

Relações de Causalidade Entre Consumo de Energia, Evolução da Produtividade e Crescimento do Produto

Uma Abordagem Recorrendo à Metodologia VAR

Manso, Jose R. Pires

Departamento de Gestão e Economia

Universidade da Beira Interior – Portugal

E-mail: pmanso@ubi.pt

Resumen

Os principais objectivos desta comunicação são: apreciar a forma e as características evolutivas do consumo de energia, da produtividade e do produto interno bruto; verificar se entre elas há relações de equilíbrio de longo prazo; apreciar as inter-relações entre as três variáveis; construir um modelo adequado para apreciar as inter-relações existentes entre elas; apreciar o efeito de estímulos ou inovações em qualquer delas e particularmente na energia consumida para levar a cabo a produção e na produtividade sobre as restantes e em particular sobre o produto. Em particular interessa apreciar qual o contributo individual de cada uma delas para o crescimento do produto e apreciar como se processa a correcção de desequilíbrios de curto prazo depois de estimulada a economia e portanto, depois de alterado esse equilíbrio, de forma a voltar a situações de equilíbrio no futuro. A metodologia utilizada passa pela utilização de testes de estacionaridade, de integração, de cointegração, de modelos vectoriais auto-regressivos com mecanismo corrector de erro (ou VECM) e da causalidade bi e multidimensional. Depois de feita esta investigação será de esperar a confirmação da integração e da co-integração das séries, logo a existência de relações de equilíbrio de longo prazo entre estas três grandezas, a existência de relações intensas entre as 3 variáveis e a identificação da variável de política mais importante de forma a actuar sobre ela para relançar o crescimento do PIB e a melhorar o seu desempenho.

Palavras-chave: *integração, co-integração, modelos VAR/ECM, interdependência, causalidade*

Área temática: *Métodos quantitativos*

1. INTRODUÇÃO E OBJECTIVOS

O presente texto pretende estudar a questão da interrelações entre crescimento económico ou crescimento do produto, crescimento da produtividade e evolução do consumo de energia em Portugal. Para isso parte de três variáveis: o PIB, expresso em unidades monetárias a em moeda constante de 1990, a produtividade do factor trabalho (PROD) – quociente entre o PIB/população, ou produção per capita, expressa em unidades monetárias, e o consumo de energia primária (CEP) expresso em toneladas equivalentes de petróleo (tep) por unidade monetária produzida.

Os objectivos deste artigo vão desde o estudo das características das três variáveis ao longo do tempo, à apreciação das relações e inter-relações entre o PIB a produtividade e a energia consumida, à apreciação da qualidade das séries de valores acima referidas e que vão ser o suporte para a análise empírica designadamente em termos de estacionaridade, de integração e de cointegração, à indagação da existência de laços de causa e efeito entre as três variáveis em estudo com vista a identificar as que são causas e as que são efeitos, à estimação de um modelo VAR com mecanismo corrector de erro aplicado à economia portuguesa e à sua interpretação.

2. METODOLOGIA

O primeiro passo para estudar as relações que se estabelecem entre as três variáveis em estudo é a apreciação da estacionaridade e/ou da integração das mesmas, para verificar a sua estacionaridade e/ou a sua integração, com as variáveis expressas em níveis, e a estacionaridade das séries formadas pelas primeiras diferenças das originais, um passo indispensável para apreciar, numa segunda fase, a cointegração das séries originais em níveis. Nesse sentido, numa primeira fase vamos usar o teste dos correlogramas e o teste Q de Box-Pierce, numa segunda os testes Augmented Dickey-Fuller (ADF) e/ou Phillips-Perron (PP), e na terceira o teste de Johansen para apreciar a cointegração das séries.

2.1 Correlogramas das funções de Autocorrelação e de autocorrelação parcial e testes Q de Box-Pierce e LB de Ljung-Box para apreciar a estacionaridade das séries

De entre as várias alternativas que se oferecem começamos por levar a cabo testes individuais sobre a significância dos coeficientes de autocorrelação entre uma série de valores e a mesma série ‘retardada’ k anos, coeficiente que se define como

$$\rho_k = \frac{\gamma_k}{\gamma_0} \quad (1)$$

onde γ_k e γ_0 são, respectivamente, a covariância da série retardada k períodos com a série corrente e a covariância da série corrente (retardada 0 períodos) com ela própria, esta última, como se verá posteriormente, também chamada de variância. Por sua vez a definição geral de autocovariância do ‘lag’ k (ou autocovariância entre a série corrente e a série retardada k períodos) define-se da seguinte forma:

$$\gamma_k = E[(X_t - \mu)(X_{t-k} - \mu)] \quad (2)$$

onde X_t é o valor da série no período t e μ é a média dos valores de X. Esta definição é válida para o universo ou população, que, infelizmente, é em geral desconhecida. Dado o seu desconhecimento substitui-se normalmente pela sua correspondente para a amostra de n elementos:

$$\gamma_k = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n [(X_t - \bar{X})(X_{t-k} - \bar{X})] \quad (3)$$

Nesta expressão substituiu-se a média da população pela média da amostra. De (3) se vê facilmente que a autocovariância de ‘lag’ 0 é a própria variância da amostra.

A significância individual de cada coeficiente de autocorrelação pode ser testada seguindo os ensinamentos de Bartlett. Este autor mostrou que uma série aleatória pura, também conhecida como série ‘white noise’ ou ‘ruído branco’, segue uma distribuição aproximadamente normal de média nula e variância constante dada por $1/n$. A hipótese nula do teste é $H_0: \rho_k=0$ contra a hipótese alternativa $H_1: \rho_k \neq 0$ ($k=1,2,\dots,n$). Nos termos dos ensinamentos do teorema de Neyman-Pearson o melhor teste para este tipo de formulação é um teste bilateral cujos extremos da região crítica (e logicamente, da região de aceitação), para um nível de significância de $\alpha \times 100\%$, são dados por $\pm u_{\alpha/2} \cdot 1/\sqrt{n}$. Se calculado um valor ρ_k se verificar que ele cai na região crítica então conclui-se que ele é estatisticamente diferente de zero, o que só por si, permite concluir que a série subjacente é não estacionária, integrada ou que tem uma raiz unitária.

