

As exportações de calçados do Rio Grande do Sul: uma avaliação dos efeitos da política cambial brasileira e dos condicionantes externos no período 2000-05*

*Eduardo Barbosa***

Economista e Mestre em Economia pela Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul (PUCRS)

*Augusto Mussi Alvim****

Doutor em Economia, Professor do Programa de Pós-Graduação em Economia (PPGE) da PUCRS

Resumo

O presente artigo busca identificar os efeitos das mudanças cambiais no Brasil e dos preços dos calçados sobre as exportações de calçados do RS. Para atingir tal objetivo, foram estimados os coeficientes a partir do método de Mínimos Quadrados Ordinários, considerando o período jan./00-mar./05. As estimativas obtidas confirmam os efeitos da taxa de câmbio e do preço dos calçados sobre as exportações de calçados do RS. Os coeficientes estimados indicam que o aumento de 1% na taxa de câmbio determina um acréscimo de 0,74% nas exportações de calçados (valor exportado) e que um aumento de 1% no preço dos calçados eleva as exportações em 0,62%, mantidos os demais fatores constantes.

Palavras-chave

Exportações de calçados; câmbio; preços de calçados.

* Artigo recebido em abr. 2007 e aceito para publicação em ago. 2007.

** E-mail: eduardo.barbosa@rbs.com.br

*** E-mail: augusto.alvim@pucls.br

Abstract

This paper aims to identify the main effects of exchange rates in Brazil and footwear prices upon footwear exportation in Rio Grande do Sul (Brazil). To achieve these goals, it was estimate the coefficients using the method of Ordinary Least Squares from January of 2000 to March of 2005. The results show that an increase of 1% in exchange rate determines an increase of 0.74% in footwear exportation, and when footwear prices increase 1% determines an increase of 0.62% in footwear exportation, with other thinks being the same.

Key words

Footwear exportation; exchange rate; footwear prices.

Classificação JEL: F19.

1 Introdução

O presente estudo analisa o setor calçadista, um dos segmentos que mais gera empregos no País e no Estado do Rio Grande do Sul (RS).¹ O principal destino da produção é o mercado externo, estimulado, principalmente, pelas importações norte-americanas e européias. Em vista de a maior da produção dirigir-se ao mercado externo, o setor calçadista apresenta-se suscetível às oscilações de políticas cambiais e de condicionantes externos. A exemplo disso, a produção de calçados no RS, no período 2000-05², apresentou um desempenho bastante variado, alternando momentos de expansão e períodos de queda da atividade produtiva, dependendo, dentre outras variáveis, da taxa de câmbio vigente.

A partir de 1999, com a mudança do regime de câmbio fixo para flutuante, no governo do Presidente Fernando Henrique Cardoso, houve uma maxidesvalorização do real, que favoreceu a retomada das exportações gaúchas de calçados, conferindo ao comércio internacional um novo horizonte. Após a

¹ Conforme dados da Abicalçados (2005).

² A escolha desse período deve-se ao fato de o setor de calçados ter sofrido, nessa fase, mudanças significativas na produção e nas exportações e também por se ter mantido o câmbio flutuante ao longo do período.

segunda maxidesvalorização cambial, de julho de 2002, os ganhos de competitividade reforçaram o aumento da produção e das exportações de calçado no RS. A exemplo disso, no período jan./00-out./02, o real apresentou desvalorização de aproximadamente 111%, enquanto as exportações³ de calçados do RS aumentaram 96%.

Sabe-se que as exportações de calçados não são influenciadas apenas pela taxa de câmbio, mas também por condicionantes externos, como o preço dos calçados no mercado internacional, e de condicionantes internos, como a elevada carga tributária e o incremento dos salários dos trabalhadores. Nos últimos anos, os calçados brasileiros têm enfrentado ainda a concorrência da China, que tem aumentado a sua participação no mercado internacional, em função dos menores custos de produção e de um câmbio favorável para exportações.

