamanho da amostra correspondente ao número de observações das séries em análise para minimizar possíveis enviesamentos em amostras pequenas.

⁸ Correspondem ao número de observações para estimação dos modelos – (1979:01-2005:12).

Quadro 1 | Valores críticos do teste DF para 324 observações

Elementos determinísticos	Percentis			
	0.01	0.025	0.05	0.10
Doze <i>dummies</i> sazonais	-3.381	-3.090	-2.806	-2.508
Doze <i>dummies</i> sazonais e tendência temporal	-3.864	-3.554	-3.320	-3.039

Fonte: Elaboração própria.

Quadro 2 | Resultados do teste ADF das séries representativas da procura turística em Portugal

País/Variável	Variável Exógena	Log T	Δ_{12} Log T
Alemanha	<i>Dummies Sazonais</i>	-1.928 (1)	-4.254 (1)***
	<i>Dummies Sazonais</i> e Tendência Temporal	-3.494 (1)**	
Espanha	<i>Dummies Sazonais</i>	-2.113 (3)	-7.667 (4)***
	<i>Dummies Sazonais</i> e Tendência Temporal	-5.882 (3)***	
França	<i>Dummies Sazonais</i>	-1.829 (4)	-6.506 (1)***
	<i>Dummies Sazonais</i> e Tendência Temporal	-8.154 (1)***	
Holanda	<i>Dummies Sazonais</i>	-2.461 (1)	-5.171 (1)***
	<i>Dummies Sazonais</i> e Tendência Temporal	-4.001 (1)***	
Portugal	<i>Dummies Sazonais</i>	-0.562 (3)	-4.757 (3)***
	<i>Dummies Sazonais</i> e Tendência Temporal	-3.915 (3)***	
Reino Unido	<i>Dummies Sazonais</i>	-2.433 (1)	-5.129 (1)***
	<i>Dummies Sazonais</i> e Tendência Temporal	-3.109 (1)*	

Fonte: Elaboração própria.

Notas: 1) LogT – Representa os logaritmos de base natural da procura turística e Δ_{12} LogT – Representa as primeiras diferenças sazonais dos logaritmos.

2) Entre Parêntesis encontram-se o número de defasamentos considerados (p).

3) *, ** e *** significa que a hipótese nula é rejeitada para um nível de 10%, 5% e 1% respetivamente.

estacionária para o modelo com *dummies* sazonais e tendência temporal, ao nível de 1%. Para a Alemanha e Reino Unido, a série em logaritmos revelou-se estacionária para o modelo com *dummies* sazonais e tendência temporal, mas apenas ao nível de 5% e 10%, respetivamente. Para nenhum dos países em análise se concluiu pela estacionaridade dos logaritmos das séries no modelo com *dummies* sazonais.

No que diz respeito à seleção dos modelos e tendo em consideração as características dos dados e os testes de raízes unitárias, para qualquer um dos pa-

íses foi considerado à partida um modelo com uma diferença sazonal, ou seja, SARIMA (p,0,q)(P,1,Q)₁₂. No entanto, depois de o modelo ter sido testado para todos os países, apenas foi considerado no caso da Alemanha e Reino Unido. Para os restantes países, ou seja Espanha, França, Holanda e Portugal considerou-se um modelo SARIMA (p,1,q)(P,1,Q)₁₂ que em termos de análise dos resíduos, e em termos de estrutura dos parâmetros apresentaram melhores resultados. Os modelos selecionados para cada país encontram-se no Quadro 3 e os resultados dos modelos apresentam-se no Quadro 4.

Quadro 3 | Modelos SARIMA selecionados

País	Alemanha	Espanha	França	Holanda	Portugal	Reino Unido
Modelo	(2,0,0)(2,1,0)	(2,1,0)(2,1,2)	(2,1,1)(1,1,1)	(1,1,1)(3,1,0)	(0,1,1)(2,1,1)	(1,0,0)(1,1,0)

Fonte: Elaboração própria.