Para além do teste individual de cada um dos coeficientes de autocorrelação tem interesse indagar a hipótese conjunta de que todos os 20 coeficientes de autocorrelação serem simultaneamente nulos, isto é, tem interesse levar a cabo o teste conjunto $H_0: \rho_k=0$ para todo o lag k ($k=1,2,\dots,20$) contra H_1 : existe pelo menos um $\rho_k \neq 0$. Este teste pode levar-se a cabo recorrendo às duas estatísticas seguintes:

1) A estatística do Q de Box-Pierce que se define como

$$Q = n \sum_{k=1}^m \rho_k^2 \quad (m = 1,2,\dots,k) \quad (4)$$

2) A estatística LB ou de Ljung-Box que se define como

$$LB = n(n+2) \sum_{k=1}^m \frac{\rho_k^2}{n-k} \quad (m = 1,2,\dots,k) \quad (5)$$

Qualquer destas estatísticas tem distribuição do Qui-quadrado com m ($m=1,2,\dots, k$) graus de liberdade, razão pela qual em geral se usam testes unilaterais direitos.

2.2 Testes ADF e PP para apreciar a integração das séries

O primeiro dos testes referidos para apreciar a integração das séries é o teste ADF (1979) e usa as expressões do tipo

$$\begin{aligned} \Delta X_t &= \alpha + \lambda * X_{t-1} + \delta_1 \Delta X_{t-1} + \delta_2 \Delta X_{t-2} + \dots + \delta_{t-p+1} + u_t \\ \Delta X_t &= \lambda * X_{t-1} + \delta_1 \Delta X_{t-1} + \delta_2 \Delta X_{t-2} + \dots + \delta_{t-p+1} + u_t \\ \Delta X_t &= \alpha + \beta t + \lambda * X_{t-1} + \delta_1 \Delta X_{t-1} + \delta_2 \Delta X_{t-2} + \dots + \delta_{t-p+1} + u_t \end{aligned}$$

onde X_t identifica a série em estudo. Esta expressão não é mais do que uma correcção paramétrica que consiste na adição de termos desfasados da variável ΔX_t para corrigir a correlação de ordem superior.

O segundo teste referido é o teste PP (1988) que propõe uma prova não paramétrica para controlar as correlações das séries onde não há diferenças desfasadas das séries. O modelo em causa é o seguinte

$$\begin{aligned} \Delta X_t &= \alpha + \lambda * X_{t-1} + \delta_1 \Delta X_{t-1} + u_t \\ \Delta X_t &= \lambda * X_{t-1} + \delta_1 \Delta X_{t-1} + u_t \\ \Delta X_t &= \alpha + \beta t + \lambda * X_{t-1} + \delta_1 \Delta X_{t-1} + u_t \end{aligned}$$

A selecção do comprimento do lag, ou do número de defasamentos, é feita com base no Critério Informativo de Akaike (AIC) e no Critério Informativo de Schwarz (SIC) (nos termos destes critérios escolhe-se o lag que minimiza as medidas AIC e SIC), no que diz respeito ao teste ADF, e no critério de Newey-West, no caso do teste PP.

2.3 Teste de Johansen para apreciar a Cointegração das Séries

Depois de ter comprovado que as séries são integradas de ordem 1 (ou I(1)) passa-se à apreciação das relações de cointegração entre as variáveis, um tema desenvolvido inicialmente por Engle-Granger (1987) e especialmente adequado quando se tem duas variáveis e um vector de cointegração possível. Neste caso começa por se estimar a regressão entre essas duas variáveis e os respectivos erros e depois por apreciar a existência de uma raiz unitária nesses erros, rejeitando-se a hipótese da existência de cointegração se se verificar que os erros são integrados de ordem 1.

Outro teste muito mais potente para estudar a cointegração das séries é o de Johansen desenvolvido por este autor (Johansen, 1988,1991) e por Johansen e Juselius (1990). Esta metodologia não aceita a possibilidade da existência de uma única relação de cointegração mas sim a determinação de um maior número de vectores em função do número de variáveis que, neste procedimento, são todas endógenas. Neste critério o ponto de partida é o modelo VAR seguinte:

$$X_t = \mu + \sum_{i=1}^n \pi_i X_{t-i} + \varepsilon_t$$

onde X_t é um vector de $n \times 1$ variáveis integradas de ordem 1, π_i é uma matriz de $n \times n$ parâmetros, μ é um vector de parâmetros determinísticos e ε_t é um vector $n \times 1$ de erros ruído branco (white noise).

Num modelo de correcção de erros (VECM) tem-se

$$\Delta X_t = \sum_{i=1}^{n-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \Pi X_{t-1} + \mu + \varepsilon_t$$

onde Γ determina as relações no curto prazo e Π as relações no longo prazo (determinando a sua característica r , o número de vectores de cointegração); n está relacionado com o número de *lags* considerados. Neste caso a estacionaridade de X_t é confirmada caso r seja igual a n ($r=n$); se $r=0$ não existe qualquer relação de

cointegração entre as variáveis. Segundo este critério realizam-se dois contrastes baseados no princípio do rácio de verosimilhança (LR), a estatística do traço ($\lambda_{\text{traço}}$) e a estatística máxima (λ_{max}). O primeiro

$$\lambda_{\text{traço}} = -T \sum_{i=r+1}^k \log(1 - \lambda_i)$$

testa a hipótese nula de que o número de vectores de cointegração é r contra a hipótese alternativa de ser $r+1$. O segundo

$$\lambda_{\text{max}} = -T \log(1 - \lambda_{r+1})$$

testa a hipótese de que o número de vectores é maior do que r contra a hipótese alternativa de que é $r+1$. Nestas estatísticas T é o número de observações e λ_i são os valores próprios estimados e colocados por ordem decrescente. Quando existe alguma discrepância na interpretação dos resultados obtidos nas duas estatísticas usa-se o critério de Johansen (1991), Kasa (1992) e Serletis e King (1997), trabalhos que realçam a importância da estatística do traço.

2.4 Modelos VAR para apreciar a inter-relação entre as variáveis

Um modelo VAR com duas variáveis X e Y e m lags (retardamentos ou defasamentos) de X e outros tantos de Y , tem duas equações – uma por cada variável dependente –, e pode definir-se assim:

$$X_t = \alpha + \sum_{j=1}^m \beta_j X_{t-j} + \sum_{j=1}^m \gamma_j Y_{t-j} + u_{1t}$$

$$Y_t = \alpha' + \sum_{j=1}^m \theta_j X_{t-j} + \sum_{j=1}^m \lambda_j Y_{t-j} + u_{2t}$$

onde X e Y são as variáveis dependentes ou endógenas, as letras gregas são os parâmetros e os u_t 's são os termos estocásticos de erro chamados *impulsos* ou *inovações* em linguagem VAR que se admite serem “ruído branco”.

Para estimar os parâmetros deste modelo oferecem-se duas alternativas: 1) recorrer ao método OLS para estimar cada uma das equações individualmente ou 2) recorrer ao método de estimação conhecido como SURE (iniciais de sistemas de equações aparentemente não relacionadas, em inglês) para estimar as duas equações conjuntamente.

