

Daniel, A. (2000). Previsão da Procura Turística em Portugal: Cointegração, Modelos ECM e Modelos Univariados. *Millenium*, 20

PREVISÃO DA PROCURA TURÍSTICA EM PORTUGAL: COINTEGRAÇÃO, MODELOS ECM E MODELOS UNIVARIADOS

ANA CRISTINA MARQUES DANIEL *

* Instituto Politécnico da Guarda, Escola Superior de Tecnologia e Gestão

Resumo

Neste estudo é desenvolvida a metodologia da análise de cointegração e dos modelos ECM aplicados à procura turística em Portugal – objectivo principal do nosso estudo – sendo também analisados alguns modelos de séries temporais univariados. Os países sobre os quais recaiu a nossa análise foram a Alemanha, Espanha, França, Holanda e Reino Unido, uma vez que estes são os principais países emissores de turistas. O período de análise corresponde aos anos de 1975 a 1994 (dados anuais), e os dados de 1995-1997 foram utilizados para efectuar previsões, com um horizonte temporal de um ano. Um estudo comparativo em termos da precisão das previsões entre os modelos ECM e os modelos Naive 1 e 2, Alisamento Exponencial e Análise da Curva da Tendência mostrou que os resultados obtidos para os modelos ECM são desapontantes, à semelhança de Kulendran e King (1996). Os modelos Naive 1 e 2 mostraram ser os melhores modelos de previsão, seguidos do modelo de alisamento exponencial.

Palavras - Chave: Previsão, Procura Turística, Cointegração, Modelos ECM, Modelos Univariados.

1. Introdução

Durante as últimas décadas o turismo tem sido reconhecido como uma das maiores indústrias do mundo excedendo a importância de muitas outras actividades em termos de emprego e receitas. O seu crescimento ocorreu tanto nos países industrializados como nos países em desenvolvimento e consequentemente as relações entre empresas a nível mundial sofreram também um aumento (Sinclair e Stabler, 1991).

De acordo com Cunha (1997), "O turismo é uma das actividades mais relevantes nas relações internacionais ultrapassando, em alguns casos, o comércio internacional, as remessas de emigrantes e os

movimentos de capitais que se estabelecem entre os países. Por vezes, as receitas turísticas internacionais ultrapassam as receitas geradas pelas exportações de mercadorias e, noutras, financiam integralmente as importações totais de alguns países" (pág. 213).

Relativamente a Portugal, o sector do turismo foi sem dúvida durante as últimas três décadas o que apresentou o maior crescimento (com alguns sobressaltos) de entre todos os sectores económicos (DGT, 1994). A entrada de Portugal na Comunidade Europeia foi um dos factores mais relevantes para o aumento da importância do nosso país como destino turístico (Ministério do Comércio e Turismo, 1991).

De facto, durante a década de 80 Portugal afirma-se como um dos principais destinos turísticos mundiais. Em 1989, por exemplo, ocupava o 13º lugar no "ranking" dos países mais procurados pelos turistas a nível mundial - 1.8% da quota de mercado a nível mundial (Norberto, 1995). No entanto, a partir de 1990 e de acordo com os indicadores mais representativos, o turismo português apresentou uma quebra (entradas, dormidas, receitas) após anos de crescimento. Consequentemente o saldo da balança turística sofreu também um abalo (Cunha, 1997). A perda da qualidade das condições de recepção, a falta de resposta rápida às alterações da procura, a excessiva exploração do slogan "sol e mar", entre outros factores, contribuíram para tal situação.

O turismo português depende de um número reduzido de mercados sendo a Espanha o país emissor mais significativo. O Reino Unido, a Alemanha, a França e a Holanda são os que seguidamente e por ordem decrescente apresentam um maior peso neste fenómeno, embora em menor percentagem que a verificada para Espanha (Ministério do Comércio e Turismo, 1991; Smith e Jenner, 1998).

Apesar de actualmente haver uma preocupação quer pela oferta de novos produtos, quer pela procura de novos mercados, estes países continuam a ser os que maior peso têm em termos da emissão de turistas, daí que estes sejam os cinco países emissores que se considerarão no presente estudo.

São vários os métodos usados na previsão da procura turística. A metodologia apresentada é desenvolvida no quadro da análise de cointegração e dos modelos de correcção de erros. A comparação com outros modelos (séries temporais univariadas) em termos de performance de previsão é também analisada. Este procedimento é aliás frequente no contexto da previsão da procura turística (Witt & Witt, 1992; Witt & Witt, 1995; Witt & Martin, 1989; Liu et al., 1996; Kulendran e King, 1996, entre outros).

O artigo está estruturado da seguinte forma: a secção dois aborda a metodologia utilizada, e na secção três é feita uma referência quer às variáveis, quer aos dados utilizados. Os resultados dos modelos são apresentados na secção seguinte. As conclusões são elaboradas numa secção final.

