



Universidade Técnica de Lisboa
INSTITUTO SUPERIOR DE ECONOMIA E GESTÃO



CADERNOS DE ECONÓMICAS

DOCUMENTO DE TRABALHO Nº 8/96

**PROCURA RESIDENCIAL DE
ELECTRICIDADE EM PORTUGAL - UMA
APLICAÇÃO DO TESTE DHF PARA A
INTEGRAÇÃO SAZONAL**

JOSÉ ZORRO MENDES

DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

R. Miguel Lúpi, 20 - 1200 Lisboa - Fax: 01.396 64 07 - Telf. 01.607099/609867

UNIVERSIDADE TÉCNICA DE LISBOA
INSTITUTO SUPERIOR DE ECONOMIA E GESTÃO

**PROCURA RESIDENCIAL DE ELECTRICIDADE EM
PORTUGAL - UMA APLICAÇÃO DO TESTE DHF PARA A
INTEGRAÇÃO SAZONAL**

RESUMO

O presente trabalho visa aplicar um método, apresentado por Dickey, Hasza e Fuller, para testar a integração sazonal [veja-se Dickey, Hasza e Fuller (1984)], às variáveis que integram um modelo para a procura residencial de electricidade em Portugal, baseado em observações trimestrais, sujeitas à influência da sazonalidade.

Concluiu-se que a maioria das variáveis é $SI(1,1)$, isto é, sazonalmente integrada de ordem 1, quer na componente sazonal, quer na componente não sazonal. A única variável que parece afastar-se significativamente deste contexto é o preço marginal da electricidade, tendo-se chegado à conclusão de que será $SI(d,1)$, com $d \geq 2$. Face aos resultados obtidos, é de admitir que as variáveis analisadas são uma escolha globalmente satisfatória para integrar um modelo da procura residencial de electricidade.

José Manuel Zorro Mendes

Professor Auxiliar do Instituto Superior de Economia e Gestão

Dezembro de 1996

PROCURA RESIDENCIAL DE ELECTRICIDADE EM PORTUGAL - UMA APLICAÇÃO DO TESTE DHF PARA A INTEGRAÇÃO SAZONAL

1 - INTRODUÇÃO

O estudo do grau de integração das variáveis de um modelo observou grandes desenvolvimentos teóricos nos últimos anos, tendo-se difundido rapidamente a sua aplicação a trabalhos empíricos de econometria. Também no caso em que as variáveis incorporam uma componente sazonal se têm construído testes específicos para o estudo da integração sazonal e apresentado alguns trabalhos empíricos, embora em menor profusão do que no caso mais habitual da integração não sazonal.

O presente trabalho visa aplicar um método, apresentado por Dickey, Hasza e Fuller, para testar a integração sazonal [veja-se Dickey, Hasza e Fuller (1984)], às variáveis que integram um modelo para a procura residencial de electricidade em Portugal, baseado em observações trimestrais, sujeitas à influência da sazonalidade.

2 - DEFINIÇÕES BÁSICAS

Sejam $X_1, X_2, \dots, X_t, \dots, X_n$, n variáveis aleatórias. Ao conjunto formado por estas n variáveis aleatórias, $\{X_1, X_2, \dots, X_t, \dots, X_n\}$, chama-se processo estocástico.

Este processo estocástico diz-se fracamente estacionário se $E(X_t) = \mu$, $V(X_t) = \sigma^2$ e $Cov(X_t, X_{t+j}) = \sigma_j$, ou seja, se a média e a variância forem constantes para todas as variáveis aleatórias do processo estocástico e se a covariância entre duas quaisquer variáveis aleatórias

do processo estocástico não depender das variáveis aleatórias em si, mas apenas do tempo que medeia entre elas (admitindo que o índice das variáveis aleatórias se refere ao tempo).

Se $x_1, x_2, \dots, x_t, \dots, x_n$, for uma sequência de observações de uma dada variável, ao longo de n períodos de tempo, então ao conjunto formado por estas n observações, $\{x_1, x_2, \dots, x_t, \dots, x_n\}$, chama-se série temporal, podendo entender-se esta como uma realização particular de um processo estocástico.