2.5 Causalidade à Granger para apreciar as relações de causa e efeito entre as variáveis

Seja o seguinte um modelo com duas equações em que as variáveis são X e Y e as mesmas variáveis desfasadas em número de n e m, respectivamente:

$$X_t = \sum_{i=1}^n \alpha_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^n \beta_j Y_{t-j} + u_{1t} \quad (1)$$

$$Y_t = \sum_{i=1}^m \lambda_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^m \delta_j Y_{t-j} + u_{2t} \quad (2)$$

Pressupõe-se igualmente que as perturbações aleatórias u_{1t} e u_{2t} não estão correlacionadas entre si.

O teste de Causalidade à Granger permite distinguir quatro situações ou casos: (1) Causalidade Unidireccional de Y para X: se o conjunto dos coeficientes ou parâmetros estimados das variáveis desfasadas Y em (1) são estatisticamente diferentes de zero (ou $\Sigma\beta_i \neq 0$) e o conjunto dos coeficientes estimados do X desfasado em (2) não é estatisticamente diferente de zero (isto é, $\Sigma\lambda_j = 0$). (2) Causalidade unidireccional de X para Y: quando o conjunto de coeficientes Y desfasados em (1) não é estatisticamente diferente de zero (i.é, $\Sigma\beta_i = 0$) e o conjunto dos coeficientes dos X desfasados em (2) é estatisticamente diferente de zero ($\Sigma\delta_j \neq 0$). (3) *Feedback*, ou causalidade bilateral: quando os conjuntos dos coeficientes de Y e X são estatisticamente diferentes de zero nas duas regressões. (4) Independência: quando os conjuntos dos coeficientes de Y e X não são estatisticamente diferentes de zero nas duas regressões.

Os passos deste teste são os seguintes: (1º) Estimar a regressão restrita de X_t (corrente) sobre os valores desfasados de X e sobre as outras variáveis, se as houver, sem incluir as variáveis desfasadas da variável Y nesta regressão, e obter a soma de quadrados dos desvios restrita (SQR_r). (2º) Estimar a regressão não restrita de X_t sobre os termos desfasados de C e os termos desfasados de Y, e obter a soma de quadrados não restrita (SQR_{nr}) (3º) Testar a hipótese nula $H_0: \Sigma\beta_i = 0$, isto é, os termos desfasados de Y não são significativos. (4º) Aplicar o teste F seguinte para levar a cabo o teste desta hipótese usando a estatística seguinte:

$$F = \frac{(SQR_r - SQR_{nr})/m}{SQR_{nr}/(n-k)}$$

que segue a distribuição F com m e n-k graus de liberdade, onde m é o número de termos desfasados de Y (ou de restrições no modelo restrito) e k é o número de parâmetros estimados na regressão não restrita. (5º) Concluir da seguinte forma: se o valor do F observado exceder o valor crítico F ao nível de significância escolhido, rejeita-se a hipótese nula, caso em que os termos desfasados de Y pertencem à regressão, uma forma de dizer que Y *causa* (no sentido grangeriano) o X. (6º) Repetir as etapas 1) a 5) para testar o modelo (2), ou seja, para averiguar se X *causa* Y no sentido grangeriano.

3. APLICAÇÃO EMPÍRICA

3.1 Base de Dados e suas Fontes

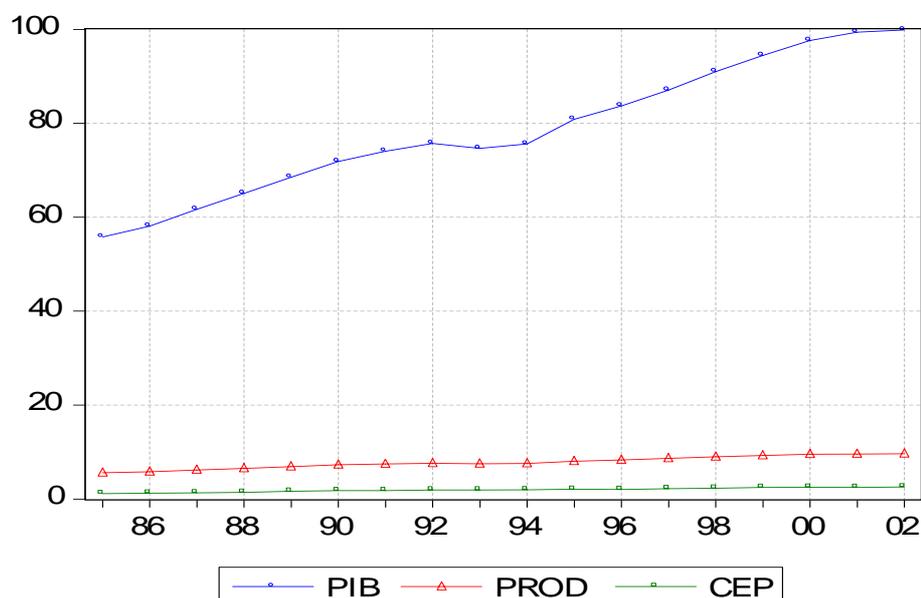
Os dados usados nesta aplicação empírica referem-se às variáveis ‘PIB’, ‘produtividade (PROD)’ e ‘consumo de energia primária (CEP)’. Os seus valores podem ver-se no quadro nº 3.1. Todos eles foram extraídos da revista Informação Energia da Direcção Geral de Energia, diversos números (o último número publicado é referente ao ano de 2002). O período do estudo cobre os anos que vão de 1985 a 2002.

Quadro nº. 3.1 – Evolução dos valores das variáveis em estudo

Anos	PIB	PROD	CEP
1985	55.81	5.57	1.14
1986	58.10	5.81	1.26
1987	61.64	6.18	1.31
1988	65.03	6.51	1.41
1989	68.48	6.90	1.62
1990	71.84	7.27	1.78
1991	74.05	7.43	1.80
1992	75.70	7.60	1.91
1993	74.67	7.48	1.88
1994	75.57	7.55	1.93
1995	80.83	8.05	2.04
1996	83.69	8.31	2.02
1997	87.01	8.61	2.17
1998	90.99	8.96	2.29
1999	94.45	9.26	2.46
2000	97.64	9.51	2.49
2001	99.37	9.59	2.46
2002	99.87	9.60	2.56

O gráfico 3.1 apresenta a representação gráfica desses valores através de um gráfico de linha.