2. Metodologia

2.1 Análise da Cointegração

Até finais da década de 70, os economistas e mais especificamente aqueles preocupados em desenvolverem modelos econométricos baseavam-se no pressuposto de que as séries económicas e o implícito processo gerador de dados(1) era estacionário. A diferença entre um processo estacionário e um não estacionário depende do trend associado a esse processo. No primeiro caso, o trend associado é determinístico e no segundo é estocástico ou aleatório.

Uma série estacionária possui média, variância e covariâncias constantes ao longo do tempo. Uma série não estacionária apresenta uma média diferente em diferentes momentos do tempo e a sua variância tende para o infinito com o tempo.

Dentro do conjunto de variáveis não estacionárias existe um grupo específico o qual designamos por variáveis integradas. Uma variável X_t é integrada de ordem d e denota-se por $X_t \sim I(d)$ se tiver que ser diferenciada d vezes para se tornar estacionária, isto é, se

$$\Delta^d X_t = (1-L)^d X_t \sim I(0) \quad (2) \quad (1)$$

Vários testes têm sido apresentados para se poder determinar se uma série contém ou não uma raiz unitária e, se sim, qual a sua ordem de integração. De entre esses destacam-se os testes de Dickey-Fuller (DF), Dickey-Fuller Aumentados (ADF) e Phillips-Perron (PP).

Dickey e Fuller (1979) apresentam três equações de regressão para testar a existência de uma raiz unitária:

$$\Delta X_t = \gamma X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$\Delta X_t = a_0 + \gamma X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$\Delta X_t = a_0 + \gamma X_{t-1} + a_2 t + \varepsilon_t \quad (4)$$

A diferença entre estas três regressões reside na presença de elementos determinísticos a_0 (drift) e $a_2 t$ (trend linear). Em todas se testa a hipótese nula da presença de uma raiz unitária contra a alternativa de que a série é estacionária.

De uma forma geral podemos dizer que os testes são feitos até obtermos estacionaridade, ou seja, começa-se por testar a série original de não estacionaridade contra a alternativa de estacionaridade. Se não rejeitarmos H_0 , então a série contém uma raiz unitária e terá que se calcular a primeira diferença, voltando-se a testar a sua estacionaridade. Se a hipótese nula é rejeitada a série é $I(1)$, caso contrário determinar-se-á a segunda diferença e voltar-se-á a repetir o teste. Existem no entanto outros autores, como Banerjee et al. (1993), que propõe um processo diferente que será começar por testar o maior grau de integração, no caso de as séries serem $I(2)$, ou seja, verificar se as primeiras diferenças são estacionárias. Contudo, no nosso estudo adoptaremos a primeira análise atrás referida nos testes que desenvolvermos. Uma vez que o processo gerador de dados $AR(1)$ do modelo DF é restrito para representar todas as séries económicas, se substituirmos as regressões 2, 3 e 4 por processos autoregressivos de ordem p estaremos perante os testes ADF. Os testes PP surgem como alternativa aos testes ADF. Em vez de adicionar termos desfasados nas primeiras diferenças da variável dependente para solucionar o problema da autocorrelação dos resíduos, os autores desenvolveram uma correcção não paramétrica a aplicar à estatística t de Dickey-Fuller sempre que o processo gerador de dados não é $AR(1)$.

O conceito de cointegração foi introduzido por Granger (1981) e Granger e Weiss (1983). No entanto é com Engle e Granger (1987) que este é desenvolvido em pormenor.

A interpretação económica da cointegração consiste no seguinte: Se duas ou mais séries não estacionárias estiverem ligadas por uma combinação linear por forma a que haja uma relação de equilíbrio de longo prazo, então mesmo que isoladamente contenham um trend estocástico, elas irão ter um percurso bastante próximo ao longo do tempo e a diferença entre elas será estacionária.

De acordo com a definição de Engle e Granger (1987), seja X_t um vector de n variáveis ($X_t = X_{1t}, X_{2t}, \dots, X_{nt}$). Diz-se que as variáveis são cointegradas de ordem d , b e denota-se por $X_t \sim CI(d,b)$ se:

1º Todos os elementos de X_t forem $I(d)$, ou seja individualmente são integradas da mesma ordem.

2º Existe um vector $\alpha = (\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_n)$, tal que a combinação linear $Z_t = \alpha' X_t$ ($\alpha_1 X_{1t}, \alpha_2 X_{2t}, \dots, \alpha_n X_{nt}$) é integrada de ordem $(d-b)$, ou seja, é integrada de ordem inferior, onde $d \geq b > 0$ e $\alpha \neq 0$.

O vector α designa-se por vector de cointegração e se X_t é um vector de n variáveis, então poderão existir até $n-1$ vectores de cointegração. A literatura refere essencialmente dois métodos para a sua estimação. Um que começa com uma análise estática (regressão estática) obtendo desta forma o vector de cointegração. Posteriormente é feita a especificação dinâmica. Este método é conhecido como o método

dos dois passos (Metodologia de Engle-Granger). Outra metodologia, conhecida como Abordagem de Johansen, é uma abordagem mais geral onde se utiliza um sistema de equações dinâmico. Esta metodologia é utilizada quando existe mais do que um vector de cointegração.