Se o processo estocástico $\{X_1, X_2, \dots, X_t, \dots, X_n\}$ for fracamente estacionário, então diz-se que uma dada série temporal $\{x_1, x_2, \dots, x_t, \dots, x_n\}$ que lhe está associada (por ser uma sua realização) é fracamente estacionária ou, por comodidade de linguagem, apenas estacionária, ou ainda, integrada de ordem zero, representando-se tal facto por, $x_t \sim I(0)$. Repare-se que, com esta notação, a série temporal $\{x_1, x_2, \dots, x_t, \dots, x_n\}$ se passa a representar, de uma forma mais condensada, apenas por x_t .

Nos domínios da economia poucas são as séries temporais (variáveis económicas) estacionárias, isto é, integradas de ordem zero. A maioria delas necessita ser sujeita a uma ou mais diferenciações (simples ou sazonais) para ficar estacionária. Neste sentido, diz-se que a série temporal x_t é sazonalmente integrada de graus d e D (onde d é o grau de integração não sazonal e D o grau de integração sazonal) se $\Delta^d(\Delta_s^D x_t) \sim I(0)$, representando-se tal facto por $x_t \sim SI(d,D)$. Diz-se também, neste caso, que a série temporal x_t tem d raízes unitárias não sazonais e D raízes unitárias sazonais. Tenha-se em atenção que Δ é o habitual operador diferença, ou seja, $\Delta x_t = x_t - x_{t-1}$ e $\Delta^d x_t = \Delta \Delta \dots \Delta x_t$ (aplica-se o operador Δ sucessivamente d vezes), e Δ_s é o operador diferença sazonal, ou seja, $\Delta_s x_t = x_t - x_{t-s}$ e $\Delta_s^D x_t = \Delta_s \Delta_s \dots \Delta_s x_t$ (aplica-se o operador Δ_s sucessivamente D vezes).

3 - TESTE PARA O GRAU DE INTEGRAÇÃO SAZONAL

Quando se estima um dado modelo é importante estudar o grau de integração de cada variável que o incorpora, uma vez que, se todas as variáveis tiverem o mesmo grau de integração, então isso significa que todas elas têm um "andamento semelhante", fazendo todo o sentido ajustar uma regressão entre elas, tendo-se a certeza de que os resíduos dessa regressão formarão uma série temporal estacionária, como é desejável. Note-se, no entanto, que o facto de todas as variáveis de um modelo terem o mesmo grau de integração é condição suficiente para que os resíduos dessa regressão sejam estacionários, mas não

necessária, uma vez que os resíduos podem ser estacionários sem que todas as variáveis do modelo tenham o mesmo grau de integração, bastando para tal que exista uma combinação linear dessas variáveis que seja estacionária (esta discussão prende-se mais com o estudo da cointegração do que com o estudo da integração propriamente dita, o que fica fora do âmbito do presente trabalho que trata apenas da integração sazonal). Seja como for, é desejável que as variáveis de um dado modelo tenham um grau de integração, senão igual, pelo menos não muito diferente. Neste sentido, ganham importância os testes para o grau de integração de uma variável, indo-se apresentar um teste desenvolvido por Dickey, Hasza e Fuller [veja-se Dickey, Hasza e Fuller (1984)] para a integração sazonal.

Seja x_t uma variável medida s vezes por ano. Para testar o seu grau de integração sazonal percorrem-se as seguintes etapas:

1º) Teste $H_0 : x_t \sim SI(0,1)$ contra $H_1 : x_t \sim SI(0,0)$.

Constrói-se o modelo,

$$\Delta_s x_t = \beta z_{t-s} + \sum_{j=1}^p \gamma_j \Delta_s x_{t-j} + \varepsilon_t,$$

onde:

a) O valor de p , ou seja, o número de parcelas do somatório $\sum_{j=1}^p \gamma_j \Delta_s x_{t-j}$, deve ser escolhido por forma a que os resíduos da regressão sejam um ruído branco (isto é, com uma distribuição de média nula e variância constante).

b) A variável z_t constrói-se da seguinte forma:

1 - Estima-se o modelo $\Delta_s x_t = \sum_{i=1}^m \lambda_i \Delta_s x_{t-i} + \xi_t$, onde ξ_t é a variável aleatória residual

e o valor de m , ou seja, o número de parcelas do somatório $\sum_{i=1}^m \lambda_i \Delta_s x_{t-i}$, deve ser escolhido por forma a que os resíduos da regressão sejam um ruído branco.