Gráfico n° 3.1 Evolução dos valores das três variáveis



3.2 Correlação entre as três variáveis

Como era de esperar a correlação bilateral entre as três variáveis é muito elevada como mostram os coeficientes de correlação inscritos na matriz das correlações seguinte onde a primeira linha e coluna se refere à variável PIB, a segunda à variável Produtividade e a terceira à variável Consumo de energia primária (CEP):

Quadro 3.2 Matriz das Correlações

	Pib	Prod	Cep
Pib	1.000000	0.998301	0.989407
Prod	0.998301	1.000000	0.993483
Cep	0.989407	0.993483	1.000000

Estes valores deixam no ar a hipótese de haver colinearidade entre os valores das três variáveis.

3.3 A Qualidade dos Dados

Como referimos anteriormente para apreciar a qualidade das séries vamos usar os seguintes métodos ou testes: (i) para apreciar a estacionaridade, os Correlogramas das funções de Autocorrelação total (ACF) e de autocorrelação parcial (PACF) e os testes Q

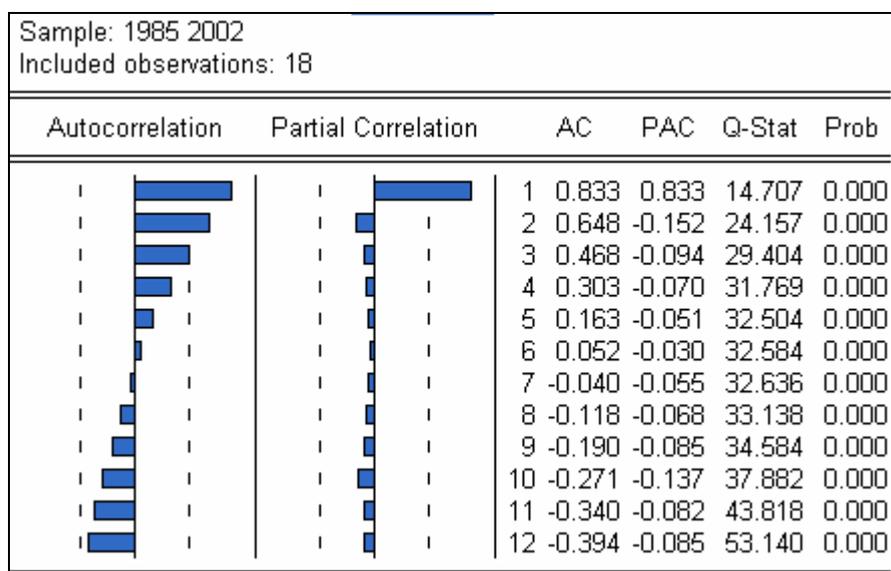
de Box-Pierce; (ii) para apreciar a integração (ou não estacionaridade) das séries o teste Augmented Dickey-Fuller (ADF); e (iii) para apreciar a co-integração das séries o teste de Johansen.

Todas as análises partiram das variáveis expressas em níveis.

3.3.1 Correlogramas e Testes Q de Box-Pierce

Seguindo a metodologia atrás descrita vamos agora calcular os correlogramas das funções de autocorrelação total e parcial (ACF e PACF, respectivamente) e o teste Q de Box-Pierce. Os resultados referentes à série do PIB deixam-se na figura 3.1.

Figura 3.1 Correlogramas e teste Q – variável PIB



Da figura 3.1 se vê que uma vez que embora a maior parte das barras da ACF e da PACF estejam contidas dentro dos intervalos de confiança de 95% a verdade é que há algumas em que isso não acontece; este teste visual ou gráfico permite afirmar que a variável número de doutoramentos (dout) é não estacionária (uma vez que se rejeita a hipótese nula H_0 da estacionaridade da série).

Por sua vez a aplicação do Teste Q de Box-Pierce, cujos valores se podem ver na última coluna do quadro da figura 3.1, permite concluir que, como todos eles são menores do que 5%, então rejeitamos a hipótese nula que estipula que todos os coeficientes de autocorrelação são nulos aos níveis de significância habituais; este facto leva-nos a afirmar, à luz deste teste, e mais uma vez, que a série é não estacionária ou integrada.

O mesmo tipo de testes aplicados às séries das variáveis produtividade (PROD) e consumo de energia primária (CEP), permitem-nos rejeitar a hipótese da estacionaridade de cada uma das séries. Dispensamo-nos de apresentar estes resultados.

3.3.2 Testes para Apreciar a Integração das Séries de Valores

Neste caso a hipótese nula (H0) estipula que a série do PIB tem uma raiz unitária, ou é integrada de ordem um, contra a hipótese alternativa (H1) que estipula que a série não tem uma raiz unitária. Aplicando o teste ADF aos dados desta variável PIB podemos ver que o valor da estatística ADF (-2.824874) é, em valor absoluto, inferior aos módulos dos valores críticos de MacKinnon para os n.s. de 1%, 5% e 10%, respectivamente, -5.1152, -3.9271 e -3.4104, razão pela qual se pode dizer que, a estes níveis de significância, não se rejeita a hipótese nula da integração da série; pode, assim concluir-se que a série PIB é integrada, em concordância, portanto, com o referido com base nos dois testes anteriores. Os dados da aplicação deste teste podem ver-se no quadro 3.3 seguinte.

Quadro 3.3 – Integração da série PIB – teste ADF

ADF Test Statistic	-2.824874	1% Critical Value*	-5.1152	
		5% Critical Value	-3.9271	
		10% Critical Value	-3.4104	
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(PIB)				
Method: Least Squares				
Date: 04/12/05 Time: 17:31				
Sample(adjusted): 1992 2002				
Included observations: 11 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PIB(-1)	-0.601514	0.212935	-2.824874	0.0256
D(PIB(-1))	0.599181	0.285962	2.095320	0.0744
C	40.38184	13.87990	2.909376	0.0227
@TREND(1990)	1.656094	0.600485	2.757927	0.0282
R-squared	0.610269	Mean dependent var	2.347909	
Adjusted R-squared	0.443241	S.D. dependent var	1.591712	
S.E. of regression	1.187676	Akaike info criterion	3.457162	
Sum squared resid	9.874025	Schwarz criterion	3.601851	
Log likelihood	-15.01439	F-statistic	3.653698	
Durbin-Watson stat	2.268860	Prob(F-statistic)	0.071741	

Nota: neste teste consideramos um modelo com intercepção e trend e lag=1 por, segundo o critério de Schwarz (SIC), ser este o lag e o modelo ótimos.

Uma análise em tudo semelhante a esta aplicada às séries Produtividade (PROD) e Consumo de Energia primária (CEP) permite afirmar categoricamente que estas séries, aos n.s. referidos, são igualmente integradas. Para não alongar demasiado o texto dispensamo-nos de apresentar estes resultados.