Com base nessa problemática, o propósito central deste trabalho é analisar o comportamento das exportações de calçados do RS como uma função da taxa de câmbio e do preço médio dos calçados.

Segundo Holland e Xavier (2004), é comum os estudos sobre exportações considerarem variáveis explanatórias, como taxa de câmbio, renda externa, termos de troca e preços internacionais. Os autores destacam ainda que a mudança na paridade cambial brasileira, de 1999 em diante, permitiu uma forte recuperação do dinamismo exportador brasileiro.

A exemplo disso, Durand e Giorno (1987) sugerem, como medida de competitividade entre os países, a relação entre os índices do país e uma média ponderada de preços de exportação de países concorrentes, ambos multiplicados pelas taxas de câmbio nominais. Desse modo, a evolução da competitividade é dada pela evolução da taxa real de câmbio efetiva relativa às exportações, principalmente em setores cuja relevância da relação entre crescimento das exportações e demanda internacional é elevada.

Portanto, neste trabalho, não se pretende esgotar a discussão sobre o tema, mas colaborar para com ela, estimando os efeitos dos preços dos calçados e das variações na taxa de câmbio sobre as exportações de calçados no RS. Faz-se isso optando por um modelo simplificado de análise e partindo do pressuposto de que variáveis como carga tributária, salários e preços internacionais afetam diretamente os preços dos calçados no RS.

Para atingir esses objetivos, inicialmente são detalhados os procedimentos metodológicos, seguidos da apresentação dos resultados e das **Considerações finais**.

³ Valores em reais.

2 Metodologia

A metodologia e as variáveis utilizadas no modelo foram estabelecidas a partir da revisão de estudos que tratam dos diversos fatores que afetam o nível das exportações.

Nessa linha, Costa (2002) salienta que o setor de calçados brasileiro tem sua competição centrada no preço, sendo que as altas e as baixas *performances* competitivas dependem fortemente do comportamento do câmbio, no caso, dos exportadores.⁴

Holland e Xavier (2004) destacam que é muito comum o estudo das exportações como uma função de variáveis explanatórias, como a taxa de câmbio, a renda externa, termos de troca, preços internacionais, dentre outros.

Por fim, Kannebley Jr. (2002) defende que as exportações brasileiras se tornaram menos competitivas em relação aos demais parceiros comerciais por dois motivos: a valorização da taxa de câmbio e o aumento do salário real.

Dada a relação teórica entre o desempenho exportador de um país e a taxa de câmbio, neste artigo, por meio de uma análise econométrica, procurar-se-á investigar, para o período jan./00-mar./05, a validade dessa relação, utilizando-se, ainda, os preços internacionais dos calçados como variável explicativa.

2.1 Definição das variáveis

A seguir, são definidas todas as variáveis utilizadas no modelo econométrico desenvolvido nesta pesquisa.

Valor das exportações de calçados em reais (EXP): são todos os valores mensais das exportações de calçados do RS, no período jan./00-mar./05, independentemente do país de destino. Os valores utilizados são nominais (em reais) e foram retirados do Sistema Aliceweb (Brasil, 2005).

Câmbio (CAMB): foram utilizadas as cotações médias mensais do câmbio nominal no período em análise, fornecidas pelo Banco Central.

Preço médio (PM): os valores são mensais, estão expressos em dólares e foram calculados a partir da razão entre o valor das exportações e as quantidades exportadas do produto.

⁴ A hipótese aqui defendida enfatiza o câmbio e o preço como sendo aqueles fatores que mais diretamente têm influenciado a trajetória competitiva do setor, embora se precise reconhecer que outros aspectos também influenciam o desempenho.

2.2 Definição das hipóteses

Teoricamente, as exportações em reais dos calçados sofrem influência da taxa de câmbio e dos preços médios em dólares, pois se espera que a desvalorização do real incremente as exportações, melhorando o desempenho do setor calçadista do RS. Os sinais esperados da relação entre as variáveis independentes e a variável dependente, para a função das exportações de calçados do RS, são apresentados no Quadro 1.

