



Munich Personal RePEc Archive

Explanatory factors of GDP growth Portuguese

Pereira, Vítor

Lisbon Institute of Accounting and Administration

2009

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/14531/>
MPRA Paper No. 14531, posted 08 Apr 2009 07:08 UTC

Factores explicativos do crescimento do PIB português

Vítor Manuel Morais Pereira¹

RESUMO

Tendo por objectivo compreender alguns dos factores explicativos do crescimento do PIB, no caso português, para entender a sua correlação e também o seu grau, na situação da nossa amostra, concluímos que o modelo linear geral (Manso 1998), apesar de ser bastante simples, se adequa ao nosso objectivo. Esta conclusão baseia-se nos resultados obtidos nos cálculos econométricos.

O exercício da quantificação do contributo dos vários factores para o crescimento do PIB, mostra de forma clara, que em Portugal, a produtividade é muito importante para o desenvolvimento da economia, através do aumento da competitividade a nível interno e a nível externo. Revela também que o saldo da balança comercial, continua a ter um papel muito negativo sobre a economia portuguesa, através da dependência energética e tecnológica relativamente ao exterior.

Por último, o crescimento do PIB português, continua a ser estimulado sobretudo através do crescimento do consumo público e privado, provocando um certo efeito de ilusão sobre determinados economistas, que achavam que Portugal tinha um crescimento sustentável.

ABSTRACT

Aimed at understanding some of the factors explaining the growth of GDP, in the Portuguese case, to understand the correlation and its degree, on the situation of our sample, we conclude that the general linear model (Manso 1998), despite being fairly simple, is suitable to our purpose. This conclusion is based on the results of econometric estimates. The exercise of quantifying the contribution of various factors to GDP growth, shows clearly that in Portugal, the productivity is very important for economic development through increased competitiveness internally and externally. Also shows that the balance of trade, still has a very negative role on the Portuguese economy, through the energy dependence and technology for the outdoors.

Finally, the growth of Portuguese GDP, continued to be driven mainly by the growth of private and public consumption, causing a certain effect of the illusion of certain economists, who thought that Portugal had a sustainable growth.

¹ Lisbon Institute of Accounting and Administration, Lisbon, ympereira@iscal.ipl.pt
I thank José Manso for helpful comments (Full Professor of the University of Beira Interior).

1. Introdução

A economia portuguesa, tal como a maioria das economias europeias, conheceu, no período entre 1975 e 1994, um crescimento económico sustentado a um ritmo elevado cujas causas importa conhecer por forma a identificar, entre outras coisas, medidas de política económica que ajudem a manter o mesmo. Contudo, o crescimento nem sempre foi linear, havendo: períodos de recessão, casos dos desequilíbrios estruturais existentes aquando do 1º. acordo com o FMI (1977-78) e 2º. acordo com o FMI (1983-84); e períodos de expansão, período após a adesão permanente à UE (1986).

O presente trabalho tem como objectivo compreender alguns dos factores explicativos do crescimento do PIB, no caso português, para entender a sua correlação e também o seu grau, facto que se revela de vital importância para compreender as variáveis sobre as quais se deve actuar, de maneira a otimizar esse mesmo crescimento.

A análise empírica efectuada, com vista à obtenção dos principais factores de crescimento da economia portuguesa baseia-se, na equação do modelo IS/LM em economia aberta (Mundell/Fleming). Contudo, não foi utilizada, no período entre 1975 e 1989, a taxa indexada à Euribor, dada a fixação na altura, dos limites máximos da taxa de juro, por parte do Banco de Portugal. Não foram igualmente preenchidas as várias variáveis discriminadamente, mas apenas os agregados, de maneira a não fugir muito do modelo proposto, neste caso o modelo linear geral.

Para uma maior consistência dos resultados, houve a introdução da inflação e foram aplicadas taxas de crescimento, neste caso reais. Realçou-se quais as variáveis (entre as escolhidas), que mais influenciam o crescimento do PIB, a sua magnitude e importância.

Por último, são comparadas, entre si, algumas das variáveis independentes, nomeadamente, a taxa de crescimento da produtividade deflacionada e as restantes variáveis.

O presente artigo encontra-se dividido em 7 pontos. Na introdução, apresenta-se o objectivo do estudo, bem como o objecto e estratégia de análise. No segundo ponto é feito o enquadramento teórico do modelo utilizado, são definidas as hipóteses e expostas as principais equações. No terceiro ponto, são definidas as variáveis explicativas, o período temporal utilizado e técnicas utilizadas. O quarto ponto

corresponde à análise inicial, onde são estimados os parâmetros do modelo, a matriz das variâncias-covariâncias dos estimadores B, o coeficiente de determinação normal e ajustado e a matriz das correlações. Foram igualmente realizados testes para a averiguar a significância dos diversos β_i . No quinto ponto, é estudada a possível existência de correlação entre as diversas variáveis independentes, utilizando para tal múltiplos testes. No sexto ponto, é analisada a heterocedasticidade dos erros, por forma verificar a consistência do modelo proposto. No sétimo ponto, são destacados os principais resultados obtidos.

2. O Modelo Proposto

Dadas as variáveis Y e $X_2, X_3, \dots, X_k$ onde Y é a variável dependente, endógena ou explicada (pelo modelo) e as restantes são as variáveis independentes, exógenas ou explicativas admitamos que entre as variáveis Y e $X_2, X_3, \dots, X_k$ existe a relação linear seguinte:

$$Y = \beta_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + \dots + \beta_k X_k + u \quad [2.1]$$

ou acrescentando o índice i

$$Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_{2i} + \beta_3 X_{3i} + \dots + \beta_k X_{ki} + u_i \quad i = 1, 2, \dots, n \quad [2.1']$$

Onde u ou u_i é uma variável ou perturbação aleatória ($i = 1, 2, \dots, n$).

Os coeficientes β_i ($i = 1, 2, \dots, n$), também são chamados coeficientes de regressão, e os parâmetros da distribuição da variável ou perturbação aleatória u_i são desconhecidos.

Usando notação matricial aquele modelo pode escrever-se

$$Y = XB + U \quad [2.2]$$

onde

$$Y = \begin{bmatrix} Y_1 \\ Y_2 \\ \dots \\ Y_n \end{bmatrix} \quad X = \begin{bmatrix} 1 & X_{21} & \dots & X_{k1} \\ 1 & X_{22} & \dots & X_{k2} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ 1 & X_{2n} & \dots & X_{kn} \end{bmatrix} \quad B = \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \dots \\ \beta_k \end{bmatrix} \quad U = \begin{bmatrix} u_1 \\ u_2 \\ \dots \\ u_n \end{bmatrix} \quad [2.3]$$

A coluna de n valores iguais a 1 que a matriz X apresenta deve-se ao facto de o modelo apresentar um termo independente β_1 o que se consegue dando aos sucessivos valores de X_1 o valor 1.

Chama-se a atenção para o facto de os índices da matriz X se apresentarem em ordem diferente da convencional já que ao contrário dessa convenção o primeiro índice indica a coluna e o segundo indica a linha.