Quadro 4 | Resultados dos modelos SARIMA

País	Parâmetro	Estimativa	País	Parâmetro	Estimativa	País	Parâmetro	Estimativa
Alemanha			Espanha			França		
	AR(1)	0.4432 (0.0536)		AR(1)	-0.8187 (0.0572)		AR(1)	0.4526 (0.0601)
	AR(2)	0.4529 (0.0527)		AR(2)	-0.3145 (0.0569)		AR(2)	0.1875 (0.0596)
	AR(12)	-0.3618 (0.0568)		AR(12)	-0.9647 (0.0629)		AR(12)	0.2649 (0.0630)
	AR(24)	-0.2891 (0.0549)		AR(24)	-0.2975 (0.0616)		MA(1)	-0.9754 (0.0156)
				MA(12)	0.1172 (0.0347)		MA(12)	-0.8516 (0.0300)
				MA(24)	-0.7926 (0.0333)			
$\bar{R}^2 = 0.5876$ AIC = -1.7104 BIC = -1.6593 SQE = 2.9439			$\bar{R}^2 = 0.7887$ AIC = -0.3379 BIC = -0.2611 SQE = 11.411			$\bar{R}^2 = 0.4363$ AIC = -1.7985 BIC = -1.7364 SQE = 2.7833		
Holanda			Portugal			Reino Unido		
	AR(1)	0.6604 (0.0661)		AR(12)	0.3031 (0.0601)		AR(1)	0.9023 (0.0251)
	AR(12)	-0.5025 (0.0583)		AR(24)	0.1279 (0.0594)		AR(12)	-0.3485 (0.0535)
	AR(24)	-0.3184 (0.0604)		MA(1)	-0.8349 (0.0332)			
	AR(36)	-0.2109 (0.0552)		MA(12)	-0.9146 (0.0172)			
	MA(1)	-0.9312 (0.0327)						
$\bar{R}^2 = 0.3198$ AIC = -1.7755 BIC = -1.7096 SQE = 2.6202			$\bar{R}^2 = 0.6153$ AIC = -2.6330 BIC = -2.5820 SQE = 1.1743			$\bar{R}^2 = 0.7095$ AIC = -2.7682 BIC = -2.7434 SQE = 1.0844		

Fonte: Elaboração própria.

Nota: AR – Autoregressivo; MA – Moving Average; AIC – Akaike Information Criteria; BIC – Bayesian Information Criteria; SQE – Soma do Quadrado dos Erros.

Os modelos indicados foram os que apresentaram melhores resultados pelos critérios AIC e BIC e os valores entre parêntesis são os desvios padrões. Por outro lado, as estatísticas Q*⁹ mostraram-se mais baixas para estes modelos, ou seja, os *p-value* são mais elevados nestes modelos, o que significa a não rejeição da hipótese nula de os resíduos das FAC serem nulos para níveis de significância mais elevados. Os resíduos das FAC mostraram ter comportamento próximo de ruído branco, sendo portanto indicativos de que os modelos foram bem selecionados.

5. Modelos de alisamento exponencial

Na literatura existe uma variedade de modelos de alisamento exponencial. O mais simples é o modelo de alisamento exponencial simples. Existe ainda o modelo de alisamento exponencial duplo ou modelo de Brown, também conhecido por modelo linear de Holt e ainda o modelo não sazonal Holt Winters, Holt Winters aditivo, Holt Winters multiplicativo. A sua aplicação depende de cada situação específica que está a ser analisada, nomeadamente as características (sazonalidade e tendência) das séries em questão. Neste caso concreto e depois de analisadas

as séries representadas na Figura 1, verifica-se que se está perante uma variação sazonal aditiva e daí ter-se optado pelo modelo Holt Winter aditivo. Para se chegar a esta conclusão tiveram-se em consideração os padrões das classificações de Pegels (1969); veja-se também Makridakis et al. (1998). Os resultados do modelo encontram-se no Quadro 5.

Dado que não se podem comparar medidas de precisão associadas a modelos que foram sujeitos a diferentes transformações de dados, estes modelos, vão ser aplicados aos logaritmos de base natural das séries originais, uma vez que foi esta a transformação efetuada nos modelos de Box-Jenkins.