2 - Com as estimativas $\hat{\lambda}_i, i = 1, 2, \dots, m$, obtidas em 1, faz-se $z_t = x_t - \sum_{i=1}^m \hat{\lambda}_i x_{t-i}$.

c) A variável ε_t é a variável aleatória residual.

Após a estimação do modelo, faz-se o teste,

$$H_0 : \beta = 0 \Leftrightarrow x_t \sim \text{SI}(0,1)$$

$$H_1 : \beta < 0 \Leftrightarrow x_t \sim \text{SI}(0,0)$$

Se se rejeitar H_0 , pára-se e conclui-se que $x_t \sim \text{SI}(0,0)$. Se não se rejeitar H_0 , passa-se para a 2ª etapa.

2º) Teste $H_0 : x_t \sim \text{SI}(1,1)$ contra $H_1 : x_t \sim \text{SI}(0,1)$.

Antes de mais, repare-se que o que se vai testar é $\text{SI}(1,1)$ contra $\text{SI}(0,1)$ e não $\text{SI}(0,2)$ contra $\text{SI}(0,1)$, ou seja, uma vez que já se aceitou a existência de uma raiz unitária sazonal ($\text{SI}(0,1)$) é pouco provável que exista uma segunda raiz unitária sazonal, sendo muito mais plausível que exista uma raiz unitária não sazonal - daí o testar-se $\text{SI}(1,1)$ contra $\text{SI}(0,1)$.

Constrói-se o modelo,

$$\Delta\Delta_s x_t = \alpha \Delta_s x_{t-1} + \sum_{j=1}^q \delta_j \Delta\Delta_s x_{t-j} + U_t,$$

onde:

a) O valor de q , ou seja, o número de parcelas do somatório $\sum_{j=1}^q \delta_j \Delta\Delta_s x_{t-j}$, deve ser escolhido por forma a que os resíduos da regressão sejam um ruído branco.

b) A variável U_t é a variável aleatória residual.

Após a estimação do modelo, faz-se o teste,

$$H_0 : \alpha = 0 \Leftrightarrow x_t \sim \text{SI}(1,1)$$

$$H_1 : \alpha < 0 \Leftrightarrow x_t \sim \text{SI}(0,1)$$

Repare-se que este teste mais não é do que um tradicional teste ADF (Augmented Dickey-Fuller) à variável $\Delta_s x_t$.

Se se rejeitar H_0 , pára-se e conclui-se que $x_t \sim \text{SI}(0,1)$. Se não se rejeitar H_0 , passa-se para a 3ª etapa, onde se vai testar, de forma semelhante a esta 2ª etapa, ou seja, através de um novo teste ADF, $H_0 : x_t \sim \text{SI}(2,1)$ contra $H_1 : x_t \sim \text{SI}(1,1)$. Na 3ª etapa, pára-se se se rejeitar H_0 , concluindo-se que $x_t \sim \text{SI}(1,1)$, ou então, avança-se para uma 4ª etapa semelhante, caso não se rejeite H_0 . A última etapa é aquela em que se rejeitar H_0 ,

concluindo-se que $x_t \sim SI(d,1)$, onde d é o grau de integração não sazonal que corresponde à hipótese H_1 da última etapa.

Este teste para a integração sazonal, desenvolvido por Dickey, Hasza e Fuller, é conhecido por teste DHF, tendo-se aqui apresentado não a sua versão original, mas sim uma versão ligeiramente alterada, devido ao contributo de Osborn, Chui, Smith e Birchenhall [veja-se Osborn, Chui, Smith e Birchenhall (1988) - pg. 365].