A determinação dos vectores de cointegração fez-se utilizando a metodologia de Johansen. Johansen propõe duas estatísticas para testar a significância dos vários vectores de cointegração:

$$\text{Teste do Traço} - \lambda \text{ traço}(r) = -T \sum \ln(1-\lambda_i), i=(r+1, \dots, n) \quad (5)$$

$$\text{Teste do Máximo Valor Próprio} - \lambda \text{ max}(r, r+1) = -T \ln(1-\lambda_{r+1}) \quad (6)$$

Onde: T - nº de observações; r=0, ..., n-1.

O procedimento do 1º teste consiste em testar sucessivamente se r=0 (não existência de vectores de cointegração), r≤ 1, r≤ 2, até que não se rejeite H₀. O segundo ensaia a hipótese de que existem no máximo r vectores de cointegração contra a alternativa de existirem r+1. O correspondente valor de r coincide com o número de vectores de cointegração. Tanto um teste como o outro têm uma distribuição assintótica cujos valores críticos foram obtidos por Johansen e Juselius (1990). O primeiro teste é ainda apresentado por Johansen (1988).

O Teorema da Representação de Granger diz-nos que se X_t é um vector de n variáveis (n× 1), cointegradas (1,1) e com r vectores de cointegração (0 < r ≤ n-1), então este vector terá então a seguinte representação correctora de erro:

$$A(B)(1-B)X_t = -\gamma Z_{t-1} + u_t = -\gamma \alpha' X_{t-1} + u_t \quad (7)$$

Onde: Z_{t-1} = α' X_{t-1} (termo corrector de erro) que representa o desequilíbrio entre as variáveis X_t no período t-1. Quanto mais elevados forem estes coeficientes, maior a resposta de X_t ao desvio do período anterior em relação ao equilíbrio de longo prazo. Significa isto que no período t, os agentes económicos corrigem uma parte do desequilíbrio detectado no período t-1. Esta equação separa assim os efeitos de longo prazo (γ α') dos efeitos de curto prazo (A(B)).

2.2 Modelos de Séries Temporais

São vários os métodos de séries temporais utilizados na previsão da procura turística. De entre eles, a nossa escolha recaiu sobre quatro: Naive 1 e 2; Método do Alisamento Exponencial e Análise da Curva da Tendência.

Naive1 – Segundo Gaynor e Kirkpatrick (1994), este modelo é talvez o mais simples de previsão univariada. Usa o valor do período corrente como previsão para o período seguinte.

$$\hat{Y}_{t+1} = Y_t \quad (8)$$

Onde: Y_t valor do período corrente

Naive 2 – 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:

$$\hat{Y}_{t+1} = Y_t \left(1 + \frac{Y_t - Y_{t-1}}{Y_{t-1}}\right) \quad (9)$$

Onde: Y_t . valor do período corrente e Y_{t-1} . valor do período anterior.

Análise da curva da tendência – De acordo com Witt & Witt (1992) e Witt & Martin (1989) este método é bastante utilizado uma vez que é relativamente fácil de usar. São ajustadas 10 curvas de tendência a cada série (linear, constrained hiperbola, exponencial, geométrica, semilogarítmica, exponencial modificada, quadrática, e log quadrática). A curva que melhor se ajusta aos dados é então seleccionada para gerar previsões.

Alisamento Exponencial – Este é um método de revisão contínua de uma previsão uma vez que tem em consideração as alterações mais recentes nos dados.

$$\hat{Y}_{t+1} = S_t = \alpha Y_t + (1 - \alpha) S_{t-1} \quad (10)$$

Onde: α - constante; $0 < \alpha < 1$ S_t - Estatística Alisada Simples

De referir, no entanto, que se existir trend, ciclo ou sazonalidade, o alisamento exponencial simples não deve ser usado. Daí que falemos em outros tipos de alisamentos. Se estivermos perante séries com trend linear ($Y_t = a + b_t + e_t$) o método a aplicar será o alisamento exponencial duplo que usualmente designamos por Método de Brown. Este método contém mais um passo que o alisamento exponencial simples. Partindo de (10) encontramos as estatísticas correspondentes ao segundo alisamento:

$$S_t^2 = \alpha Y_t + (1 - \alpha) S_{t-1}^2 \quad (11)$$

Onde: S_t^2 - Segundo alisamento

3. Dados

A Organização Mundial do Turismo (1995) sugere que os dados devem obedecer a certas características, como sejam poder ser obtidos a um custo razoável para as datas que se pretendem e, por outro lado, devem também ser fiáveis, ou seja, sem erros. As séries devem ainda ser consecutivas e consistentes com a variável que se pretende prever.

Os dados usados neste estudo são anuais e referem-se ao período 1975-1997. As observações relativas ao período 1975-1994 serão utilizadas para estimar os modelos e as restantes serão aplicadas para efectuarmos a previsão para os anos de 1995 a 1997. A variável a prever é a procura turística (definição de turista segundo a ONU a utilizar em todos os modelos) considerando os cinco países mais representativos das entradas turísticas em Portugal. Desta forma, denotar-se-ão por TA, TE, TF, TH e TRU as entradas de turistas da Alemanha, Espanha, França, Holanda e Reino Unido, respectivamente. Os dados foram retirados das Estatísticas do Turismo do Instituto Nacional de Estatística (INE), para os períodos 1975-1991 e de 1992 a 1997 foram fornecidos pela Direcção Geral do Turismo (DGT).