As hipóteses do modelo são:

$$1. E(U) = 0 \quad [2.4]$$

$$2. E(UU') = \sigma^2 I_n \quad [2.5]$$

3. X é uma matriz de números fixos

4. X tem característica $k < n$.

A primeira equação diz que as variáveis u_i têm valor médio nulo seja qual for o valor de i , ou seja, que

$$E[u_i] = 0 \quad \forall i. \quad [2.6]$$

Como a matriz UU' é uma matriz simétrica de ordem n e o valor esperado se aplica a todos os elementos da matriz pode escrever-se

$$E[UU'] = \begin{bmatrix} E[u_1^2] & E[u_1 u_2] & \dots & E[u_1 u_n] \\ E[u_2 u_1] & E[u_2^2] & \dots & E[u_2 u_n] \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ E[u_n u_1] & E[u_n u_2] & \dots & E[u_n^2] \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sigma^2 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \sigma^2 & \dots & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & \dots & \sigma^2 \end{bmatrix} \quad [2.7]$$

donde $E[u_i^2] = \sigma^2, \forall i$. A esta propriedade, segundo a qual os u_i têm todos a mesma variância, dá-se o nome de homocedasticidade (para todo o i). Da matriz anterior vê-se ainda que

$$E[u_i u_j] = 0 \quad \forall i \neq j \quad [2.8]$$

o que significa que os u_i não estão correlacionados dois a dois.

A última condição pretende garantir que não existe dependência linear entre quaisquer variáveis independentes X_i . Tal facto permite concluir que a característica da matriz $X'X$ vem iguala k , resultado que é fundamental para o processo de estimação.

3. Dados

Utilizaremos dados anuais, aplicados ao período 1975-94, em que o ano de 1995 será incluído apenas para a calcular a taxa de crescimento para o ano de 1994.

Serão usadas as seguintes variáveis: Y = taxa de crescimento do PIB a preços constantes do ano de 1995 ; X_2 = taxa de crescimento da produtividade deflacionada; X_3 = taxa de crescimento real do IDE; X_4 = taxa de crescimento da taxa de juro real; X_5 = taxa de crescimento do consumo privado deflacionada; X_6 = taxa de crescimento real do consumo público; X_7 = taxa de crescimento do saldo da balança comercial.

Para deflacionar os valores foi utilizada a taxa de inflação (IPC), a partir da técnica do deflactor, tendo como base o ano de 1995.

As taxas de crescimento foram calculadas, a partir da seguinte fórmula,

$$G(X) = \frac{X_{t+1} - X_t}{X_t} \quad [3.1]$$

em que $G(X)$ é a taxa de crescimento da variável X , X_{t+1} é o valor de X para o ano $t+1$ e X_t é o valor de X para o ano t .

4. Análise Inicial

Em primeiro lugar, para estimar os coeficientes das diversas variáveis e o coeficiente de determinação, utilizamos o “Estimation Output”(Quadro 1 – Anexo), em segundo elaboramos testes de significância a partir da matriz das variâncias-covariâncias (Quadro 2 – Anexo)

4.1 Estimação dos parâmetros do modelo : Método Ordinário dos Mínimos Quadrados (OLS)

Com o fim de determinar os coeficientes dos estimadores foi utilizado o método ordinário dos mínimos quadrados que se baseia na seguinte fórmula Manso (1998):

$$B = (X'X)^{-1} X'Y \quad [4.1]$$

que resulta da minimização da soma dos quadrados dos resíduos ou desvios , ou seja,

$$\min \sum_{i=1}^n e_i^2 = e'e \quad [4.2]$$

através do qual se pode deduzir a seguinte expressão para o somatório

$$\begin{aligned} e'e &= (Y - XB)'(XB) = Y'Y - Y'XB - BX'Y + B'X'XB = \\ &= Y'Y - 2B'X'Y + B'X'XB \end{aligned} \quad [4.3]$$

Vamos derivar $e'e$ em ordem a B

$$\delta e'e / \delta B = -2X'Y + 2X'XB$$

Igualando a zero a derivada vem

$$-2X'Y + 2X'XB = 0$$

ou

$$X'XB = X'Y \quad [4.4]$$

Como o objectivo é chegar ao valor para B , multiplicamos os termos da equação por

$$(X'X)^{-1}$$

$$(X'X)^{-1}(X'X)B = (X'X)^{-1}X'Y$$

e como

$$(X'X)^{-1}(X'X) = I$$

e

$$IB = B$$

vem

$$B = (X'X)^{-1}X'Y \quad [4.5]$$

Para um maior entendimento aqui ficam as matrizes que compõem a fórmula anterior

$$X'X = \begin{bmatrix} n & \sum X_{2i} & \sum X_{3i} & \dots & \sum X_{ki} \\ \sum X_{2i} & \sum X_{2i}^2 & \sum X_{2i}X_{3i} & \dots & \sum X_{2i}X_{ki} \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ \sum X_{ki} & \sum X_{2i}X_{ki} & \dots & \sum X_{3i}X_{ki} & \sum X_{ki}^2 \end{bmatrix}$$

$$X'Y = \begin{bmatrix} \sum Y_i \\ \sum X_{2i}Y_i \\ \sum X_{3i}Y_i \\ \dots \\ \sum X_{ki}Y_i \end{bmatrix}$$

Aplicando as fórmulas aos dados vêm os seguintes valores para a matriz B

$$B = (X'X)^{-1} X'Y = \begin{bmatrix} 0,318643 \\ 0,659333 \\ 0,015170 \\ -0,000907 \\ 0,129750 \\ 0,134247 \\ -0,011821 \end{bmatrix}$$

Assim o modelo estimado vem:

$$\hat{Y} = 0,318643 + 0,659333X_2 + 0,015170X_3 - 0,000907X_4 + 0,129750X_5 + 0,134247X_6 - 0,011821X_7$$

$$\hat{c} = 0,318643 = E[\hat{Y} / (X_2=X_3=X_4=X_5=X_6=X_7)],$$

Interp: corresponde à taxa de crescimento do PIB real, quando as variáveis explicativas são nulas.

$$\beta_2 = 0,659333,$$

Interp: corresponde à variação percentual do PIB quando a produtividade aumenta um ponto percentual.

$$\beta_3 = 0,015170,$$

Interp: Se aumentarmos um ponto percentual a taxa de crescimento do IDE, o PIB cresce 0,015170 pontos percentuais.

$$\beta_4 = -0,000907,$$

Interp: Se a variação da taxa juro aumentar um ponto percentual, a taxa de crescimento do PIB decresce 0,000907 pontos percentuais.

$$\beta_5 = 0,129750$$

Interp: corresponde à variação percentual do PIB resultante de um aumento unitário da taxa de variação do consumo privado.

$$\beta_6 = 0,134247$$

Interp: traduz a variação percentual do PIB resultante de um incremento de um ponto percentual da taxa de variação do consumo público.

$$\beta_7 = -0,011821$$

Interp: Se a taxa de variação da balança comercial aumentar um ponto percentual, o crescimento do PIB diminuirá 0,011821 pontos percentuais.