4 - APLICAÇÃO À PROCURA RESIDENCIAL DE ELECTRICIDADE EM PORTUGAL

A procura de electricidade abarca algumas especificidades que a distinguem da procura da generalidade dos bens e serviços: em primeiro lugar, não é uma procura directa, mas sim uma procura derivada, ou seja, uma procura que se exerce através de um *stock* de equipamentos eléctricos; em segundo lugar, o preço da electricidade não é um preço único, mas antes uma estrutura de tarifas por blocos, conduzindo à distinção entre preço médio e preço marginal.

A escolha de um conjunto de variáveis explicativas para a procura de electricidade tem de ter em atenção as especificidades atrás referidas, nomeadamente: considerar variáveis explicativas da taxa de utilização do *stock* de equipamentos eléctricos (as variáveis explicativas de curto prazo); considerar variáveis explicativas do processo de ajustamento do *stock* de equipamentos eléctricos (as variáveis explicativas de longo prazo); considerar variáveis adequadas à representação do tarifário da electricidade.

Note-se que uma dada variável pode ser, simultaneamente, de curto e de longo prazos, se influenciar, quer a taxa de utilização do *stock* de equipamentos eléctricos, quer a evolução do próprio *stock* de equipamentos eléctricos (é o caso, por exemplo, das variáveis representativas do preço da electricidade, uma vez que estas condicionam, não só o grau de utilização do *stock* de equipamentos eléctricos, mas também, a aquisição de equipamentos eléctricos - se o preço da electricidade for muito elevado, os consumidores podem ser induzidos a adquirir equipamentos que satisfaçam as mesmas necessidades, mas funcionando através de uma energia alternativa, como o gás).

Ponderando todas estas especificidades, seleccionaram-se as seguintes variáveis, para um modelo explicativo da procura residencial de electricidade em Portugal:

- Como variável dependente, o "consumo trimestral de electricidade pelas famílias, em Portugal Continental, em kWh por habitante servido".
- Como variáveis representativas do tarifário da electricidade, a "taxa de potência eléctrica, em escudos por trimestre" e o "preço marginal da electricidade, em escudos por kWh" (estas duas variáveis são a mais adequada representação do tarifário da electricidade, o que foi detalhadamente discutido em [Mendes (1994a)]). Ambas as variáveis representativas do tarifário da electricidade podem considerar-se, simultaneamente, de curto e de longo prazos, como já atrás se tinha referido.
- Para analisar a substituibilidade entre a electricidade e uma energia alternativa, a variável "índice de preços do gás, com base em preços do primeiro trimestre de 1977". Esta variável pode ser considerada, simultaneamente, de curto e de longo prazos.
- Como variável representativa do poder de compra dos consumidores, o "consumo privado do Continente, por habitante residente, a preços constantes do primeiro trimestre de 1977, em escudos". Esta variável foi utilizada como *proxy* do rendimento disponível, podendo ser considerada, simultaneamente, de curto e de longo prazos.
- Para medir as influências da temperatura no consumo de electricidade, a variável "média trimestral da temperatura, em graus celsius". Esta variável é, nitidamente, uma variável de curto prazo.
- Para medir o impacto da evolução dos preços do *stock* na procura de electricidade, a variável "índice de preços dos aparelhos eléctricos e não eléctricos, com base em preços do primeiro trimestre de 1977". Trata-se, como é óbvio, de uma variável de longo prazo.

De todas estas variáveis recolheram-se 48 observações, correspondentes aos 48 trimestres compreendidos entre o primeiro trimestre de 1977 e o último trimestre de 1988. À data da realização do estudo empírico, não foi possível incluir dados posteriores a 1988, uma vez que os últimos dados não provisórios disponíveis sobre os consumos residenciais de electricidade reportavam-se ao ano de 1988 (para uma justificação mais detalhada sobre a delimitação do universo do trabalho empírico e a selecção das variáveis, bem como sobre a construção da base de dados, veja-se [Mendes (1994) - pg. 126-147]).

Todas as variáveis vão ser consideradas em logaritmos, já que, é assim que elas incorporam, quer um modelo log-linear de elasticidades constantes, quer um modelo translog de elasticidades variáveis.