Relativamente às variáveis explicativas a utilizar nos modelos de curto e longo prazo (cointegração e modelos ECM), consider-se-ão os principais determinantes da procura turística comumente aceites na literatura da procura turística. De entre eles destacam-se a variável rendimento, o custo de vida no país de destino e o custo de viajar para o destino (variável preços).

$$\frac{PIB_{origem}}{IPC_{origem} \times POP_{origem}} \quad (12)$$

São várias as formas de medir o rendimento. Alguns autores utilizam o rendimento pessoal disponível, mas outros preferem o uso de outras variáveis mais abrangentes como o Produto Interno Bruto ou o Produto Nacional Bruto. No nosso caso optámos por medir a variável rendimento da seguinte forma:

Onde: PIB_{origem} – Produto Interno Bruto de cada origem; IPC_{origem} – Índice de Preços no Consumidor de cada origem (base: 1990); POP_{origem} – População de cada origem. As cinco séries correspondentes aos rendimentos per capita a preços constantes de 1990 da Alemanha, Espanha, França, Holanda e Reino Unido, denotam-se respectivamente por RA, RE, RF, RH e RRU, sendo estas medidas nas moedas de cada país em questão.

Os dados do PIB e Índices de Preços no Consumidor de cada origem foram obtidos através das estatísticas do Fundo Monetário Internacional e os relativos às populações de cada país emissor foram retiradas das estatísticas da Eurostat.

No que se refere à variável preços, consideraremos dois tipos de preços: custo de vida dos turistas no país de destino (Portugal); custo de viajar para o destino.

Relativamente ao primeiro custo, optámos por construir um índice de custo de vida relativo:

$$CV_{Portugal} = \frac{IPC_{Portugal}}{IPC_{País\ de\ Origem} \times ITC_{Portugal/País\ de\ Origem}} \quad (13)$$

Onde: $CV_{Portugal}$ - Custo de Vida em Portugal face à origem i (base: 1990); $IPC_{Portugal}$ - Índice de Preços no Consumidor em Portugal (base: 1990); $IPC_{País\ de\ Origem}$ - Índice de Preços no Consumidor de cada país de origem (base: 1990); $ITC_{Por/País\ de\ Origem}$ - Índice da Taxa de Câmbio entre o escudo português e as moedas dos países emissores de turistas.

Os dados relativos aos índices de preços no consumidor foram retirados das estatísticas do Fundo Monetário Internacional, enquanto que os valores médios das taxas de câmbio foram obtidos através das estatísticas do Banco de Portugal. Denotar-se-ão por CVA, CVE, CVF, CVH, CVRU, o custo de vida em Portugal para os turistas alemães, espanhóis, franceses, holandeses e ingleses.

No que diz respeito ao custo de viajar para o destino, consideraremos dois tipos de custos. O custo de transporte aéreo e o custo de transporte terrestre. Não se considerarão os primeiros custos no caso da Espanha e os segundos no caso do Reino Unido, uma vez que depois de analisada a composição das entradas de turistas por estas vias, verificou-se que esta era bastante reduzida.

O custo de transporte aéreo foi medido nas moedas de cada país considerando dois tipos de tarifas: tarifas de excursão e tarifas PEX, à partida de Amsterdam, Frankfurt, Londres e Paris para Portugal. Todas as tarifas foram retiradas de manuais APT – Air Passenger Tariff e fornecidas pela KLM e TAP. CAA, CAF, CAH e CARU representam de forma respectiva os custos de transporte aéreo entre a Alemanha, França, Holanda, Reino Unido e o nosso país.

Para o cálculo dos custos de transporte terrestre, há que considerar três factores distintos: os preços de combustíveis; as distâncias em kms entre as capitais dos países emissores e Lisboa e o consumo médio de combustível. Os custos pretendidos resultam do produto destas variáveis.

Os preços dos combustíveis foram obtidos através de publicações da Eurostat "Anuário das Estatísticas da Energia" e "Preços da Energia", excepto para o caso da Espanha cujos dados foram fornecidos pela International Energy Agency e pela Direcção Geral de Energia.

Relativamente às distâncias em kms entre as capitais dos países emissores de turistas e Lisboa, os dados foram fornecidos quer pelo Instituto Geográfico do Exército quer pelo Automóvel Club de Portugal.

No que diz respeito ao consumo médio de combustível considerou-se o consumo médio de um veículo ligeiro de passageiros (litros/100kms). Para a Alemanha os dados foram publicados pelo Federal Traffic Ministry - "Traffic in figures" e foram obtidos através do Automobilclub von Deutschland (AvD) e da Verband der Automobilindustrie e. V. (VDA). Para a França a variável foi fornecida pelo Ministère de l'Économie, des Finances et de l'Industrie. No caso da Holanda foram as Estatísticas holandesas a fornecerem a informação (CBS – Central Bureau of Statistics). No caso da Espanha, os dados foram conseguidos através do Ministerio de Industria y Energía e pela Dirección General de Tráfico (Ministerio del Interior).