4.2 Matriz das variâncias-covariâncias dos estimadores B

Para calcular as variâncias de cada um dos elementos que integram o vector B partimos da expressão [4.5] dos mínimos quadrados B:

$$B = (X'X)^{-1}X'Y$$

expressão que, atendendo a [2.2], ou seja $Y = XB + U$, se transforma em

$$B = (X'X)^{-1}X'(XB + U) \quad [4.6]$$

sai que a variância do vector B se pode escrever como

$$\begin{aligned}\text{var}(B) &= E[(X'X)^{-1}X'UU'X(X'X)^{-1}] \\ &= [(X'X)^{-1}X'E[UU']X(X'X)^{-1}]\end{aligned}\quad [4.7]$$

Desta forma pela hipótese 2 da igualdade das variância dos u_i , ou ainda da hipótese de homocedasticidade, segundo a qual $E(UU') = \sigma^2 I_n$ vem

$$\begin{aligned}\Omega_B = \text{var}(B) &= (X'X)^{-1}X'E[UU']X(X'X)^{-1} \\ &= (X'X)^{-1}X'\sigma^2 I_n X(X'X)^{-1} = (X'X)^{-1}X'X(X'X)^{-1}\sigma^2 \\ &= (X'X)^{-1}\sigma^2\end{aligned}\quad [4.8]$$

Daqui se conclui que o valor da variância de β_i é o i -ésimo elemento da diagonal principal da matriz

$$(X'X)^{-1}\sigma^2$$

e que os restantes elementos da matriz são as covariâncias de cada dois estimadores, ou seja,

$$\text{cov}(\beta_i, \beta_j) \quad (i \neq j = 1, 2, \dots, k)$$

em que

$$\sigma^2 = e'e / n-k \quad [4.9]$$

$$e'e = Y'Y - B'X'Y \quad [4.10]$$

$$Y'Y = \sum Y_i^2 \quad [4.11]$$

A partir do Quadro 2 – Anexo vêm os respectivos desvios padrões dos estimadores, para os sete parâmetros:

$$\sigma_{\beta_1} = \sqrt{0,139408} = 0,373374$$

$$\sigma_{\beta 2} = \sqrt{0,014909} = 0,122104$$

$$\sigma_{\beta 3} = \sqrt{0,000069} = 0,008323$$

$$\sigma_{\beta 4} = \sqrt{0,000004} = 0,002007$$

$$\sigma_{\beta 5} = \sqrt{0,022042} = 0,148466$$

$$\sigma_{\beta 6} = \sqrt{0,006665} = 0,081639$$

$$\sigma_{\beta 7} = \sqrt{0,000216} = 0,014682$$

4.3 Coeficiente de Determinação Múltipla

Para estudarmos o grau de aderência do modelo estimado aos dados, vamos utilizar o coeficiente de determinação múltipla habitualmente representado por $R^2_{1.23...K}$ ou R^2 , a fórmula para o seu cálculo é a seguinte:

$$R^2_{1.23...K} = \frac{B' X' Y - n \bar{Y}^2}{Y' Y - n \bar{Y}^2} \quad [4.12]$$

Este coeficiente mede a proporção da variação da variável dependente Y “explicada” pela variação das k-1 variáveis independentes. Por esse motivo o seu valor situa-se no intervalo [0 1] ou [0 100]% sendo nula se o poder explicativo do modelo for zero e +1 ou 100% se ele for total.

Para os valores do nosso estudo vem

$$R^2_{1.23...K} = \frac{B' X' Y - n \bar{Y}^2}{Y' Y - n \bar{Y}^2} = 0.943107$$

Desta forma o modelo estimado tem uma boa aderência aos dados empíricos.

4.4 Testes de Significância

Para testar a significância de qualquer um dos coeficientes ($H_0: \beta_i=0$ contra $H_1: \beta_i \neq 0$ com $i=1,2,\dots,k$), utilizamos a seguinte expressão do t

$$t = ((\beta_i - \beta_i) / \sigma) \cap t_{n-k} \quad [4.13]$$

Já para o cálculo da significância global dos β_i (isto é, $H_0: R^2=0$ contra $R^2 \neq 0$) foi usada a seguinte estatística

$$F = \frac{\frac{R^2}{k-1}}{\frac{1-R^2}{n-k}} \quad [4.14]$$

que tem distribuição F com $k-1$ e $n-k$ graus de liberdade.

A partir do Quadro 1- Anexo, chegou-se aos seguintes valores para o t_{obs} e α mínimo p/ rejeitar H_0 .

Para β_1 ($H_0: \beta_1=0$ contra $H_1: \beta_1 \neq 0$):

$$t_{obs} = 0,853415$$

$$(\alpha \text{ mínimo p/ rejeitar } H_0) = 0,4089$$

Interp: Como a prob. $> 0,05$ não rejeitamos H_0 , o que significa que o β_1 é não significativo em termos estatísticos.

Para β_2 ($H_0: \beta_2=0$ contra $H_1: \beta_2 \neq 0$):

$$t_{obs} = 5.399764$$

$$(\alpha \text{ mínimo p/ rejeitar } H_0) = 0.0001$$

Interp: Como a prob. $< 0,05$ rejeitamos H_0 , o que significa que o β_2 é significativo em termos estatísticos.

Para β_3 ($H_0: \beta_3=0$ contra $H_1: \beta_3 \neq 0$):

$$t_{\text{obs}} = 1.822697$$

$$(\alpha \text{ mínimo p/ rejeitar } H_0) = 0.0914$$

Para β_4 ($H_0: \beta_4=0$ contra $H_1: \beta_4 \neq 0$):

$$t_{\text{obs}} = -0.451583$$

$$(\alpha \text{ mínimo p/ rejeitar } H_0) = 0.6590$$

Para β_5 ($H_0: \beta_5=0$ contra $H_1: \beta_5 \neq 0$):

$$t_{\text{obs}} = 0.873940$$

$$(\alpha \text{ mínimo p/ rejeitar } H_0) = 0.3980$$

Para β_6 ($H_0: \beta_6=0$ contra $H_1: \beta_6 \neq 0$):

$$t_{\text{obs}} = 1.644341$$

$$(\alpha \text{ mínimo p/ rejeitar } H_0) = 0.1241$$

Para β_7 ($H_0: \beta_7=0$ contra $H_1: \beta_7 \neq 0$):

$$t_{\text{obs}} = -0.805091$$

$$(\alpha \text{ mínimo p/ rejeitar } H_0) = 0.4352$$

Interp. $(\beta_3, \beta_4, \beta_5, \beta_6, \beta_7)$: Como a prob. em cada um dos parâmetros é $> 0,05$, não se rejeita H_0 , o que significa que o β_i , com $i = 3, 4, 5, 6$ e 7 , não é significativo em termos estatísticos.

Os valores obtidos para o teste de significância global ($H_0: R^2=0$ contra $H_1: R^2 \neq 0$) foram:

$$F_{\text{obs}} = 35.91636$$

$(\alpha \text{ mínimo p/ rejeitar } H_0) = 0,0000$

Interp: Como a $\text{Prob}(F) < 0,05$, rejeita-se a hipótese de $R^2 = 0$, o que significa que regressão global é significativa em termos estatísticos.

4.5 Coeficiente de Determinação Ajustado

Para determinar o coeficiente de determinação ajustado utilizamos a expressão seguinte Manso (1998):

$$\bar{R}^2 = 1 - (1 - R^2) \frac{n-1}{n-k} \quad [4.15]$$

onde n é o número de observações, k é o número de variáveis explicativas incluindo $X_1=1$ e R^2 é o coeficiente de determinação normal ou não ajustado.