Quadro 1

Relação das exportações de calçados com taxa de câmbio e preços de calçados do RS

| RELAÇÕES FUNCIONAIS | |
|---|--|
| $LogEXP_t$ = logaritmo natural (ln) das exportações de calçados (R\$) | $\uparrow LogCAMB_t \rightarrow ? LogEXP_t (+)$ |
| $LogCAMB_t$ = ln do câmbio nominal | $\uparrow LogPM_t \rightarrow \uparrow LogEXP_t (+)$ |
| $LogPM_t$ = ln preço médio em dólares US\$ | |

2.3 Modelo econométrico

O modelo trabalhado é Log-Log, com duas variáveis independentes. Essa forma funcional é utilizada pela maior parte dos trabalhos, pois permite interpretar os resultados obtidos com elasticidades, sendo constante e igual ao coeficiente angular, estimado através dos Mínimos Quadrados Ordinários.

Para as regressões, foram utilizados dados mensais de janeiro de 2000 a março de 2005, e todas as variáveis estão expressas em valores nominais, que compõem uma base de dados satisfatória.

Portanto, a função das exportações de calçados do RS ficará especificada da seguinte maneira:

$$\text{LogEXP}_t = \hat{a} + b_1 \text{LogCAMB}_t + b_2 \text{LogPM}_t + \varepsilon_t$$

Onde:

LogEXP_t = logaritmo natural das exportações de calçados no período t;

LogCAMB_t = logaritmo natural do câmbio nominal no período t;

LogPM_t = logaritmo natural do preço médio no período t;

ε_t = termo de erro aleatório.

O termo de erro é normalmente distribuído, tem valor esperado ou média igual a zero e variância constante (σ^2) para todas as observações; e os erros correspondentes a observações diferentes são independentes e, então, são não correlacionados.

Para verificar se os pressupostos acima são atendidos e se os coeficientes estimados são não tendenciosos ou viesados, serão utilizados os testes⁵ para identificação de estabilidade dos coeficientes, de multicolinearidade, de heteroscedasticidade, de autocorrelação e de raiz unitária.

2.4 Estacionariedade e co-integração

A principal característica de variáveis co-integradas é que sua trajetória no tempo é influenciada pelo desvio do equilíbrio de longo prazo, que, por sua vez, influencia a resposta das variáveis de curto prazo, que promovem novamente o equilíbrio do sistema.⁶

Uma vez que é comum a presença de sazonalidade em séries macroeconômicas, pode ocorrer que essas apresentem uma ordem de integração em uma frequência sazonal. Dessa forma, pode existir uma combinação linear entre essas variáveis, que faça com que sejam co-integradas sazonalmente. Para verificar a existência de estacionariedade, utilizar-se-á o teste de Dickey-Fuller aumentado (Augmented Dickey-Fuller (ADF)).

⁵ Os testes realizados neste trabalho podem ser encontrados em Gujarati (2000).

⁶ Ver Gujarati (2000).

3 Resultados obtidos

Pode-se verificar, a partir do teste ADF para as séries em nível e em primeira diferença, cujos resultados são apresentados no Quadro 2, que todas as variáveis, tanto de exportação, como de preço e taxa de câmbio, quando medidas em nível, acusam a presença de raiz unitária, mas, quando feita a primeira diferença, tornam-se estacionárias.

Quadro 2

Teste de Dickey-Fuller aumentado da raiz unitária das exportações de calçados em reais, do câmbio em reais por dólares e do preço de venda em dólares do RS

| VARIÁVEIS | τ_u (1) | I(.) (2) |
|-------------------------|--------------|----------|
| <i>LogEXP</i> | - 3,213676 | I(1) |
| <i>LogCAMB</i> | -1,882278 | I(1) |
| <i>LogPM</i> | -1,940862 | I(1) |
| Δ <i>LogEXP</i> | -10,693880 | I(0) |
| Δ <i>LogCAMB</i> | - 5,208829 | I(0) |
| Δ <i>LogPM</i> | - 6,910458 | I(0) |

(1) Teste com constante. (2) Ordem de integração a 1%.