Como se referiu ao expor a metodologia seguida neste texto na selecção do comprimento do lag adoptado no teste ADF usou-se o critério Informativo de Schwarz (SIC), critério que aconselha a selecção do comprimento do lag 1, já que este valor minimiza a medida SIC.

Fazendo o mesmo teste mas agora para a variável PIB em primeiras diferenças vê-se que a nova série já vem não integrada razão pela qual se pode concluir que a série do PIB é I(1) ou integrada de ordem 1.

Repetindo o processo para as variáveis Produtividade e Consumo de Energia Primária somos igualmente levados à conclusão que ambas as variáveis são I(1).

3.6 Teste de Cointegração de Johansen

Para apreciar se as séries, além de integradas isoladamente, são cointegradas, isto é, para averiguar se entre elas há uma relação de equilíbrio de longo prazo, vamos usar o teste de Johansen. Começamos por fazer um quadro resumo que nos vai guiar no nosso processo de selecção:

Quadro nº. 3.4 – Teste de Johansen – Quadro Síntese dos Resultados

Date: 04/13/05 Time: 16:52					
Sample: 1985 2002					
Included observations: 16					
Series: PIB PROD CEP					
Lags interval: 1 to 1					
Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or No. of CEs	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Log Likelihood by Model and Rank					
0	28.61982	28.61982	31.34724	31.34724	38.18104
1	37.21280	42.86935	44.93136	47.82946	53.49628
2	40.48244	51.45046	53.49906	58.38371	62.04205
3	40.66105	53.51169	53.51169	62.05195	62.05195
Akaike Information Criteria by Model and Rank					
0	-2.452477	-2.452477	-2.418405	-2.418405	-2.897630
1	-2.776601	-3.358669	-3.366420	-3.603683	-4.062034
2	-2.435306	-3.556308	-3.687382	-4.047963	-4.380256
3	-1.707631	-2.938961	-2.938961	-3.631494	-3.631494
Schwarz Criteria by Model and Rank					

0	-2.017896	-2.017896	-1.838963	-1.838963	-2.173328
1	-2.052299	-2.586080	-2.497258	-2.686233	-3.048012
2	-1.421283	-2.445711	-2.528499	-2.792507	-3.076513
3	-0.403888	-1.490357	-1.490357	-2.038030	-2.038030
L.R. Test:	Rank = 0	Rank = 2	Rank = 2	Rank = 2	Rank = 1

Este quadro indica, à luz do critério de Schwarz, que a ordem do VAR que minimiza o critério de Schwarz é 1, que há duas equações cointegrantes e que se deve considerar um VAR com tendência quadrática nos dados, com intersecção e trend. Procedendo como se disse temos o seguinte output do teste de Johansen:

Quadro nº 3.5 - Resultados do Teste de Johansen – Variáveis em Níveis

Sample: 1985 2002				
Included observations: 16				
Test assumption: Quadratic deterministic trend in the data				
Series: PIB PROD CEP				
Lags interval: 1 to 1				
Eigenvalue	Likelihood Ratio	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value	Hypothesized No. of CE(s)
0.852570	47.74182	34.55	40.49	None **
0.656381	17.11135	18.17	23.46	At most 1
0.001237	0.019800	3.74	6.40	At most 2
*(**) denotes rejection of the hypothesis at 5%(1%) significance level				
L.R. test indicates 1 cointegrating equation(s) at 5% significance level				

À luz do conteúdo deste quadro o teste LR aponta para a existência de uma equação de cointegração ao n.s. de 5%, confirmando-se assim a existência de relações de equilíbrio de longo prazo entre as três variáveis em causa e também a correlação entre as 3 variáveis já estudada anteriormente.

A equação de cointegração com os coeficientes de cointegração normalizados vem:

$$\text{PIB} = 68.76544 - 29.96902\text{PROD} + 37.18556\text{CEP} + 1.585454\text{T} \quad (\text{LL}=53.49628).$$

As duas equações de cointegração com os coeficientes normalizados vêm :

$$\text{PIB} = -69.36396 + 13.49272 - 3.718534\text{T}$$

$$\text{PROD} = -4.609073 - 0.790578\text{CEP} - 0.176982\text{T}$$

$$(\text{LL}=62.04205)$$

3.7. Estimação do Modelo VAR e Interpretação dos Resultados

3.7.1 Resultados do VAR

Uma vez que as três variáveis originais são todas integradas de ordem um, ou I(1), então aconselha a literatura especializada que se estime o modelo VAR com Mecanismo Corrector do Erro (VAR/ECM ou VECM)

O comprimento do lag que otimiza o VAR tendo em atenção o critério de Schwarz (SIC) (mas também os de Akaike (AIC) e o Log Likelihood (LL)) é o 1, valor que foi tido em consideração na respectiva estimação. Nos termos do que atrás se disse considerou-se um VAR com constante e com trend com duas equações de cointegração e tendência quadrática nos dados. Os resultados obtidos são os seguintes:

Quadro 3.6 Estimativas do VAR com ECM

Sample(adjusted): 1987 2002 Included observations: 16 after adjusting endpoints Standard errors & t-statistics in parentheses			
Cointegrating Eq:	CointEq1	CointEq2	
PIB(-1)	1.000000	0.000000	
PROD(-1)	0.000000	1.000000	
CEP(-1)	13.49272 (13.4770) (1.00116)	-0.790578 (0.60542) (-1.30582)	
@TREND(85)	-3.718534	-0.176982	
C	-69.36396	-4.609073	
Error Correction:	D(PIB)	D(PROD)	D(CEP)
CointEq1	-0.589720 (0.36018) (-1.63728)	-0.072199 (0.03431) (-2.10444)	-0.067590 (0.01509) (-4.48046)
CointEq2	2.553093 (6.46337) (0.39501)	0.450891 (0.61565) (0.73238)	1.128389 (0.27071) (4.16833)
D(PIB(-1))	1.552530 (1.76658) (0.87883)	0.207691 (0.16827) (1.23427)	0.100234 (0.07399) (1.35470)
D(PROD(-1))	-13.22718 (18.2994) (-0.72282)	-1.937327 (1.74305) (-1.11146)	-1.365172 (0.76643) (-1.78120)
D(CEP(-1))	13.56171 (8.51152) (1.59333)	1.610027 (0.81074) (1.98588)	0.954884 (0.35649) (2.67859)
C	1.341280 (1.05269) (1.27415)	0.183087 (0.10027) (1.82593)	0.139379 (0.04409) (3.16125)
@TREND(85)	-0.079256 (0.11897) (-0.66617)	-0.016602 (0.01133) (-1.46504)	-0.007031 (0.00498) (-1.41101)
R-squared	0.619796	0.691669	0.711267
Adj. R-squared	0.366326	0.486115	0.518778
Sum sq. resids	13.59158	0.123315	0.023842
S.E. equation	1.228892	0.117054	0.051470
F-statistic	2.445247	3.364902	3.695108
Log likelihood	-21.39791	16.22180	29.36810
Akaike AIC	3.549739	-1.152725	-2.796012
Schwarz SC	3.887746	-0.814717	-2.458005