Com $n = 19$, $k = 7$ e $R^2 = 0.943107$ vem:

$$\bar{R}^2 = 1 - (1 - 0.943107) \times \frac{20-1}{20-7} = 0,916848$$

O valor deste coeficiente é inferior ao valor do coeficiente de determinação normal, como era de esperar.

4.6 Matriz das Correlações

Sendo r_{ij} o coeficiente de correlação entre a variável X_i e a variável X_j ($i,j=1,2,\dots,k$) onde $X_1=Y$ e juntando numa matriz todos os coeficientes de correlação vem a matriz das correlações R

$$R = \begin{bmatrix} r_{11} & r_{12} & \dots & r_{1k} \\ r_{21} & r_{22} & \dots & r_{2k} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ r_{k1} & r_{k2} & \dots & r_{kk} \end{bmatrix} \quad [4.16]$$

Na linha 1 e na coluna j encontram-se os coeficientes de correlação entre a variável Y e cada uma das variáveis X_i ($i=2,3,\dots,k$); com $r_{ij}=r_{ji}$ e $r_{ii}=1$ ($i,j=1,2,\dots,k$). Aplicando estas características vem:

$$R = \begin{bmatrix} 1 & r_{12} & \dots & r_{1k} \\ r_{21} & 1 & \dots & r_{2k} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ r_{k1} & r_{k2} & \dots & 1 \end{bmatrix} \quad [4.16']$$

Cada coeficiente de correlação pode estimar-se recorrendo à seguinte expressão

$$r_{ij} = \frac{s_{ij}}{s_i s_j} \quad [4.17]$$

onde em numerador se indica a covariância entre a variável X_i e X_j e em denominador se indicam os desvios padrões das mesmas variáveis.

Esta expressão, atendendo às formulas da covariância e das variâncias, pode ainda escrever-se como

$$r_{ij} = \frac{\sum x_i x_j}{\sqrt{\sum x_i^2 \sum x_j^2}} \quad [4.18]$$

com as variáveis X_i e X_j expressas em valores centrados.

5. Multicolinearidade

Com o fim de detectar o fenómeno da multicolinearidade, primeiro realizámos o teste Clássico (Quadro 1 – Anexo), segundo elaboramos o teste dos coeficientes de correlação entre pares de variáveis explicativas e o teste dos Coeficientes de Correlação Parciais (Quadro 3 – Anexo), em terceiro lugar realizamos o teste das Regressões Subsidiárias ou Auxiliares e o teste do Factor de Inflação da Variância (Quadros 4 – Anexo).

5.1 Teste Clássico

Este teste consiste em calcular o coeficiente de determinação R^2 e os valores dos rácios t relativos a cada um dos parâmetros.

É sintoma de presença de multicolinearidade o facto de R^2 ser elevado e poucos testes serem significativos.

Para o modelo apresentado dos factores explicativos do crescimento do PIB vem:

$$R^2 = 0.943107$$

Parâmetros	Resultado do teste de significância
β_1	não significativo
β_2	significativo
β_3	não significativo
β_4	não significativo
β_5	não significativo
β_6	não significativo
β_7	não significativo

Interp.: Verifica-se que o R^2 é elevado e poucos testes t são significativos. Existe portanto o sintoma de presença de multicolinearidade.

5.2 Teste dos coeficientes de correlação entre pares de variáveis explicativas

Este teste consiste em calcular todos os coeficientes de correlação entre cada uma das variáveis explicativas e verificar os seus valores. A suspeita da existência do fenómeno fica confirmada se os coeficientes de correlação entre cada uma das variáveis explicativas forem bastante elevados.

Em princípio considera-se a existência de colinearidade quando existe um $r_{ij} > 0,90$.

No nosso caso não se verifica em nenhum par de variáveis esta circunstância, apenas na relação entre: a taxa de crescimento da produtividade deflacionada (X_2) e a taxa de crescimento do consumo privado deflacionada (X_5), com o valor de $r_{25} = 0,7745$; taxa de crescimento do consumo privado deflacionada (X_5) e a taxa de crescimento real do consumo público (X_6), com o valor de $r_{56} = 0,7562$, existem certos indícios de colinearidade entre as respectivas variáveis explicativas.

5.3 Teste dos Coeficientes de Correlação Parciais

Este teste estatístico pode fazer-se usando a estatística do qui-quadrado com $k(k-1)/3$ graus de liberdade. A hipótese nula define-se como $H_0: R_{11} = 0$ ('não existência de multicolinearidade entre as variáveis explicativas') definindo-se a H_1 como a alternativa desta. A expressão do qui-quadrado é a seguinte:

$$\chi^2 = -[n-1-\frac{1}{6}(2k+5)] \log(1-R_{11}) \quad [5.1]$$

onde R_{11} é o co-factor do elemento r_{11} da matriz das correlações R .

Para o modelo em causa vem:

$H_0: R_{11} = 0$ ('não existência de multicolinearidade entre as variáveis explicativas')

$H_1: R_{11} \neq 0$ ('existência de multicolinearidade entre as variáveis explicativas')

$$R_{11} = (-1)^{1+1} \cdot \begin{vmatrix} 1 & 0,147337 & -0,01058 & 0,7745 & 0,671933 & -0,34027 \\ 0,147337 & 1 & 0,169722 & 0,47732 & 0,364575 & -0,3494 \\ -0,01058 & 0,169722 & 1 & -0,02159 & -0,05508 & -0,07075 \\ 0,7745 & 0,47732 & -0,02159 & 1 & 0,756229 & -0,57709 \\ 0,671933 & 0,364575 & -0,05508 & 0,756229 & 1 & -0,37317 \\ -0,34027 & -0,3494 & -0,07075 & -0,57709 & -0,37317 & 1 \end{vmatrix}$$

$$= 0,062129$$

$$\chi^2_{\text{obs}} = -[20-1-\frac{1}{6}(2*20+5)] \log(1-0,062129) = 0,320354267 \notin R_c$$

$$\chi^2_{\text{critico}} = \chi^2_{k(k-1)/3} = \chi^2_{7(7-1)/3} = \chi^2_{14;0,01} = 29,141$$

$$R_c =] 29,141 \quad +\infty [$$

Interp.: Não se rejeita H_0 , e portanto verifica-se a não existência de multicolinearidade entre as variáveis explicativas.

5.4 Teste das Regressões Subsidiárias ou Auxiliares

As hipóteses deste teste são:

H_0 : Não há multicolinearidade entre as variáveis as variáveis explicativas

H_1 : Há multicolinearidade entre as variáveis explicativas

1º. Começa por se calcular as regressões subsidiárias ou auxiliares regredindo cada uma das variáveis independentes em relação às restantes e por obter os respectivos coeficientes de determinação (R_i^2)

2º. Testar a significância dos R_i^2 tendo em atenção a estatística F seguinte

$$F = \frac{\frac{R_i^2}{k-1}}{\frac{1-R_i^2}{n-k}} \cap F_{k-1,n-k} \quad [5.2]$$

onde $i (=1,2,...,k)$ indica a variável explicativa, k é número destas variáveis (incluindo $Y = X_1$) e R_i é o coeficiente de correlação entre a variável X_i e as restantes $k-2$ variáveis explicativas ou independentes.