A precisão das previsões destes modelos será analisada mais à frente.

6. Os modelos Naïf

Como referência na análise da precisão das previsões consideram-se ainda os modelos *Naïf1* e *Naïf2*. São métodos simples de previsão mas frequentemente apresentam melhores resultados quando comparados com outros modelos.

⁹ Teste de Ljung-Box.

Quadro 5 | Resultados obtidos para a média (nível), tendência temporal e sazonalidade do modelo Holt Winter aditivo

Valores Fim Período/País	Alemanha	Espanha	França	Holanda	Portugal	Reino Unido
Nível	12.7352	12.1738	11.3341	11.8066	13.7555	13.2515
Trend	0.0035	0.0045	0.0026	0.0031	0.0034	0.0045
Sazonalidade						
janeiro	-0.7215	-0.8150	-0.8227	-0.5101	-0.4512	-0.5336
fevereiro	-0.5433	-0.7562	-0.5442	-0.3117	-0.3459	-0.2988
março	-0.0431	-0.0411	-0.3707	-0.0821	-0.0735	-0.0731
abril	0.1541	0.3162	0.3842	-0.0449	0.0773	-0.0369
maio	0.3670	-0.1069	0.6698	0.3538	0.0169	0.2272
junho	0.4025	-0.0291	0.3621	0.3750	0.1014	0.3330
julho	0.4542	0.5594	0.4156	0.5759	0.3716	0.3385
agosto	0.4837	1.1819	0.8127	0.4895	0.7553	0.3775
setembro	0.5193	0.4614	0.4054	0.4079	0.2260	0.3720
outubro	0.2579	0.0458	0.0550	0.1092	-0.0758	0.2129
novembro	-0.5243	-0.4907	-0.6302	-0.6012	-0.2771	-0.2571
dezembro	-0.8068	-0.3256	-0.7370	-0.7615	-0.3251	-0.6615

Fonte: Elaboração própria.

O modelo *Naïf 1* usa o valor do período corrente como previsão para o período seguinte, i.e.,

$$\hat{Y}_{t+1} = Y_t \tag{3}$$

onde Y_t representa o valor do período corrente.

No modelo *Naïf2*, o valor da variável num determinado período é igual ao valor registado no período anterior multiplicado pela taxa de crescimento ao longo desse período, ou seja:

$$\hat{Y}_{t+1} = Y_t \left(1 + \frac{Y_t - Y_{t-1}}{Y_{t-1}} \right) \tag{4}$$

onde Y_t representa o valor do período corrente e Y_{t-1} o valor do período anterior.

7. Análise da precisão de previsão dos modelos

Os modelos estimados têm como base o período 1979:01 – 2005:12. As restantes observações 2006:01 – 2009:12 são consideradas para analisar

a precisão de previsão dos modelos. De entre as medidas de precisão existentes consideraremos o Erro Absoluto Médio, o Erro Absoluto Médio em Percentagem e a Raíz do Erro Quadrático Médio¹⁰. A decisão de se utilizar mais do que uma medida prende-se com o facto de não haver apenas um método que seja universalmente aceite e a maioria dos autores considera mais do que um método para analisar a precisão das previsões. Os resultados obtidos referem-se aos logaritmos de base natural, uma vez que essa foi a transformação inicial feita aos dados para estabilizar a variância das séries. Os resultados encontram-se nos Quadros 6, 7 e 8 de forma respetiva para o Erro Absoluto Médio, o Erro Absoluto Médio em Percentagem e a Raíz do Erro Quadrático Médio.

Uma vez que as séries apresentam padrões característicos de sazonalidade considerar-se-ão também os valores dos meses homólogos para os modelos *Naïf*.

Pela análise dos quadros podemos concluir pela superioridade dos modelos de Box-Jenkins. De facto, com exceção de Portugal, em que o modelo de alisamento exponencial apresentou melhores resultados, para todos os outros países são os SARIMA

¹⁰ Para mais pormenores ver Gaynor e Kirkpatrick (1994).