Dado que as séries são I(1), então, pode existir uma combinação linear entre elas que seja I(0), ou seja, deve-se verificar a sincronia das mesmas. Se ambas estão tendendo para cima ou para baixo de forma estocástica, parecendo tender ao mesmo tempo, como dois parceiros de dança, cada qual seguindo um caminho aleatório que parece unísono, podem ter, por trás disso, uma série temporal co-integrada. Para constatar isso, é preciso ver se os resíduos da regressão são estacionários, utilizando-se o teste ADF e os valores críticos de Mackinnon.⁷

⁷ Ver Patterson (2000).

Como as variáveis são co-integradas (Quadro 3), elas compartilham tendências estocásticas semelhantes, assim os testes t e F são válidos, o que permite realizar a regressão, utilizando-se as variáveis em nível.

Quadro 3

Teste de co-integração

| VARIÁVEIS | $\tau_u(1)$ |
|---------------------------------|-------------|
| <i>Resid(T_1)</i> | - 6,783084 |
| Valor crítico de Mackinnon a 5% | - 4,088329 |

(1) Teste com constante.

Comprovando a teoria econômica, constata-se que há relação direta entre as variáveis, ou seja, quando houve desvalorização do real, houve elevação do valor das exportações, e vice-versa, o mesmo acontecendo quando houve elevação nos preços médios em dólar (Quadro 4).

Quadro 4

Exportações de calçados em reais, câmbio em reais e preço de venda em dólares, do RS

| VARIÁVEIS | COEFICIENTES | DESVIO-PADRÃO | P-VALOR |
|-----------------------|--------------|---------------|---------|
| <i>C</i> | 16,988000 | 0,335247 | 0,0000 |
| <i>LogCAMB</i> | 0,741270 | 0,065408 | 0,0000 |
| <i>LogPM</i> | 0,625970 | 0,125673 | 0,0000 |
| <i>R</i> ² | 0,773055 | | |

Os coeficientes estimados indicam que o aumento de 1% no câmbio provoca um aumento de 0,74% no valor exportado e que o aumento de 1% no preço médio dos calçados eleva as exportações em 0,62%. As variáveis apresentaram os sinais esperados e significativos, tanto individualmente quanto conjuntamente, sendo que as variações conjuntas explicam 77,3% das variações nas exportações de calçados do RS.

O teste de estabilidade comprovou que os coeficientes estimados são constantes ao longo do tempo, ou seja, não há quebra estrutural no período de estimação. O comportamento dos resíduos não demonstra presença de heteroscedasticidade, o que é comprovado pelo teste de White e pelo teste de Goldfeld-Quandt. Não foi constatada a presença de autocorrelação dos dados no teste LM, e a análise de multicolinearidade, através da regra de Klein, não se mostrou significativa, o que é comprovado pela análise do fator que inflaciona a variância. Todos esses testes são apresentados no **Apêndice**.

Os resultados mostram que as exportações são mais sensíveis às variações no câmbio do que às variações nos preços dos calçados. Em parte, isso reforça a demanda do setor por um câmbio mais desvalorizado e por uma política econômica que permita um crescimento mais equilibrado e competitivo do setor de calçados.

4 Considerações finais

Pode-se verificar, através dos testes desenvolvidos, que os estimadores calculados não apresentam viés de especificação e são estatisticamente significativos e eficientes (**Apêndice**).

Os resultados da pesquisa mostram que a taxa de câmbio nominal e o preço de venda em dólar exercem influência no comportamento das exportações de calçados do RS. Especificamente com relação a esse aspecto, constatou-se, através do modelo obtido, que, diante da variação de 1% no câmbio nominal, o valor exportado de calçados do RS em reais apresenta uma variação de 0,74%, mantidas as demais variáveis constantes, e que a variação de 1% nos preços de venda em dólar proporciona uma variação de 0,62% no valor exportado de calçados do RS em reais.