1º. Passo

Regressões Subsidiárias (Quadros 4 – Anexo)

2º. Passo

H_0 : Não há multicolinearidade entre as variáveis explicativas

H_1 : Há multicolinearidade entre as variáveis explicativas

$F_{6;13;0,01} = 4,82$ com $k = 7$, $n = 20$ e α (nível de significância = 0,01)

$R_c =] 4,82 \quad +\infty [$

Para X_2 :

$$R_2^2 = 0.695312$$

$$F_{\text{obs}} = \frac{\frac{0,695312}{7-1}}{\frac{1-0,695312}{20-7}} = 4,944432775 \in R_c$$

Interp.: Rejeita-se a hipótese nula, logo R_2^2 é significativo em termos estatísticos. Logo há indícios de multicolinearidade.

Para X_3 :

$$R_3^2 = 0.393583$$

$$F_{\text{obs}} = \frac{\frac{0,393583}{7-1}}{\frac{1-0,393583}{20-7}} = 1,406232290 \notin R_c$$

Interp.: Não se rejeita H_0 , logo R^2_3 não é significativo em termos estatísticos. Portanto não há indícios de multicolinearidade.

Para X_4 :

$$R^2_4 = 0.068706$$

$$F_{obs} = \frac{\frac{0,068706}{7-1}}{\frac{1-0,068706}{20-7}} = 0,159845333 \notin R_c$$

Interp.: Não se rejeita H_0 , logo R^2_4 não é significativo em termos estatísticos. Não existem indícios de multicolinearidade

Para X_5 :

$$R^2_5 = 0.821015$$

$$F_{obs} = \frac{\frac{0,821015}{7-1}}{\frac{1-0,821015}{20-7}} = 9,938630798 \in R_c$$

Interp.: Rejeita-se H_0 , logo R^2_5 é significativo em termos estatísticos. Existem portanto indícios de multicolinearidade.

Para X_6 :

$$R^2_6 = 0.599851$$

$$F_{obs} = \frac{\frac{0,599851}{7-1}}{\frac{1-0,599851}{20-7}} = 3,247983043 \notin R_c$$

Interp.: Não se rejeita H_0 , logo R_6^2 não é significativo em termos estatísticos. Não existem indícios de multicolinearidade.

Para X_7 :

$$R_7^2 = 0.372033$$

$$F_{obs} = \frac{\frac{0,372033}{7-1}}{\frac{1-0,372033}{20-7}} = 1,283620795 \notin R_c$$

Interp.: Não se rejeita H_0 , logo R_7^2 não é significativo em termos estatísticos. Há sinais de multicolinearidade.

Variáveis	Sintomas de multicolinearidade
X_2	sim
X_3	não
X_4	não
X_5	sim
X_6	não
X_7	sim

5.5 Teste do Factor de Inflação da Variância (VIF)

Para este teste será usada a seguinte fórmula Manso (1998):

$$VIF_j = \frac{1}{1 - R_j^2}$$

onde VIF, corresponde ao factor de inflação da variância do estimador de β_j ($j=1,2,\dots,k$).

Nesta situação, quanto maior for o valor do factor de inflação da variância maior é a hipótese de se estar perante o fenómeno da colinearidade ou multicolinearidade.

Considera-se que o fenómeno da multicolinearidade é preocupante se $VIF_j > 10$ (o que é equivalente a $R_j^2 > 90\%$).

Para a variável X_2 :

$$R_2^2 = 0.695312$$

$$VIF_2 = \frac{1}{1 - 0.695312} = 3.282045896$$

Interp: neste caso o fenómeno da colinearidade não é preocupante.

Para a variável X_3 :

$$R_3^2 = 0.393583$$

$$VIF_3 = \frac{1}{1 - 0.393583} = 1.649030288$$

Interp: nesta situação o fenómeno da colinearidade não é preocupante.

Para a variável X_4 :

$$R_4^2 = 0.068706$$

$$VIF_4 = \frac{1}{1 - 0.068706} = 1.073774769$$

Interp: neste caso o fenómeno da colinearidade não é preocupante.

Para a variável X_5 :

$$R_5^2 = 0.821015$$

$$VIF_5 = \frac{1}{1 - 0,821015} = 5,587060368$$

Interp: neste situação o fenómeno da colinearidade não é preocupante.

Para a variável X_6 :

$$R_6^2 = 0.599851$$

$$VIF_6 = \frac{1}{1 - 0,599851} = 2,499069097$$

Interp: neste caso o fenómeno da colinearidade não é preocupante.

Para a variável X_7 :

$$R_7^2 = 0.372033$$

$$VIF_7 = \frac{1}{1 - 0,372033} = 1,592440367$$

Interp: neste contexto o fenómeno da colinearidade não é preocupante.

Variáveis	Sintomas de colinearidade de X_j e os restantes X_i
X_2	não
X_3	não
X_4	não
X_5	não
X_6	não
X_7	não

6. Heterocedasticidade dos Erros

Para estudar o fenómeno da heterocedasticidade dos erros, foi escolhido um dos testes mais utilizados dentro do contexto, o Teste Geral de White (Quadro 5 – Anexo) e o teste de Park que neste caso, dada a existência de várias variáveis explicativas exigiu o cálculo da regressão de $\ln e_t^2$ sobre $\ln \hat{Y}_t$ (Quadros 6 e 7 – Anexo).

6.1 Teste Geral de White

Os passos deste método são os seguintes Manso (1998) :

- 1º Calculam-se os estimadores dos mínimos quadrados (OLS) com a regressão tal qual é definida inicialmente;
- 2º Calculam-se os desvios ou resíduos, e_t , para todo o t ;
- 3º Elevam-se os resíduos e os valores das variáveis explicativas ao quadrado;
- 4º Multiplicam-se os valores das variáveis explicativas de forma a encontrar todos os produtos cruzados entre estas;
- 5º Calcula-se a regressão do quadrado dos resíduos sobre as variáveis explicativas, os quadrados destas e os seus produtos;
- 6º Calcula-se o valor do coeficiente de determinação da nova regressão e o valor da estatística seguinte

$$\chi^2 = nR^2 \quad [6.1]$$

estatística que tem distribuição do Qui-quadrado com k graus de liberdade, onde k é o número de parâmetros da última regressão efectuada;

- 7º Compara-se o valor do Qui-quadrado obtido com o valor crítico para um nível de significância α concluindo-se:

. Pela rejeição de H_0 (não há heterocedasticidade entre as perturbações aleatórias ou erros) se o valor observado for superior ao valor crítico; nestas condições diz-se que há heterocedasticidade;

. Pela admissão da hipótese H_0 no caso oposto; nestas condições conclui-se que os erros são homocedásticos.