Por fim, e tal como já referimos, os custos de transporte terrestre entre Portugal e os quatro países europeus em causa obtêm-se multiplicando essas três variáveis e dividindo por 100. Denotaremos por CTA, CTE, CTF e CTH o custo de transporte terrestre e de forma respectiva entre o nosso país e a Alemanha, a Espanha, a França e a Holanda (medidos na moeda de cada país).

Quer os custos de transporte terrestre quer os custos de transporte aéreo encontram-se deflacionados pelo IPC (base: 1990) pelo que as séries obtidas são a preços constantes.

No que se refere a variáveis qualitativas, consideraremos uma dummy no nosso estudo – a que capta os efeitos da crise de petróleo de 1979 – e que denotaremos por VQ_{1t} se $t = 1979$ e 0 em caso contrário.

4. Resultados

Antes de mais convém referir que os modelos de procura turística são em geral do tipo log-linear, daí que todos os resultados que se apresentam nesta secção estejam sempre associados aos logaritmos (de base natural) de cada série.

4.1 Análise da Cointegração e Modelos ECM

Vimos anteriormente que uma das primeiras condições para que duas ou mais variáveis sejam cointegradas é a de serem integradas da mesma ordem.

Na análise do nível de integração das séries e de forma específica no que se refere aos modelos a aplicar nos testes DF, ADF e PP (1- modelos sem drift e sem trend; 2- modelos com drift e 3- modelos com drift e com trend), foi tida em consideração a representação gráfica das mesmas.

Ainda no que se refere aos testes ADF, o número de desfasamentos (p), foi escolhido de acordo com o valor de \bar{R}^2 , ou seja, se a introdução de mais um desfasamento é significativo. No teste PP utilizou-se o procedimento de Newey-West para determinar o número de períodos da correlação serial (ϵ_i) a incluir no teste (truncation lag – em alternativa aos termos desfasados do teste ADF).

A aplicação dos testes DF, ADF e PP às vinte e três séries em análise, permitiu-nos concluir que todas se mostraram ser integradas de ordem 1, com excepção da variável rendimento no caso de Espanha que se mostrou ser integrada de ordem 2. Desta forma, e uma vez que uma das condições para que duas ou mais séries sejam cointegradas é a de serem integradas da mesma ordem, no caso de Espanha trabalhou-se com a primeira diferença da variável rendimento.

O número de desfasamentos a considerar no VAR, foi escolhido de acordo com a sugestão de Hall (1991), referido por Marques (1992), ou seja, considerando aquele que proporcione os menores valores para as estatísticas do traço e do máximo valor próprio.

No que diz respeito ao cálculo do número de vectores de cointegração e respectivas equações de longo prazo, foi considerado apenas o teste do traço de Johansen. A razão para tal prende-se com o facto de o programa informático Eviews (2.0) apenas nos dar os valores correspondentes a esta estatística e os correspondentes valores críticos ao nível de 1% e 5%.

Por fim, no que diz respeito ao modelo a considerar nas equações de longo prazo, optámos pelo modelo que mais se adequava às representações gráficas das variáveis, ou pelos modelos mais simples, à semelhança de Peixe (1998). Os resultados dos testes de cointegração encontram-se sintetizados na tabela 1.

Tabela 1 – Testes de Cointegração

País	λ_i	H_0	λ Traço	Valores Críticos	
				5% (Traço)	1% (Traço)
Alemanha	0.5277	$r \leq 1$	33.7639	39.89	45.58
Espanha	0.0613	$r \leq 2$	1.0756	12.25	16.26

França	0.4784	r≤ 1	19.8010	24.31	29.75
Holanda	0.5913	r≤ 1	25.7316	29.68	35.65
R. Unido	14.1670	r≤ 1	0.3418	25.32	30.45

Fonte: Construção Própria através de dados recolhidos do Eviews

A análise destes resultados, permite-nos concluir sempre pela existência de um único vector de cointegração com excepção da Espanha, em que o teste do traço mostrou a existência de dois vectores.