O estudo do grau de integração de cada uma das variáveis faz-se com base no teste DHF apresentado no ponto anterior do trabalho, tendo-se efectuado a necessária programação computacional no âmbito do *software* TSP, versão 4.3.

Antes de aplicar o teste DHF, expurgou-se a cada variável a respectiva componente determinística sazonal, conforme sugerido em [Osborn, Chui, Smith e Birchenhall (1988) - pg. 362]. Formalizando, e considerando y_t como a variável observada, tem-se,

$$y_t = x_t + k_q,$$

onde x_t é a componente puramente estocástica de y_t e k_q a componente determinística sazonal de y_t relativa ao período q . Ora, todos os métodos para estudar a integração sazonal aplicam-se a x_t e não a y_t . Assim, à variável observada, y_t , têm de se extrair as componentes determinísticas sazonais k_q , o que se consegue fazendo a regressão de y_t em função de 4 variáveis *dummies* trimestrais (relembre-se que o período de observação é o trimestre). Então, os resíduos desta regressão passam a ser tratados como se fossem as verdadeiras x_t e é a eles que se aplica o teste DHF [veja-se Osborn, Chui, Smith e Birchenhall (1988) - pg. 362].

O teste DHF descrito no ponto anterior do trabalho consta de 2 testes:

- Na 1ª etapa, tem-se o teste DHF propriamente dito, cuja região de rejeição de H_0 : $x_t \sim SI(0,1)$, neste caso de 48 observações de periodicidade trimestral, é, aproximadamente, $]-\infty ; -4,21]$, para um nível de significância de 5% [veja-se Dickey, Hasza e Fuller (1984) - pg. 362 - tabela 7].
- Na 2ª etapa e nas etapas seguintes, tem-se um teste ADF, para o qual o *software* TSP calcula automaticamente os *p-value*, os quais indicam a probabilidade à esquerda do valor concreto assumido pela variável aleatória t-student relativa ao parâmetro α (o parâmetro em relação ao qual se está a efectuar o ensaio de hipóteses). Assim, se $p\text{-value} \leq 0,05$, rejeita-se H_0 , e, se $p\text{-value} > 0,05$, não se rejeita H_0 , para um nível de significância de 5%.

Os resultados dos testes à integração sazonal encontram-se no Quadro seguinte:

QUADRO

TESTE DHF A UM NÍVEL DE SIGNIFICÂNCIA DE 5%

VARIÁVEIS	1ª ETAPA Valor assumido pela estatística utilizada no ensaio de hipóteses	2ª ETAPA <i>p-value</i>	3ª ETAPA <i>p-value</i>	CONCLUSÃO
Consumo de electricidade	-3,722 não se rejeita $H_0 : x_t \sim SI(0,1)$	0,095 não se rejeita $H_0 : x_t \sim SI(1,1)$	0,001 rejeita-se $H_0 : x_t \sim SI(2,1)$	$x_t \sim SI(1,1)$
Taxa de potência	-1,882 não se rejeita $H_0 : x_t \sim SI(0,1)$	0,187 não se rejeita $H_0 : x_t \sim SI(1,1)$	0,000 rejeita-se $H_0 : x_t \sim SI(2,1)$	$x_t \sim SI(1,1)$
Preço marginal	-2,421 não se rejeita $H_0 : x_t \sim SI(0,1)$	0,195 não se rejeita $H_0 : x_t \sim SI(1,1)$	0,431 não se rejeita $H_0 : x_t \sim SI(2,1)$	$x_t \sim SI(2,1)$ ou $x_t \sim SI(d,1), d > 2$
Índice de preços do gás	-3,174 não se rejeita $H_0 : x_t \sim SI(0,1)$	0,338 não se rejeita $H_0 : x_t \sim SI(1,1)$	0,005 rejeita-se $H_0 : x_t \sim SI(2,1)$	$x_t \sim SI(1,1)$
Rendimento disponível	-2,279 não se rejeita $H_0 : x_t \sim SI(0,1)$	0,017 rejeita-se $H_0 : x_t \sim SI(1,1)$	-	$x_t \sim SI(0,1)$
Temperatura	-5,680 rejeita-se $H_0 : x_t \sim SI(0,1)$	-	-	$x_t \sim SI(0,0)$
Índice de preços dos aparelhos eléctricos e não eléctricos	0,116 não se rejeita $H_0 : x_t \sim SI(0,1)$	0,221 não se rejeita $H_0 : x_t \sim SI(1,1)$	0,000 rejeita-se $H_0 : x_t \sim SI(2,1)$	$x_t \sim SI(1,1)$