Usando o método ordinário dos mínimos quadrados para encontrar a regressão de Y sobre X e Z obtém-se o seguinte modelo estimado

$$\hat{Y} = 0,318643 + 0,659333X_2 + 0,015170X_3 - 0,000907X_4 + 0,129750X_5 + 0,134247X_6 - 0,011821X_7$$

$$R^2 = 0.943107$$

β_i	σ_{β_i}	t_{obs}
β_1	0.373374	0.853415
β_2	0.122104	5.399764
β_3	0.008323	1.822697
β_4	0.002008	-0.451583
β_5	0.148466	0.873940
β_6	0.081642	1.644341
β_7	0.014682	-0.805091

O passo seguinte consiste em estimar os valores observados e os estimados da variável Y, os seus quadrados, os quadrados dos valores de X e de Z e o produto de X por Z. Feitas estas operações calcula-se a regressão referida no 5º. passo do método, operação que conduz ao modelo estimado seguinte

$$\hat{\epsilon}_i^2 = 0,960082 - 0,223736X_2 + 0,010453X_2^2 - 0,000777X_3 - 0,000077X_3^2 + 0,020195X_4 + 0,000029X_4^2 + 0,169761X_5 - 0,020418X_5^2 + 0,190998X_6 - 0,006511X_6^2 - 0,010413X_7 - 0,000097X_7^2$$

$$(R^2 = 0.574639)$$

β_i	σ_{β_i}	t_{obs}
β_1	0.477770	2.009506
β_2	0.182879	-1.223414
β_3	0.021043	0.496741
β_4	0.014014	-0.055463
β_5	0.000203	-0.383137
β_6	0.016650	1.212960
β_7	2.79E-05	1.054901

β_8	0.138494	1.225766
β_9	0.023276	-0.877225
β_{10}	0.171735	1.112166
β_{11}	0.013150	-0.495112
β_{12}	0.027202	-0.382797
β_{13}	0.000515	-0.189847

H_0 : não existe heterocedasticidade

H_1 : existe heterocedasticidade

O valor que a variável Qui-quadrado toma vem

$$\chi^2_{\text{obs}} = nR^2 = 20 \times 0.574639 = 11,49278$$

$$\chi^2_{\text{critico}} = \chi_{13;0,05} = 22,362$$

Interp.: Como o primeiro valor é inferior, não se rejeita H_0 . Desta forma a heterocedasticidade entre as perturbações não está presente.

6.2 Teste de Park

Este método segue os seguintes passos:

1º Cálculo da regressão habitual, isto é, recorrendo ao método ordinário dos mínimos quadrados ou OLS.

2º Cálculo dos resíduos e_t , dos seus quadrados, e dos seus logaritmos neperianos.

3º Cálculo da regressão $\ln e_t^2 = a + b \ln X_t + v_t$, onde X_t é uma das variáveis explicativas do modelo original interligada com a variância dos u_i ; se há mais do que uma variável explicativa calcular a regressão de $\ln e_t^2$ sobre $\ln X_t$, e repetir esta operação até se esgotarem as variáveis X_t . Um processo alternativo ao descrito é calcular a regressão de $\ln e_t^2$ sobre $\ln Y_t$.

4º Testar a hipótese $b=0$ que equivale a testar a hipótese nula (H_0 : não existe heterocedasticidade contra a sua oposta).

5º No caso de não se rejeitar a hipótese nula então o antilogaritmo da estimativa da estimativa de a é interpretada como o valor comum ou homocedástico da variância σ^2 . A rejeição da hipótese é sinónimo de que o fenómeno da heterocedasticidade entre os erros está presente.

Aplicação do teste ao nosso modelo:

1º Passo

Como nesta situação temos mais do que uma variável explicativa vamos começar por calcular a regressão indicada aplicado o método ordinário dos mínimos quadrados. Feito isso obtém-se

$$\hat{Y} = 0,318643 + 0,659333X_2 + 0,015170X_3 - 0,000907X_4 + 0,129750X_5 + 0,134247X_6 - 0,011821X_7$$

$$R^2 = 0.943107$$

2º. Passo

O cálculo dos resíduos e_t , dos seus quadrados e dos seus logaritmos neperianos encontra-se no Quadro 6 - Anexo

3º. Passo

O calculo da regressão encontra-se no Quadro 7 – Anexo, e vem:

$$(\ln \hat{e}^2) = -1,028149 - 0,088445Y \quad R^2 = 0.003255$$

4º Passo

H_0 : Não existe heterocedasticidade entre os erros

H_1 : Existe heterocedasticidade entre os erros

$$t_{\text{obs}} = -0.242437$$

$t_{\text{critico}} = 2,101$ com 18 graus de liberdade e 5% de nível de significância

$|t_{\text{obs}}| < t_{\text{critico}}$, logo não se rejeita H_0 .

5º Passo

Como não se rejeita H_0 , então o antilogaritmo neperiano da estimativa de a é interpretada como o valor comum ou homocedástico da variância σ^2 , ou seja, 0,357668392.

7. Conclusões

A produtividade constitui no modelo em causa, o factor explicativo do crescimento do PIB com maior intensidade, ao mesmo tempo influencia positivamente o crescimento do consumo público e privado.

O IDE apesar de influenciar positivamente o crescimento do PIB, não apresenta uma elevada correlação, afecta igualmente a variação do consumo.

A variação da taxa de juro real é função negativa da taxa de crescimento do PIB assim como das restantes variáveis explicativas, excepto o caso da taxa de crescimento real do IDE, em que a relação é positiva.

O crescimento do consumo privado influencia positivamente o PIB. Revela uma substancial correlação com a produtividade e o consumo público.

O consumo público, anda muito próximo com que acontece com o consumo privado, daí seu bom nível de correlação, como era de esperar influencia positivamente o crescimento do PIB.

A situação da balança comercial traduz bem o contexto internacional que a economia portuguesa passou com os choques do petróleo na década de 70, que por um lado aumentaram os custos das importações e por outro diminuíram a competitividade. Desta forma, não é de estranhar a influencia negativa que causa sobre o crescimento do PIB.

Com efeito, das variáveis consideradas, os respectivos coeficientes apresentam sempre o sinal esperado e são não significativos ao nível de 5%. Excepção para a taxa de crescimento da produtividade deflacionada que se revelou significativa.

No que diz respeito aos testes para averiguar o fenómeno da multicolinearidade, estes acabaram por se revelar inconclusivos. Enquanto que o teste Clássico aponta para a existência de multicolinearidade; o teste dos coeficientes de correlação entre pares de variáveis explicativas, o teste dos Coeficientes de Correlação Parciais e o teste do Factor de Inflação da Variância, negam a situação de multicolinearidade; por sua vez do teste das Regressões Subsidiárias ou Auxiliares, não se retira nenhuma conclusão.

Os testes para detectar a heterocedasticidade foram mais eficientes, tanto o teste Geral de White como o teste de Park, apresentaram a mesma conclusão, ou seja, a da não existência de heterocedasticidade dos erros. Esta situação vem confirmar um pouco o que é dito a nível teórico, que o fenómeno da heterocedasticidade aparece sobretudo

associado a informação do tipo seccional, pois neste caso foram utilizados dados com características essencialmente cronológicas.

Referências Bibliográficas

Duarte, M. e Simões, M. (2001), “ Principais factores de crescimento da economia portuguesa no espaço europeu”, Estudos do GEMF, Faculdade Economia – Universidade de Coimbra.

Manso, J. (1998), “ Curso de Econometria ”, Universidade da Beira Interior – Departamento de Gestão e Economia.

Rosa, Agostinho (2004), “ Uma Estimação da Curva de Phillips para Portugal “, Universidade de Évora – Departamento de Economia, Documento de Trabalho nº. 2004/08.