As equações de longo prazo correspondentes a estes vectores apresentam-se de seguida. As estimativas dos coeficientes representam as elasticidades de longo prazo em relação às variáveis independentes. Algumas variáveis foram excluídas sempre que os coeficientes que lhe estavam associados apresentavam um sinal contrário ao esperado, reestimando-se posteriormente os modelos.

$$\ln TA_t = 3.0225 \ln RA_t - 4.4742 \ln CVA_t - 1.7079 \ln CAA_t - 2.0535 \ln CTA_t + \hat{u}_{1t} \quad (14)$$

$$\ln TE_t = -2.3552 \ln CVE_t + 0.1409 Trend + 6.0871 + \hat{u}_{1t} \quad (15)$$

$$\Delta \ln RE_t = -0.1847 \ln CVE_t + 0.0039 Trend - 0.0116 + \hat{u}_{2t} \quad (16)$$

$$\ln TF_t = 2.2770 \ln RF_t - 3.9439 \ln CVF_t - 3.0222 \ln CTF_t + \hat{u}_{1t} \quad (17)$$

$$\ln TH_t = -1.9905 \ln CVH_t - 4.1057 \ln CAH_t - 1.0993 \ln CTH_t - 39.7488 + \hat{u}_{1t} \quad (18)$$

$$\ln TH_t = -1.9905 \ln CVH_t - 4.1057 \ln CAH_t - 1.0993 \ln CTH_t - 39.7488 + \hat{u}_{1t} \quad (18)$$

$$\ln TRU_f = 1.8216 \ln RRU_f - 1.6208 \ln CVRU_f + 0.0892 Trend - 11.1371 + \hat{u}_{1f} \quad (19)$$

A análise dos resultados permitem-nos logo à partida verificar que quer a variável representativa do custo de vida dos turistas no nosso país, quer a variável rendimento são de realçar no que toca ao seu impacto na variável dependente, neste caso a procura turística. Tais resultados são sem dúvida um alerta para o sector turístico, indo de encontro à realidade do turismo português durante a década de 90. Smith e Jenner (1998) referem a este propósito: "The success of the 1980s and its accompanying expansion, especially on the Algarve, led to a rapid increase in prices. Portugal suffered a major setback in 1993 when hotel occupancy fell dramatically" (pág. 51). O maior problema não serão os preços em si, mas sim a relação qualidade/preço. Alguns autores são unânimes em afirmar que a qualidade das condições tem vindo a diminuir se comparada com os preços que se praticam, daí que este seja um aspecto que os responsáveis turísticos não podem descurar.

No que diz respeito aos turistas holandeses, saliente-se ainda a importância que o custo de transporte aéreo tem na procura turística, se comparado com o custo de transporte terrestre. A situação é inversa no caso da França. Estes turistas são de facto mais sensíveis a alterações no custo de transporte terrestre relativamente aos custos de transporte aéreo.

Relativamente à Alemanha, saliente-se que dos países em análise este é o que faz mais sentido falarmos no chamado "efeito de substituição" a que Witt & Martin (1985) fazem referência, ou seja, os turistas são mais sensíveis a alterações no custo de transporte terrestre do que a alterações no custo de transporte aéreo. A localização geográfica, assim como a liberalização das rotas aéreas (custos não tão determinantes), são factores que justificam tais resultados.

A crescente aproximação das economias portuguesa e espanhola, a abertura de fronteiras (livre circulação) e a aproximação geográfica, entre os dois países vão de encontro aos resultados obtidos para o trend no caso de Espanha. Já relativamente ao Reino Unido, é nossa convicção que o seu efeito estará relacionado com a descoberta pelos operadores turísticos do sul do país, principalmente o Algarve, como destino turístico.

A especificação dinâmica dos modelos ECM permite-nos ainda confirmar alguns destes resultados.

$$\Delta \ln TA_t = -0.7811 \Delta \ln CVA_{t-1} - 0.5449 \Delta \ln CTA_t - 0.1292 \hat{u}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (20)$$

(-2.2506) (-2.6889) (-4.9035)

T=18 R² = 0.4557 F(2, 15) = 6.2759 CHOW(3,19) = 2.5766

$$\Delta \ln TE_t = 0.5042 \Delta \ln TE_{t-1} + 4.4876 \Delta^2 \ln RE_{t-1} + 0.6741 VQ_{1t} - 2.8981 \hat{u}_{2,t-1} + \varepsilon_t \quad (21)$$

(3.9293) (2.4334) (6.0574) (-1.8969)

T=17 R² = 0.5824 F(3,13) = 6.0429 CHOW (3,19) = 1.0542

$$\Delta \ln TF_t = -1.2124 \Delta \ln CTF_t - 0.6007 \Delta \ln CTF_{t-1} - 0.5806 VQ_{1t} - 0.3023 \hat{u}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (22)$$

(-2.9476) (-2.0957) (-3.0375) (-5.1656)

T=18 R² = 0.6707 F(3,14) = 9.5071 CHOW(3,19) = 1.0339

$$\Delta \ln TH_t = 0.1063 - 1.2211 \Delta \ln CAH_t - 0.5981 \hat{u}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (23)$$

(4.2392) (-3.5812) (-6.2771)

T=19 R² = 0.7112 F(2, 16) = 19.7019 CHOW (3,20) = 3.3144

$$\Delta \ln TRU_t = 0.2197 + 5.4127 \Delta \ln RRU_t - 0.3307 \Delta \ln CARU_{t-1} - 1.1101 \hat{u}_{1t} + \varepsilon_t \quad (24)$$

(5.1308) (3.3162) (-1.8363) (-4.5473) (16 (-4.7605))

T=18 R² = 0.6207 F(3,14) = 7.6367 CHOW(3,19) = 1.7199

Encontrados esses modelos, as principais conclusões a reter em termos de interpretação económica dos coeficientes são em alguns casos idênticas às obtidas com a análise das equações de longo prazo.