Com exceção das variáveis preço marginal, rendimento disponível e temperatura, todas as outras são $SI(1,1)$. Das três variáveis que não são $SI(1,1)$, a temperatura é estacionária, ou seja $SI(0,0)$, o rendimento disponível é $SI(0,1)$ e apenas o preço marginal se afasta deste contexto, tendo-se chegado à conclusão de que será $S(d,1)$, com $d \geq 2$.

Uma vez que não é necessário que todas as variáveis tenham o mesmo grau de integração sazonal, para que os resíduos do modelo sejam estacionários, como já atrás se disse, é de admitir que estas variáveis são uma escolha globalmente satisfatória para integrar um modelo da procura residencial de electricidade, talvez com a exceção da variável preço marginal, a qual poderá ficar significativamente distante do grau de integração padrão que é $SI(1,1)$. Como é óbvio, a questão só será completamente esclarecida com uma análise da cointegração sazonal, o que ficará para um futuro trabalho.

5 - BIBLIOGRAFIA

- CHAREMZA, W. W.; DEADMAN, D. F. (1992)
New Directions in Econometric Practice
Edward Elgar Publishing Limited, Aldershot

- DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. (1981)
"Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root"
Econometrica, Vol. 49, N° 4, 1057-1072

- DICKEY, D. A.; HASZA, D. P.; FULLER, W. A. (1984)
"Testing for Unit Roots in Seasonal Time series"
Journal of the American Statistical Association, Vol. 79, N° 386, 355-367

- ENGLE, R. F.; GRANGER, W. J. (1987)
"Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing"
Econometrica, Vol. 55, N° 2, 251-276

- ENGLE, R. F.; GRANGER, W. J.; HALLMAN, J. J. (1989)
 "Merging Short- and Long-Run Forecasts. An Application of Seasonal Cointegration to Monthly Electricity Sales Forecasting"
Journal of Econometrics, Vol. 40, Nº 1, 45-62

- ENGLE, R. F.; GRANGER, W. J.; HYLLEBERG, S.; LEE, H. S. (1993)
 "Seasonal Cointegration. The Japanese Consumption Function"
Journal of Econometrics, Vol. 55, Nº 1-2, 275-298

- GRANGER, W. J. (1986)
 "Developments in the Study of Cointegrated Economic Variables"
Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Vol. 48, Nº 3, 213-228

- HYLLEBERG, S.; ENGLE, R. F.; GRANGER, W. J.; YOO, B. S. (1990)
 "Seasonal Integration and Cointegration"
Journal of Econometrics, Vol. 44, Nº 1-2, 215-238

- MENDES, Z. (1994)
A Procura Residencial de Electricidade em Portugal
 Dissertação apresentada para a obtenção do grau de doutor em Economia, Instituto Superior de Economia e Gestão, Universidade Técnica de Lisboa, Lisboa

- MENDES, Z. (1994a)
 "A Representação do Tarifário da Electricidade num Modelo da Procura Residencial de Electricidade - o Caso Português"
Estudos de Economia, Vol. XV, Nº 1, 51-65

- OSBORN, D. R.; CHUI, P. L.; SMITH, J. P.; BIRCHENHALL, C. R. (1988)
 "Seasonality and the Order of Integration for Consumption"
Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Vol. 50, Nº 4, 361-377

- PHILLIPS, C. B.; PERRON, P. (1988)
 "Testing for a Unit Root in Time Series Regression"
Biomètrika, Vol. 75, Nº 2, 335-346