Séries Longas para a Economia Portuguesa – Pós II Guerra Mundial, Vol. 1 – Séries Estatísticas (versão revista e prolongada para 1994 e 1995), Coordenação de Maximiano Pinheiro, Banco de Portugal, 1999.

Taxas de inflação em Portugal (2004), “ Serviços ao Cidadão”
<http://www.gesbanha.pt>
[acedido em 27.12.05].

ANEXO

Quadro 1 – Estimação dos parâmetros do modelo

Dependent Variable: Y
Method: Least Squares
Date: 12/27/05 Time: 21:36
Sample: 1975 1994
Included observations: 20

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.318643	0.373374	0.853415	0.4089
X2	0.659333	0.122104	5.399764	0.0001
X3	0.015170	0.008323	1.822697	0.0914
X4	-0.000907	0.002008	-0.451583	0.6590
X5	0.129750	0.148466	0.873940	0.3980
X6	0.134247	0.081642	1.644341	0.1241
X7	-0.011821	0.014682	-0.805091	0.4352
R-squared	0.943107	Mean dependent var	3.314418	
Adjusted R-squared	0.916848	S.D. dependent var	4.009926	
S.E. of regression	1.156303	Akaike info criterion	3.397551	
Sum squared resid	17.38149	Schwarz criterion	3.746057	
Log likelihood	-26.97551	F-statistic	35.91636	
Durbin-Watson stat	1.634563	Prob(F-statistic)	0.000000	

Fonte: Cálculos efectuados no programa Eviews, versão 3.1

Quadro 2 – Matriz das variâncias-covariâncias dos estimadores B

	X2	X3	X4	X5	X6	X7	C
X2	0.014909	0.000424	-3.29E-05	-0.011661	-0.002209	-0.000305	0.002529
X3	0.000424	6.93E-05	-3.91E-06	-0.000553	-8.00E-05	8.73E-07	0.000141
X4	-3.29E-05	-3.91E-06	4.03E-06	4.15E-05	1.32E-05	2.87E-06	0.000102
X5	-0.011661	-0.000553	4.15E-05	0.022042	-0.004429	0.000970	-0.005139
X6	-0.002209	-8.00E-05	1.32E-05	-0.004429	0.006665	-8.74E-05	-0.012800
X7	-0.000305	8.73E-07	2.87E-06	0.000970	-8.74E-05	0.000216	-0.000691
C	0.002529	0.000141	0.000102	-0.005139	-0.012800	-0.000691	0.139408

Fonte: Cálculos efectuados no programa Eviews, versão 3.1

Quadro 3 – Matriz das correlações

	Y	X2	X3	X4	X5	X6	X7
Y	1.000000	0.914552	0.396343	-0.019193	0.881284	0.793388	-0.482365
X2	0.914552	1.000000	0.147337	-0.010583	0.774500	0.671933	-0.340274
X3	0.396343	0.147337	1.000000	0.169722	0.477320	0.364575	-0.349397
X4	-0.019193	-0.010583	0.169722	1.000000	-0.021590	-0.055083	-0.070749
X5	0.881284	0.774500	0.477320	-0.021590	1.000000	0.756229	-0.577087
X6	0.793388	0.671933	0.364575	-0.055083	0.756229	1.000000	-0.373173

X7 -0.482365 -0.340274 -0.349397 -0.070749 -0.577087 -0.373173 1.000000
Fonte: Cálculos efectuados no programa Eviews, versão 3.1

Quadros 4 - Regressões Subsidiárias

Quadro 4.1 – Regressão da variável X2 em relação às restantes variáveis independentes

Dependent Variable: X2
Method: Least Squares
Date: 12/29/05 Time: 16:40
Sample: 1975 1994
Included observations: 20

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.169630	0.815981	-0.207884	0.8383
X3	-0.028406	0.016560	-1.715361	0.1083
X4	0.002206	0.004356	0.506330	0.6205
X5	0.782136	0.248807	3.143541	0.0072
X6	0.148165	0.174255	0.850279	0.4095
X7	0.020445	0.031669	0.645588	0.5290
R-squared	0.695312	Mean dependent var	2.515261	
Adjusted R-squared	0.586495	S.D. dependent var	3.935839	
S.E. of regression	2.530916	Akaike info criterion	4.938365	
Sum squared resid	89.67748	Schwarz criterion	5.237084	
Log likelihood	-43.38365	F-statistic	6.389734	
Durbin-Watson stat	2.258024	Prob(F-statistic)	0.002728	

Fonte: Cálculos efectuados no programa Eviews, versão 3.1

Quadro 4.2 – Regressão da variável X3 em relação às restantes variáveis independentes

Dependent Variable: X3
Method: Least Squares
Date: 12/29/05 Time: 16:42
Sample: 1975 1994
Included observations: 20

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-2.029491	11.97723	-0.169446	0.8679
X2	-6.113909	3.564212	-1.715361	0.1083
X4	0.056448	0.062704	0.900222	0.3832
X5	7.976269	4.264282	1.870484	0.0825
X6	1.155268	2.603382	0.443757	0.6640
X7	-0.012605	0.471458	-0.026736	0.9790
R-squared	0.393583	Mean dependent var	11.18959	
Adjusted R-squared	0.177006	S.D. dependent var	40.92900	
S.E. of regression	37.13039	Akaike info criterion	10.31007	
Sum squared resid	19301.32	Schwarz criterion	10.60879	
Log likelihood	-97.10074	F-statistic	1.817288	
Durbin-Watson stat	1.545200	Prob(F-statistic)	0.173956	

Fonte: Cálculos efectuados no programa Eviews, versão 3.1

Quadro 4.3 – Regressão da variável X4 em relação às restantes variáveis independentes

Dependent Variable: X4
Method: Least Squares
Date: 12/29/05 Time: 16:44
Sample: 1975 1994
Included observations: 20

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-25.23566	49.22474	-0.512662	0.6162
X2	8.152709	16.10157	0.506330	0.6205
X3	0.969365	1.076806	0.900222	0.3832
X5	-10.27708	19.56445	-0.525294	0.6076
X6	-3.269249	10.82886	-0.301901	0.7672
X7	-0.711257	1.944508	-0.365777	0.7200
R-squared	0.068706	Mean dependent var	-38.91542	
Adjusted R-squared	-0.263898	S.D. dependent var	136.8656	
S.E. of regression	153.8688	Akaike info criterion	13.15340	
Sum squared resid	331458.3	Schwarz criterion	13.45212	
Log likelihood	-125.5340	F-statistic	0.206571	
Durbin-Watson stat	2.291305	Prob(F-statistic)	0.954224	

Fonte: Cálculos efectuados no programa Eviews, versão 3.1

Quadro 4.4 – Regressão da variável X5 em relação às restantes variáveis independentes

Dependent Variable: X5
Method: Least Squares
Date: 12/29/05 Time: 16:44
Sample: 1975 1994
Included observations: 20

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.233143	0.669234	0.348372	0.7327
X2	0.529039	0.168294	3.143541	0.0072
X3	0.025067	0.013401	1.870484	0.0825
X4	-0.001881	0.003580	-0.525294	0.6076
X6	0.200931	0.136805	1.468739	0.1640
X7	-0.044006	0.023670	-1.859173	0.0841
R-squared	0.821015	Mean dependent var	3.131369	
Adjusted R-squared	0.757091	S.D. dependent var	4.223370	
S.E. of regression	2.081520	Akaike info criterion	4.547399	
Sum squared resid	60.65816	Schwarz criterion	4.846119	
Log likelihood	-39.47399	F-statistic	12.84374	
Durbin-Watson stat	2.361564	Prob(F-statistic)	0.000081	