Repare-se na influência que a variável rendimento tem na procura turística, principalmente no caso do Reino Unido em que o seu peso é muito superior ao das outras variáveis. No que diz respeito à Espanha, são as variações do rendimento do período anterior que influenciam a procura turística contemporânea, o que vem mais uma vez reforçar a importância desta variável na procura turística.

No caso de Espanha, é ainda de destacar a influência que a procura turística do período anterior, tem na procura turística actual. Não só o "Word of Mouth Effect" poderá ter uma grande influência nestes resultados, mas também o efeito de habituação, uma vez que dada a aproximação geográfica entre os dois países faz todo o sentido em existir. Para além disso, nos ECM's, a variável dependente desfasada representa alguns dos efeitos associados a alterações dos gostos dos turistas.

Relativamente à França, Holanda e Reino Unido, destaca-se a importância dos custos de transporte terrestre no primeiro caso e os custos de transporte aéreo para os outros dois países. Como seria de

esperar relativamente a França, as variações dos custos do período corrente têm um maior impacto na procura turística actual do que as variações mais antigas.

É ainda de salientar o impacto da variável dummy no caso de França e Espanha. Relativamente a este último país, o coeficiente associado a esta variável apresenta um sinal contrário ao esperado. Pensamos, no entanto, que a explicação para este sinal reside no facto de a crise petrolífera não ter tido um efeito suficientemente forte que invertesse a entrada de turistas. De facto, se analisarmos as distâncias em kms entre Lisboa e as capitais europeias dos países em análise, verificamos que a distância entre Lisboa-Madrid é bastante inferior(3).

Os resultados obtidos para os coeficientes de ajustamento em direcção ao equilíbrio permitem-nos facilmente concluir que a capacidade de ajustamento é mais rápida no caso de Espanha, logo seguida do Reino Unido, ou seja a fidelização destes turistas ao nosso país como destino turístico, é superior relativamente aos outros países. A ocorrência de um choque num determinado período afectará de forma mais significativa as entradas de turistas alemães, uma vez que este país é o que apresenta o coeficiente mais baixo.

4.2 Modelos de Séries Temporais: Análise Comparativa da Precisão das Previsões

Tal como acontece em grande parte dos trabalhos de previsão da procura turística – veja-se por exemplo Witt & Martin (1989), Witt & Witt (1992), Kulendran e King (1996), apresentam-se de seguida os resultados da performance de previsão quer dos modelos de curto e longo prazo apresentados no ponto anterior quer dos modelos univariados apresentados na secção 2. De acordo com vários autores, deve-se ter em conta não só um método (como sendo o melhor) mas sim considerar uma série de métodos por forma a podermos compará-los em termos de precisão. Os resultados dos métodos de precisão RMSPE e MAPE apresentam-se de seguida:

Tabela 2 - Precisão das Previsões – MAPE

País/Modelo	Naive 1	Naive 2	Alisamento Exponencial	Curva da Tendência	ECM
Alemanha	0.0144	0.0401	0.0156	0.0063	0.0160
Espanha	0.0036	0.0262	0.0101	0.0103	0.0142
França	0.0112	0.0104	0.0100	-	0.0163

Holanda	0.0113	0.0119	0.013	-	0.0434
R. Unido	0.0109	0.0041	0.0185	0.0261	0.0538

Fonte: Construção própria através de dados recolhidos do Eviews

Tabela 3 - Precisão das Previsões – RMSPE

País/Modelo	Naive 1	Naive 2	Alisamento Exponencial	Curva da Tendência	ECM
Alemanha	0.0164	0.0465	0.0189	0.0092	0.0248
Espanha	0.0040	0.0088	0.0111	0.0109	0.0154
França	0.0216	0.0106	0.0110	-	0.0190
Holanda	0.0154	0.0125	0.0162	-	0.0472
R. Unido	0.0111	0.0043	0.0667	0.0273	0.0539

Fonte: Construção própria através de dados recolhidos do Eviews

Salvo no caso da Alemanha em que a análise da curva da tendência se destaca, os modelos Naive 1 e 2 mostram-se claramente os melhores modelos de previsão, seguidos do modelo de alisamento exponencial.

Tal como já tinha acontecido em Kulendran e King (1996) e com excepção do caso francês, quando a medida RMSPE é utilizada os resultados obtidos para os modelos ECM são desapontantes. Kulendran e King (1996) deixam a questão "no ar" de quais os motivos que estarão por detrás de tais resultados. Uma das possíveis respostas que os autores dão tem subjacente os testes utilizados para determinar quer os níveis de diferenciação quer a diferenciação sazonal. No entanto, e tal como ainda referem, poderão ser outros os motivos para que tal aconteça. No nosso caso pensamos que o número de observações também poderá estar relacionado com estes resultados.

5. Conclusão

Nos dias de hoje, é inegável o reconhecimento de que a previsão da procura turística de um país é de extrema importância, dado o seu papel crucial na economia.