Quadro 6 | Resultados do Erro Absoluto Médio

País/Modelo	Box-J	A. Exp.	Naïf 1	Naïf 2	Naïf 1 Homólogo	Naïf 2 Homólogo
Alemanha	0.0517	0.2772	0.1915	0.2115	0.0656	0.2019
Espanha	0.1356	0.1540	0.5122	0.7520	0.2285	0.5641
França	0.0622	0.1596	0.3333	0.3710	0.0998	0.3434
Holanda	0.0486	0.0886	0.2423	0.3210	0.0665	0.2605
Portugal	0.0517	0.0480	0.2325	0.2670	0.0656	0.2407
Reino Unido	0.0395	0.1695	0.1916	0.1806	0.0999	0.2246

Fonte: Elaboração própria.

Quadro 7 | Resultados do Erro Absoluto Médio em Percentagem

País/Modelo	Box-J	A. Exp.	Naïf 1	Naïf 2	Naïf 1 Homólogo	Naïf 2 Homólogo
Alemanha	0.0041	0.0219	0.0154	0.0169	0.0052	0.0162
Espanha	0.0110	0.0125	0.0412	0.0614	0.0185	0.0455
França	0.0055	0.0137	0.0287	0.0317	0.0087	0.0296
Holanda	0.0041	0.0076	0.0206	0.0272	0.0056	0.0221
Portugal	0.0038	0.0035	0.0167	0.0193	0.0047	0.0173
Reino Unido	0.0030	0.0131	0.0148	0.0139	0.0076	0.0173

Fonte: Elaboração própria.

Quadro 8 | Resultados da Raiz do Erro Quadrático Médio

País/Modelo	Box-J	A. Exp.	Naïf 1	Naïf 2	Naïf 1 Homólogo	Naïf 2 Homólogo
Alemanha	0.0596	0.3409	0.2545	0.2737	0.0783	0.2676
Espanha	0.1776	0.2083	0.5810	0.8948	0.3272	0.7024
França	0.0745	0.1803	0.3930	0.4429	0.1237	0.4130
Holanda	0.0614	0.1709	0.3106	0.3811	0.0814	0.3428
Portugal	0.0742	0.0699	0.2684	0.3536	0.0882	0.2836
Reino Unido	0.0489	0.2501	0.2540	0.2413	0.1417	0.2964

Fonte: Elaboração própria.

de Box-Jenkins que se destacam enquanto modelos de previsão, o que nos permite afirmar que a complexidade dos modelos produz melhores resultados no desempenho da previsão, à semelhança dos estudos de Coshall (2006) ou Goh e Law (2002). Ao contrário destes resultados, Kulendran e King (1996) não conseguem mostrar a superioridade de modelos mais complexos como sejam os ECM (*Error Correction Models*), quando comparados com modelos mais simples como os *Naïf*. Ainda de acordo com Martin e Witt (1989), quer os modelos *Naïf*, quer os modelos autorregressivos apresentam melhores desempenhos de previsão quando comparados com modelos mais complexos.

Em termos de resultados deste estudo é também reconhecida a superioridade dos modelos *Naïf* quando se consideram os valores homólogos dos períodos anteriores, se comparados com os modelos *Naïf* dos períodos imediatamente anteriores, apenas com exceção do modelo *Naïf2* no caso do Reino Unido. Estes resultados vêm mais uma vez reforçar o peso da sazonalidade no sector do turismo.

8. Conclusão

O turismo é um dos sectores que mais contribui para o bem-estar económico do país. De facto, para além do seu impacte na Balança de Pagamentos, no Produto Interno Bruto (PIB) e do seu papel na criação de emprego e investimento, é também reconhecida a sua função de desenvolvimento de outras atividades

económicas e daí a importância das previsões no turismo.