Mean dependent	2.610625	0.236875	0.081250
S.D. dependent	1.543764	0.163288	0.074196
Determinant Residual Covariance	8.60E-08		
Log Likelihood	62.04205		
Akaike Information Criteria	-4.380256		
Schwarz Criteria	-3.076513		

Neste quadro podem ver-se as equações de cointegração já anteriormente referidas e os parâmetros do modelo VAR. Contudo, o interesse deste modelo é relativamente diminuto, residindo o seu interesse sobretudo no facto de ele nos conduzir às funções impulso-resposta (IRF) e à decomposição da variância no sentido definido por Cholesky, questões que já são mais adequadas para interpretações económicas. São estes dois elementos que vamos ver em seguida.

3.7.2 Decomposição da Variância de Cholesky

O quadro seguinte mostra a importância das inovações ou estímulos na explicação de cada uma das três variáveis em estudo – pib, produtividade e consumo de energia primária – para a explicação da variação futura de cada uma destas mesmas variáveis tomadas isoladamente. Temos, por isso, um quadro com três partes cuja ordem é ditada pela ordem de ordenação escolhida: PIB, PROD e CEP.

A primeira parte põe em evidência o papel da produtividade e do consumo de energia primária, e do próprio PIB, na explicação da variância futura do PIB português. Dele se pode ver que no ano 5 o efeito de uma inovação na produtividade é responsável por 5.7% da variação do PIB e que a responsabilidade da energia primária consumida se pode quantificar em 3.6% daquela variação, efeito este que vem em crescendo desde o momento contemporâneo.

Quadro nº 3.7 – Decomposição da Variância de Cholesky

Variance Decomposition of PIB due to innovations in:				
Period	S.E.	PIB	PROD	CEP
1	0.921669	100.0000	0.000000	0.000000
2	1.349349	99.21630	0.535395	0.248306
3	1.436807	94.58041	3.832514	1.587079
4	1.468157	90.59087	5.667242	3.741886
5	1.495584	90.65818	5.735884	3.605941
6	1.583506	91.27453	5.153467	3.572008
7	1.630946	91.51701	4.861103	3.621888
8	1.636498	90.94745	4.892981	4.159566
9	1.674208	90.93661	4.677129	4.386256
10	1.730661	91.24330	4.651719	4.104977

Variance Decomposition of PROD due to innovations in:				
Period	S.E.	PIB	PROD	CEP
1	0.087791	96.26287	3.737131	0.000000
2	0.125765	97.98422	1.842293	0.173483
3	0.131973	93.56286	3.286189	3.150953
4	0.134913	89.93624	3.710729	6.353036
5	0.140630	90.68909	3.448383	5.862528
6	0.155791	92.05945	3.010961	4.929586
7	0.164472	92.21355	3.243959	4.542491
8	0.165750	90.98594	4.087165	4.926896
9	0.167872	90.58726	4.339531	5.073211
10	0.171272	90.91581	4.176336	4.907858

Variance Decomposition of CEP due to innovations in:				
Period	S.E.	PIB	PROD	CEP
1	0.038602	40.96720	35.44419	23.58861
2	0.040969	47.09691	31.48503	21.41805
3	0.046458	46.08556	24.61120	29.30324
4	0.050818	53.66745	20.92741	25.40515
5	0.051585	54.96921	20.36228	24.66852
6	0.060242	65.68607	14.96025	19.35368
7	0.065207	69.27586	14.17634	16.54781
8	0.067865	68.46992	15.33861	16.19146
9	0.068801	67.97592	16.09022	15.93385
10	0.069226	67.58082	16.64141	15.77777

Ordering: PIB PROD CEP

A segunda parte evidencia sobretudo o papel do PIB na explicação da produtividade (90.6% no ano 5) – decrescente mas sempre acima de 90% – e a importância da energia primária para a explicação daquela mesma variável (5.9% no ano 5).

Por fim a terceira parte evidencia o papel do PIB (entre 41% e 67.6%), crescente e sempre alto), da produtividade (entre 15.0% e 35%, sempre significativo mas decrescente) e da própria energia consumida (entre 15.8% e 29.3%) para a explicação da variância da energia primária consumida.

3.7.3 Funções Impulso-Resposta

O quadro seguinte, referentes às funções resposta ao impulso, funções impulso-resposta ou IRF, mostra os padrões de resposta de cada uma das três variáveis em estudo a inovações ou estímulos de amplitude um desvio padrão (dp) em cada uma delas e nas restantes.

Quadro nº 3.8 - Funções IRF – resposta das variáveis PIB, PROD e IENERG a inovações de 1 dp

Response of PIB:			
Period	PIB	PROD	CEP
1	0.921669	0.000000	0.000000
2	0.978264	-0.098733	0.067238
3	0.382175	-0.263383	-0.168056
4	-0.011942	-0.207455	-0.218842
5	-0.274123	-0.078371	-0.000921
6	-0.510769	-0.030399	0.094399
7	-0.381625	0.009048	0.082304
8	0.036693	0.041659	0.122705
9	0.336513	-0.007647	0.107458
10	0.428931	-0.090715	-0.002507
Response of PROD:			
Period	PIB	PROD	CEP
1	0.086135	0.016971	0.000000
2	0.089882	-0.001834	0.005238
3	0.028242	-0.016762	-0.022833
4	-0.008612	-0.010152	-0.024649
5	-0.039567	0.002563	-0.001751
6	-0.066394	0.006986	0.006086
7	-0.051001	0.012114	0.005687
8	-0.007203	0.015663	0.011170
9	0.023062	0.010003	0.008724
10	0.033779	0.001474	-0.003162
Response of CEP:			
Period	PIB	PROD	CEP
1	0.024708	0.022982	0.018748
2	0.013418	-0.000552	0.002828
3	0.014288	-0.001648	-0.016521
4	0.019780	0.003042	-0.004860
5	-0.008763	0.001182	-0.000591
6	-0.030350	0.001043	-0.006778
7	-0.023702	0.007736	-0.001116
8	-0.014420	0.010182	0.006490
9	-0.008012	0.007430	0.002918
10	0.004574	0.005987	-0.001365