A superioridade dos modelos econométricos não tem sido provada nos trabalhos relacionados com a previsão da procura turística. Nós também não o conseguimos. Contudo, uma das principais vantagens destes métodos é o que designamos por "What if Forecasting" e pensamos que isso foi conseguido neste estudo.

Esperamos que esta investigação tenha um préstimo determinante para trabalhos empíricos posteriores, bem como que sirva de porta a possíveis investigações futuras. A aplicação dos modelos ECM à procura turística em Portugal é praticamente inexistente, pelo que é desejável que outras investigações sejam feitas para afirmar se os proventos do nosso estudo empírico são definitivamente válidos ou não.

Referências Bibliográficas

Banerjee, A., Dolado, J. J., Galbraith, J. W., Hendry, D. F. (1993). "Co-integration, Error-Correction, and the Econometric Analysis of Non-Stationary Data". *Advanced Texts in Econometrics*. New York. Oxford University Press.

Cunha, Licínio (1997). "Economia e Política do Turismo". Alfragide. MacGraw-Hill de Portugal, Lda.

Dickey, D. A. e Fuller, W. A. (1979). "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root". *Journal of the American Statistical Association*, 74: 427-431.

Direcção Geral do Turismo (1994). "Inquérito de Fronteira a Residentes no Estrangeiro". Lisboa. Direcção Geral do Turismo.

Engle, R. F. e Granger, C. W. J. (1987). "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing". *Econometrica*, 55: 251-276.

Gaynor, P. E. e Kirkpatrick, R. C. (1994). "Introduction to Time Series Modeling and Forecasting in Business and Economics". New York. McGraw-Hill.

Granger, C. W. J. (1981). "Some Properties of Time series Data and Their Use in Econometric Model Specification". *Journal of Econometrics*, 16: 121-130.

- Granger, C. W. J. e Weiss, A. A. (1983). "Time Series Analysis of Error-Correction Models". New York. Academic Press.
- Harris, R. L. D. (1995). "Using Cointegration Analysis in Econometric Modelling". London. Prentice Hall/Harvester Wheatsheaf.
- Johansen, S. (1988). "Statistical Analysis of Cointegration Vectors". Journal of Economic Dynamics and Control, 12: 231-54.
- Johansen, S. e Juselius, K. (1990). "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration With Applications to the Demand of Money". Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 52: 169-210.
- Kulendran, N., King, Maxwell. "Forecasting International Quarterly Tourist Flows Using Error Correction and Time Series Models". Comunicação Apresentada ao 16th International Symposium of Forecasting, Turquia, Junho de 1996.
- Liu, Sharon Su-Chin, Lawler, K. e Tabatabai, B.. "The Tourism Demand Forecasting – A case Study for Taiwan". Comunicação Apresentada ao 16th International Symposium of Forecasting. Turquia, Junho de 1996.
- Marques, Carlos. "Cointegration and Dynamic Specification". Sinopse de Literatura, Janeiro de 1992.
- Ministério do Comércio e Turismo (1991). "Livro Branco do Turismo". Lisboa. Ministério do Comércio e Turismo.
- Norberto, A J. L. (1995). "Turismo e Desenvolvimento Regional: O Turismo no Espaço Rural e a sua Contribuição Para o Desenvolvimento Regional". Braga. Tese de Mestrado.
- Organização Mundial do Turismo (1995). "Practical Techniques for Forecasting Visitor Demand – Instructional Materials". Madrid. World Tourism Organization.
- Peixe, F. P. M. (1998). "A Procura de Moeda em Portugal Segundo a Abordagem de Johansen". Estudos de Economia, XVIII: 407-422.
- Sinclair, M. Thea e Stabler, M. J (1991). "The Tourism Industry. An International Analysis". Wallingford. Cab International.
- Smith, C. e Jenner, P. (1998). "International Tourism Reports". Travel and Tourism Intelligence, 1: 47-66.
- Witt & Martin (1985). "Forecasting Future Trends in European Tourist Demand". Revue de Tourisme, 4: 12-21.

Witt & Martin (1989). "Forecasting Tourism Demand: A Comparison of the Accuracy of Several Quantitative Methods ". International Journal of Forecasting, 5: 7-19.

Witt & Witt (1992). "Modeling and Forecasting Demand in Tourism". San Diego. Academic Press Limited.

Witt & Witt (1995). "Forecasting Tourism Demand: A Review of Empirical Research". International Journal of Forecasting, 11: 447-475.

NOTAS:

1 Processo estatístico pelo qual os dados são gerados (Harris, 1995: 2)

2 Uma série estacionária diz-se integrada de ordem zero e denota-se por $I(0)$.

3 Distância em kms entre Lisboa e as capitais europeias dos países em análise: Lisboa – Madrid: 629.1; Lisboa – Paris: 1760; Lisboa – Amsterdão: 2259; Lisboa – Berlim: 2806; Lisboa – Londres: 2101. Fonte: Instituto Geográfico do Exército e Automóvel Club de Portugal.