Neste artigo analisou-se a qualidade de previsão da procura turística de vários modelos univariados, nomeadamente os SARIMA de Box-Jenkins, os modelos de alisamento exponencial e os modelos *Naïf1* e *Naïf2*. Como medida de procura turística optou-se pelo número de dormidas mensais nos principais estabelecimentos hoteleiros tendo-se utilizado as primeiras observações (1979:01 a 2005:12) para estimar os modelos e as restantes (2006:01 a 2009:12) para analisar o desempenho de previsão dos modelos. Com exceção de Portugal, em que o modelo de alisamento exponencial apresentou melhores resultados, para todos os outros países é o modelo de Box-Jenkins que se destaca enquanto modelo de previsão, o que nos permitiu concluir que a complexidade dos modelos produz melhores resultados no desempenho da previsão. Em termos de resultados deste estudo foi também reconhecida a superioridade dos modelos *Naïf* quando se consideraram os valores homólogos, se comparados com os modelos *Naïf* dos períodos imediatamente anteriores, resultados que vêm reforçar a importância da sazonalidade no sector do turismo.

Dada a importância do turismo para um tão vasto conjunto de agentes económicos, pretende-se que os resultados deste estudo possam ajudar aqueles que estão diretamente ligados ao sector, quer sejam instituições públicas, quer sejam instituições privadas e possam contribuir para o seu desenvolvimento e sucesso. No entanto, é importante que se apliquem

estas e outras metodologias, como sejam os modelos causais, a estes e outros países que não os aqui estudados e que possam constituir caminhos de diversificação de mercados. Por outro lado, a aplicação destas ou outras metodologias à procura turística de determinadas regiões específicas do país é também uma possível área de investigação para trabalhos futuros.