Ordering: PIB PROD CEP

Neles se pode ver: (1) Que a reacção da variável PIB a inovações, estímulos ou impulsos de 1 desvio padrão (dp) na produtividade começa por ser negativa e decrescente mas depois começa a subir sendo, se acumulados os efeitos anuais nos 10 anos em estudo, negativa; o efeito começa por ser positivo do ano 1 para o 2 passa depois a negativo durante três anos e depois volta a positivo se tivermos em conta o consumo de energia primária. (2) Que a reacção da variável Produtividade a inovações, estímulos ou impulsos de 1 desvio padrão (dp) na produção começa por ser positivo nos 6 primeiros anos, mas em geral decrescente, voltando a subir para valores positivos a partir do ano 8; o efeito acumulado ao fim de 10 anos é positivo; o efeito do consumo de energia (primária) na produtividade começa por ser positivo no 1º ano mas passa depois por valores negativos voltando a positivos a partir do ano 5; o saldo ao longo dos 10 anos é ligeiramente negativo. (3) Que o efeito sobre o consumo de energia de inovações ou estímulos de 1 dp no produto é bastante significativo começando positivo mas evoluindo depois para negativo, globalmente decrescente, e com um saldo

acumulado ligeiramente negativo, ao passo que o efeito sobre o consumo de energia de inovações ou estímulos de 1 dp na produtividade é quase sempre positivo, ligeiramente crescente, e com saldo positivo. Convém referir mais uma vez que também aqui a ordem de entrada das variáveis no VAR influencia os resultados encontrados.

3.8 Relações de Causalidade entre as variáveis

(1) Método clássico – Regressão e correlação múltipla:

Começamos por estimar o modelo de regressão linear de PIB sobre a Produtividade e o consumo de energia primária, resultado que se deixa no quadro seguinte. Nele se pode ver que a produtividade joga um papel importante na explicação do PIB mas que o consumo de energia não é relevante em termos estatísticos para explicar a variação do produto. Contudo, os resíduos apresentam-se autorregressivos o que pode retirar algum significado aos testes de significância individuais (testes t) e ao próprio teste global F. Estes dados confirmam também a presença de multicolinearidade com alguma importância nos dados.

Quadro 3.9 – Modelo linear geral: o PIB explicado pela produtividade e pelo consumo de energia

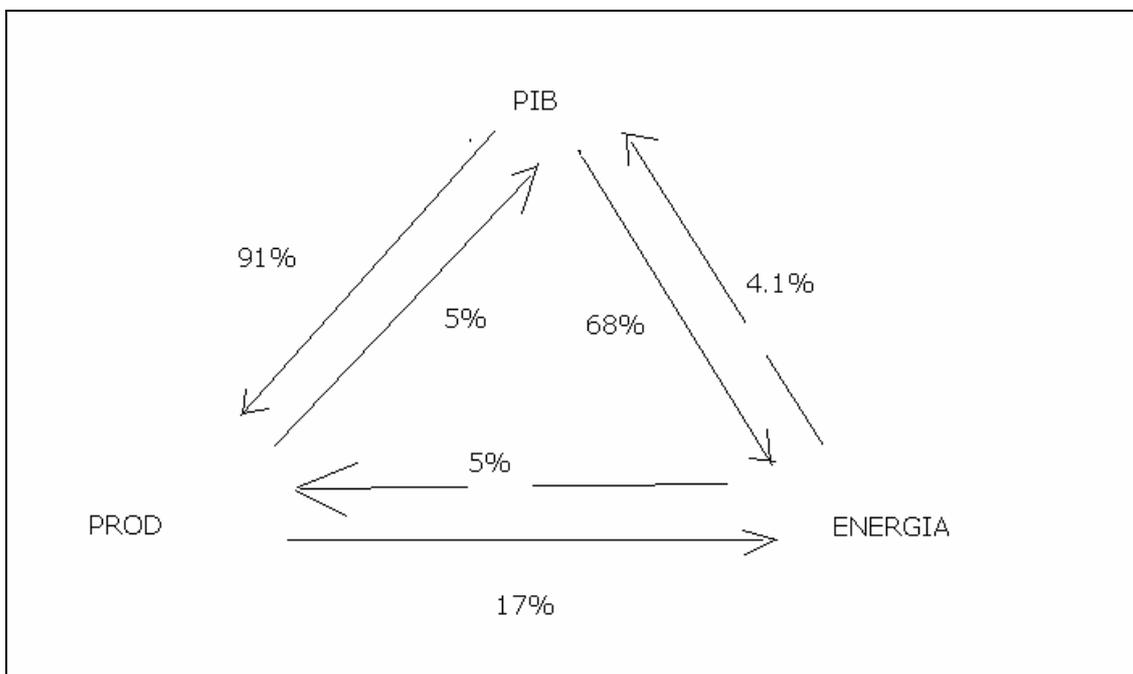
Method: Least Squares				
Date: 04/13/05 Time: 18:36				
Sample: 1985 2002				
Included observations: 18				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-10.21090	3.106830	-3.286599	0.0050
PROD	12.83935	1.338878	9.589637	0.0000
CEP	-5.832974	3.907346	-1.492822	0.1562
R-squared	0.997045	Mean dependent var	78.59667	
Adjusted R-squared	0.996651	S.D. dependent var	14.07113	
S.E. of regression	0.814334	Akaike info criterion	2.578120	
Sum squared resid	9.947098	Schwarz criterion	2.726515	
Log likelihood	-20.20308	F-statistic	2530.382	
Durbin-Watson stat	0.389607	Prob(F-statistic)	0.000000	

Talvez por isso os valores encontrados não confirmam todos os resultados acabados de enunciar e obtidos com a metodologia VAR/ECM; também o facto de as três variáveis se apresentarem com uma raiz unitária retira valia a este mesmo modelo.

Para apreciar as relações de causalidade – ou de causa-efeito – entre as três variáveis em estudo vamos usar duas metodologias: uma que parte da decomposição da variância apresentada aquando da estimação e estudo do modelo VAR e outra assente na teoria da causalidade no sentido definido por Granger (causalidade à Granger).

1º Caso – Metodologia VAR: Colhendo alguma inspiração no artigo de J-F Goux vamos fazer um grafo de causalidade onde nos vértices do triângulo se colocam as três variáveis em estudo e a ligá-los por segmentos de recta com os sentidos da causalidade e ao lado a importância que esta metodologia lhe atribui.