Fonte: Cálculos efectuados no programa Eviews, versão 3.1

Quadro 4.5 – Regressão da variável X6 em relação às restantes variáveis independentes

Dependent Variable: X6
Method: Least Squares
Date: 12/29/05 Time: 16:45
Sample: 1975 1994
Included observations: 20

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.920368	1.109289	1.731170	0.1054
X2	0.331421	0.389780	0.850279	0.4095
X3	0.012006	0.027056	0.443757	0.6640
X4	-0.001979	0.006553	-0.301901	0.7672
X5	0.664470	0.452409	1.468739	0.1640
X7	0.013117	0.047936	0.273632	0.7884
R-squared	0.599851	Mean dependent var		4.982619
Adjusted R-squared	0.456941	S.D. dependent var		5.136543
S.E. of regression	3.785250	Akaike info criterion		5.743426
Sum squared resid	200.5936	Schwarz criterion		6.042146
Log likelihood	-51.43426	F-statistic		4.197396
Durbin-Watson stat	2.350593	Prob(F-statistic)		0.015349

Fonte: Cálculos efectuados no programa Eviews, versão 3.1

Quadro 4.6 – Regressão da variável X7 em relação às restantes variáveis independentes

Dependent Variable: X7
Method: Least Squares
Date: 12/29/05 Time: 16:46
Sample: 1975 1994
Included observations: 20

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3.206117	6.742233	0.475528	0.6417
X2	1.414017	2.190279	0.645588	0.5290
X3	-0.004050	0.151498	-0.026736	0.9790
X4	-0.013309	0.036386	-0.365777	0.7200
X5	-4.499577	2.420204	-1.859173	0.0841
X6	0.405566	1.482158	0.273632	0.7884
R-squared	0.372033	Mean dependent var		-4.833713
Adjusted R-squared	0.147759	S.D. dependent var		22.79975
S.E. of regression	21.04803	Akaike info criterion		9.174816
Sum squared resid	6202.272	Schwarz criterion		9.473535
Log likelihood	-85.74816	F-statistic		1.658833
Durbin-Watson stat	1.519269	Prob(F-statistic)		0.209125

Fonte: Cálculos efectuados no programa Eviews, versão 3.1

Quadro 5 – Teste Geral de White

White Heteroskedasticity Test:

F-statistic	0.788049	Probability	0.658262
Obs*R-squared	11.49277	Probability	0.487225

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 12/29/05 Time: 22:34

Sample: 1975 1994

Included observations: 20

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.960082	0.477770	2.009506	0.0844
X2	-0.223736	0.182879	-1.223414	0.2608
X2^2	0.010453	0.021043	0.496741	0.6346
X3	-0.000777	0.014014	-0.055463	0.9573
X3^2	-7.77E-05	0.000203	-0.383137	0.7130
X4	0.020195	0.016650	1.212960	0.2645
X4^2	2.94E-05	2.79E-05	1.054901	0.3265
X5	0.169761	0.138494	1.225766	0.2599
X5^2	-0.020418	0.023276	-0.877225	0.4095
X6	0.190998	0.171735	1.112166	0.3028
X6^2	-0.006511	0.013150	-0.495112	0.6357
X7	-0.010413	0.027202	-0.382797	0.7132
X7^2	-9.77E-05	0.000515	-0.189847	0.8548
R-squared	0.574639	Mean dependent var	0.869075	
Adjusted R-squared	-0.154553	S.D. dependent var	0.880968	
S.E. of regression	0.946601	Akaike info criterion	2.978300	
Sum squared resid	6.272375	Schwarz criterion	3.625526	
Log likelihood	-16.78300	F-statistic	0.788049	
Durbin-Watson stat	2.376764	Prob(F-statistic)	0.658262	

Fonte: Cálculos efectuados no programa Eviews, versão 3.1

Quadro 6 – Valores de $\ln e_t^2$ e de $\ln Y(\text{estimado})$

Anos	Y	Y(estimado)	Y(estimado)	ei	ei^2	ln ei^2	ln Y(estimado)
1975	1,11595	2,17366	2,17366	-1,05771	1,11875	0,11221	0,77641
1976	0,96424	0,11664	0,11664	0,84760	0,71842	-0,33070	-2,14866
1977	1,30279	-0,06395	0,06395	1,36674	1,86798	0,62486	2,74965
1978	2,37446	0,92364	0,92364	1,45082	2,10487	0,74425	-0,07943
1979	11,46510	11,68690	11,68690	-0,22180	0,04920	-3,01195	2,45847
1980	0,12115	1,82359	1,82359	-1,70244	2,89830	1,06412	0,60081
1981	-1,20771	-1,34260	1,34260	0,13489	0,01820	-4,00656	-0,29461
1982	4,29832	5,37197	5,37197	-1,07365	1,15272	0,14213	1,68119
1983	-5,02813	-4,51026	4,51026	-0,51787	0,26819	-1,31607	-1,50635
1984	2,90072	3,21864	3,21864	-0,31792	0,10107	-2,29191	1,16896
1985	9,40888	8,80472	8,80472	0,60416	0,36501	-1,00782	2,17529
1986	7,70174	6,95313	6,95313	0,74861	0,56042	-0,57907	1,93919
1987	8,81056	9,27531	9,27531	-0,46475	0,21599	-1,53252	2,22736
1988	4,92092	3,98200	3,98200	0,93892	0,88157	-0,12606	1,38178
1989	5,88264	5,95507	5,95507	-0,07243	0,00525	-5,25014	1,78424
1990	2,79772	3,71079	3,71079	-0,91307	0,83369	-0,18189	1,31124
1991	3,10704	3,03421	3,03421	0,07283	0,00530	-5,23919	1,10995
1992	-1,79051	-0,24157	0,24157	-1,54894	2,39921	0,87514	1,42060
1993	3,31732	2,85921	2,85921	0,45811	0,20986	-1,56131	1,05055
1994	3,82516	2,55730	2,55730	1,26786	1,60747	0,47466	0,93895

Fonte: Cálculos efectuados no programa Excel, versão 2003.

Quadro 7 - Cálculo da regressão $\ln e_t^2$ sobre $\ln \hat{Y}_t$

Dependent Variable: LNRESID2

Method: Least Squares

Date: 12/30/05 Time: 14:29

Sample: 1975 1994

Included observations: 20

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-1.028149	0.583938	-1.760716	0.0953
LNYESIMADO	-0.088445	0.364814	-0.242437	0.8112
R-squared	0.003255	Mean dependent var	-1.119891	
Adjusted R-squared	-0.052120	S.D. dependent var	1.939012	
S.E. of regression	1.988901	Akaike info criterion	4.307681	
Sum squared resid	71.20306	Schwarz criterion	4.407254	
Log likelihood	-41.07681	F-statistic	0.058776	
Durbin-Watson stat	2.928598	Prob(F-statistic)	0.811182	

Fonte: Cálculos efectuados no programa Eviews, versão 3.1