Referências

- Andraz, J., Gouveia, P., & Rodrigues, P. (2009). Modelling and forecasting the UK tourism growth cycle in Algarve. *Tourism Economics*, 15(2), 323-338.
- Box, G., & Jenkins, G. (1976). *Time series Analysis: forecasting and control*. San Francisco: Holden-Day.
- Bowman, B., & O'Connell, R. (1993). *Forecasting and time series – an applied approach*. Boston: Duxbury Press.
- Brown, R. (1956). *Exponential smoothing for predicting demand*. Artigo apresentado na Conferência 10th National Meeting of the Operations Research Society of America, San Francisco.
- Calantone, R., Benedetto C., & Bojanic, D. (1987). A comprehensive review of the tourism forecasting literature. *Journal of Travel Research*, 26, 28-39.
- Chan, F., Lim, C., & McAleer, M. (2005). Modelling multivariate international tourism demand and volatility. *Tourism Management*, 26, 459-471.
- Choy, D. (1984). Forecasting tourism revisited. *Tourism Management*, 5(3), 171-176.
- Chu, F. (1998). Forecasting tourism demand in Asian-Pacific countries. *Annals of Tourism Research*, 25(3), 597-615.
- Coshall, J. (2006). Time series analyses of UK outbound travel by air. *Journal of Travel Research*, 44, 335-347.
- Daniel, A., & Rodrigues, P. (2010). Volatility and seasonality of tourism demand in Portugal. *Banco de Portugal, Economic Bulletin*, 16(1), 87-102.
- Direcção Geral do Turismo (vários anos). *O Turismo em*. Lisboa: Direcção Geral do Turismo.
- Enders, W. (1995). *Applied econometric time series*. New York: John Wiley & Sons, Inc.
- Gaynor, P., & Kirkpatrick, R. (1994). *Introduction to time series modeling and forecasting in business and economics*. New York: McGraw-Hill.
- Goh, C., & Law, R. (2002). Modeling and forecasting tourism demand for arrivals with stochastic nonstationary seasonality and intervention. *Tourism Management*, 23, 499-510.
- Gouveia, P., & Rodrigues, P. (2005). Dating and synchronizing tourism growth cycles. *Tourism Economics*, 11(4), 501-515.
- Granger, C., & Newbold, P. (1986). *Forecasting economic time series*. Orlando: Academic Press.
- Guthrie, H. (1961). Demand for tourists goods and services in a world market. *Papers and Proceedings of the Regional Science Association*, 7, 159-175.
- Harris, R. (1995). *Using cointegration analysis in econometric modelling*. London: Prentice Hall/Harvester Wheatsheaf.
- Hoti, S., McAleer, M. & Shareef, R. (2007). Modelling international tourism and country risk spillovers for Cyprus and Malta. *Tourism Management*, 28(6), 1472-1484.
- INE (2011). *Estatísticas do turismo 2010*. Lisboa: Instituto Nacional de Estatística.
- INE (2012). *Estatísticas do turismo 2011*. Lisboa: Instituto Nacional de Estatística.
- INE (vários anos). *Estatísticas do turismo*. Lisboa: Instituto Nacional de Estatística.
- Kim, S., & Wong, K. (2006). Effects of news shock on inbound tourist demand volatility in Korea. *Journal of Travel Research*, 44, 457-466.
- Kulendran, N., & King, M. (1996). Forecasting international quarterly tourist flows using error correction and time series models. 16th International Symposium of Forecasting, Turquia.
- Kulendran, N., & Witt, S. (2003). Leading indicator tourism forecasts. *Tourism Management*, 24, 503-510.
- Li, G., Song, H. & Witt, S. (2005). Recent developments in econometric modelling and forecasting. *Journal of Travel Research*, 44, 82-99.
- Liu, S., Lawler, K. & Tabatabai, B. (1996). The tourism demand forecasting – a case study for Taiwan. 16th International Symposium of Forecasting, Turquia.
- Makridakis, S., Wheelwright S. & Hyndman, R. (1998). *Forecasting: methods and applications*. New Jersey: John Wiley & Sons, Inc.
- Martin, C., & Witt, S. (1989). Forecasting tourism demand: a comparison of the accuracy of several quantitative methods. *International Journal of Forecasting*, 5, 7-19.
- Mello, M., Pack, A., & Sinclair, M. (2002). A system of equation model of UK tourism demand in neighboring countries. *Applied Economics*, 34, 509-521.
- Mello, M., & Fortuna, N. (2005). Testing alternative dynamic systems for modelling tourism demand. *Tourism Economics*, 11(4), 517-537.
- Mello, M., & Nell, K. (2005). The forecasting ability of a cointegrated VAR system of the UK tourism demand for France, Spain and Portugal. *Empirical Economics*, 30, 277-308.
- Montgomery, D., Johnson L., & Gardiner, J. (1990). *Forecasting and time series analysis*. Singapore: McGraw-Hill.
- Pegels, C. (1969). Exponential forecasting: some new variations. *Management Science*, 12(5), 311-315.
- Quantitative Micro Software, LLC (2005). *Eviews 6 user's guide*. Irvine-Califórnia: Quantitative Micro Software, LLC.
- Rodrigues, P., & Gouveia, P. (2004). An application of PAR models for tourism forecasting. *Tourism Economics*, 10(3), 281-303.
- Shareef, R., & McAleer, M. (2007). Modelling the uncertainty in monthly international tourist arrivals to the Maldives. *Tourism Management*, 28, 23-45.
- Shareef, R., & McAleer, M. (2008). Modelling international tourism demand and uncertainty in Maldives and Seychelles: a portfolio approach. *Mathematics and Computers in Simulation*, 78, 459-468.
- Song, H., & Li, G. (2008). Tourism demand forecasting – a review of recent research. *Tourism Management*, 29, 203-220.
- Uysal, M., & Crompton, J. (1985). An overview of approaches used to forecast tourism demand. *Journal of Travel Research*, 23, 7-15.

- Witt, S. (1992). Tourism forecasting: how well do private and public sector organizations perform?. *Tourism Management*, 13(1), 79-84.
- Witt, S., & Witt, C. (1989). Measures of forecasting accuracy: turning point error vs. size of error. *Tourism Management*, 10(3), 255-260.
- Witt, S., & Witt, C. (1992). *Modeling and forecasting demand in tourism*. San Diego: Academic Press Limited.
- Witt, S., Newbould, G., & Watkins, A. (1992). Forecasting domestic tourism demand: application to Las Vegas arrivals data. *Journal of Travel Research*, 31(1), 36-41.
- Witt, S., & Witt, C. (1995). Forecasting tourism demand: a review of empirical research. *International Journal of Forecasting*, 11, 447-475.