Figura nº 3.2 - Grafo de causalidade



Os valores constantes do quadro são retirados do quadro da decomposição da variância de Cholesky no período (ano) 10. Este grafo, se ignoramos as relações inferiores a 5% e os próprios 5% pois eles foram arredondados para cima, mostra que as relações são todas de causalidade unilateral e que elas vão no sentido PIB -> Produtividade (91%) -> Consumo de Energia Primária (17%) mas também no sentido PIB -> Consumo de Energia Primária (68%). O facto de os sentidos que eliminamos estarem na zona dos 5% leva-nos a pensar que talvez se justifique manter essas relações activas, concluindo, assim, que as relações são do tipo bilateral, conclusão que nos parece bastante realista.

2º Caso – Causalidade à Granger: O programa econométrico E-Views forneceu os seguintes dados a propósito da teoria da causalidade entre pares de variáveis (PIB, produtividade e consumo de energia primária) tomadas estas em primeiras diferenças dada o facto de as 3 séries serem I(1).

Quadro 3.10 – Teste de Causalidade à Granger

Pairwise Granger Causality Tests			
Date: 04/13/05 Time: 18:59			
Sample: 1985 2002			
Lags: 1			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
D(PROD) does not Granger Cause D(PIB)	16	0.45811	0.51038
D(PIB) does not Granger Cause D(PROD)		0.55171	0.47083
D(CEP) does not Granger Cause D(PIB)	16	0.32581	0.57787
D(PIB) does not Granger Cause D(CEP)		0.06374	0.80462
D(CEP) does not Granger Cause D(PROD)	16	0.17276	0.68445
D(PROD) does not Granger Cause D(CEP)		0.10160	0.75498

Estes resultados provam:

- (i) Que as três variáveis não estão associadas, isto é, que são independentes no sentido da causalidade grangeriana (com lag=1, o ótimo, mas também com lag=2). Este facto poderá ter que ver, mais uma vez, com o facto de as 3 variáveis em estudo serem I(1).
- (ii) Mesmo usando o mecanismo corrector de erro no sentido definido entre outros por Gary Koop (2005) quando as séries são I(1) as conclusões não sofrem qualquer alteração, pelo que a luz da teoria da causalidade grangeriana teremos que concluir que as 3 variáveis são independentes.
- (iii) Que estes resultados estão em desacordo com aquilo que é o sentimento geral, e que vai no sentido de haver ligações entre o crescimento do produto, o crescimento da produtividade e até do crescimento do consumo de energia, eventualmente de tipo bilateral como deixa antever a metodologia VAR/ECM.

4. CONCLUSÕES

A análise encetada prova que as variáveis PIB, produtividade e Consumo de Energia Primária estão altamente correlacionadas (coeficientes superiores a 98.9% em todos os casos), que elas são integradas de ordem 1 (ou I(1)) a ajuizar pelos resultados dos testes dos correlogramas das funções de autocorrelação total e parcial, Augmented Dickey-Fuller (ADF) e Phillips-Perron (PP), e, além disso, que elas são cointegradas, o que quer dizer que há relações de equilíbrio de longo prazo entre elas. Para chegar a esta conclusão usamos o teste de Johansen que confirma a existência de duas equações de cointegração ao nível de significância de 5%.

A análise VAR com Mecanismo Corrector de Erro permitiu-nos estimar os parâmetros que regulam a rede ou os laços existentes entre as três variáveis, apreciar a decomposição da variância no sentido definido por Cholesky e apreciar a forma como se transmitem as inovações ou impulsos (de amplitude 1 desvio padrão) às restantes variáveis.

As funções resposta ao impulso ou IRF, mostram os padrões de resposta de cada uma das três variáveis em estudo a inovações ou estímulos de amplitude um desvio padrão em cada uma delas e nas restantes. Neles se pode ver a importância quer da produtividade do trabalho quer do consumos de energia para a explicação do crescimento do produto, evidenciando assim a importância delas como variáveis de política económica quando se quer fazer crescer o produto; esta importância vem particularmente evidenciada no caso da produtividade, o que corrobora muito daquilo que tem sido dito sobre o carácter estratégico desta variável para fazer desencilhar o produto e o bem-estar dos portugueses neste período de crise que há alguns anos nos assola.

Por fim a análise da causalidade levada a cabo a partir da decomposição da variância de Choleski – no sentido de com ela estudar a causalidade multidimensional, como faz Goux (1996) – mostra (i) que os laços de causalidade entre as três variáveis são do tipo bilateral, comprovando assim a importância da teia existente entre o crescimento do PIB, o crescimento da Produtividade e a evolução do Consumo de Energia, o que quer dizer que elas se influenciam mutuamente.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

1. Dickey D., Fuller W. (1981), “likelihood ratio statistics for autorregressive time series with a unit root”, *Econometrica*, 49, p. 1057-1072
2. Enders, Walter (1995) “Applied Econometric Time Series”, John Wiley and Sons, Inc
3. Engle RF, Granger C W J (1987), “co-integration and error correction: representation, estimation and testing”, *Econometrica*, 55, march, p. 251-276

4. Goux, Jean-François (1996) “Le canal Étroit du Crédit en France – Éssai de vérification Macro-Économique 1970-1994“, *Revue d’Économie Politique*, 106 (4), Juillet-Août
5. Granger C W J (1988), “some recent developments in a concept of causality”, *journal of econometrics*, 39, p. 199-211
6. Hansen H, Juselius K. (1995). *Cats in rats, cointegration analysis of time series*, Estima, Evanston (Ill.), 87 p.
7. Institut for Science Information (ISI) – National Citation Report for Portugal (1981-2001)
8. Johansen S. (1988) “statistical analysis of cointegration vectors”, *Journal of Economic Dynamics and control*, 12, p. 231-254
9. Johansen S., Juselius K. (1990) “The full information maximum likelihood procedure for inference in cointegration – with application to the demand of money”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, p. 169-210
10. Johansen S., Juselius K. (1992) “Testing Structural Hypotheses in a multivariate cointegration analysis of the PPP and the UIP for UK”, *journal of econometrics*, 53, p. 211-244
11. Koop, Garry (2005). “Analysis of Economic Data”, 2^a ed., Wiley
12. Manso, J. R. Pires (1996), “Curso de Econometria”, ubi
13. Patterson, K. (2000), “An Introduction to Applied Econometrics – a Time Series Approach”, Macmillan press ltd
14. Sims, Crhistopher A. (1980) “Macroeconomics and Reality”, *Econometrica*, vol 48,nº1, p. 1-48
15. Sims, Crhistopher A. (1986) “are forecasting models usable for policy analysis?”, *quarterly Review*, FRB Minneapolis, winter, p. 1-48
16. Sims, Crhistopher A. (1992) “interpreting the macroeconomic time series facts”, *European Economic Review*, 36, p. 975-1011