Conjuntamente, ambas as variáveis independentes (câmbio nominal e preço de venda) explicam 77,3% das mudanças nas exportações de calçado, no RS, confirmando a relevância dessas variáveis junto às exportações de calçados do Estado no período jan./00-mar./05.

Soma-se a isso, o fato de as exportações provocarem efeitos multiplicadores, que dinamizam o mercado interno, destacando o papel do câmbio como

um importante instrumento de competitividade das exportações de calçados do RS. Esses efeitos podem ser maiores ou menores, dependendo da existência de capacidade ociosa na economia, da qualidade da mão-de-obra, da capacidade empresarial, da infra-estrutura de transportes, dentre outros, principalmente em setores intensivos em mão-de-obra na produção, como o de calçados.

Por fim, os resultados obtidos na pesquisa confirmam a necessidade de uma ação ativa do Governo brasileiro em termos de política cambial, de maneira a viabilizar (manter) os mesmos níveis de emprego, produção e exportações, consolidados ao longo das últimas décadas. Nesse sentido, as reclamações do setor exportador de calçados do RS quanto à valorização do câmbio, à perda de capacidade competitiva e ao conseqüente agravamento das taxas de desemprego nas regiões onde são desenvolvidas essas atividades podem ser fundamentadas a partir dos resultados obtidos neste estudo.

Apêndice

Para a estimação do modelo e dos respectivos testes, foi utilizado o *software* econométrico EViews (QMS, 2002).

Teste de estabilidade

Para a hipótese zero (H_0), o período I é igual ao período II, e, para a hipótese um (H_1), o período I é diferente do período II.

$$F = \frac{(SOE_r - SOE_{ir}) / K + 1}{SOE_{ir} / (n1 + n2 - 2K - 2)} = \frac{(0,668557 - (0,263326 + 0,353358)) / 2 + 1}{(0,263326 + 0,353358) / (31 + 32 - 2 * 2 - 2)} = \frac{0,01729}{0,01082}$$

$$F_{calculado} = 1,59797 \quad F_{tabelado} = 2,76 \quad (K + 1; n1 + n2 - 2K - 2)$$

Dado que o $F_{calculado}$ é menor que o $F_{tabelado}$, em nível de 5% de significância, aceita-se H_0 , ou seja, as regressões são iguais, podendo-se concluir que os coeficientes estimados são constantes ao longo do tempo, comprovando o teste de Chow do Quadro A.1.

Quadro A.1

Teste de estabilidade dos coeficientes de Chow

| VARIÁVEIS | F-STATISTIC | P-VALOR |
|----------------|-------------|----------|
| <i>LogEXP</i> | 0,661284 | 0,579275 |
| <i>LogCAMB</i> | | |
| <i>LogPM</i> | | |

Quadro A.2

Teste de estabilidade dos coeficientes

| PERÍODOS | VARIÁVEIS | COEFICIENTE | P-VALOR |
|---------------------------------|-------------------|-------------|---------|
| I | C | 0,668122 | 0,0000 |
| | <i>LogCAMBR\$</i> | 0,119703 | 0,0000 |
| | <i>LogPVUS\$</i> | 0,255813 | 0,0000 |
| Soma dos quadrados dos resíduos | 0,263326 | | |
| II | C | 0,808559 | 0,0000 |
| | <i>LogCAMBR\$</i> | 0,265335 | 0,0014 |
| | <i>LogPVUS\$</i> | 0,209928 | 0,0045 |
| Soma dos quadrados dos resíduos | 0,353358 | | |

Teste da homoscedasticidade dos erros

Através da análise do comportamento dos resíduos, não se pode constatar se há heteroscedasticidade dos erros. Para se ter certeza, devem-se efetuar outros testes.

Como os coeficientes das variáveis explicativas não se mostraram significativos segundo os testes t e F, pode-se concluir que os erros são homoscedásticos.

A partir disso, calcula-se a seguinte razão:

$$\lambda = \frac{SQR_2 / gl}{SQR_1 / gl}$$

onde $gl = \frac{n - c - 2k}{2}$ e n = número de variáveis; c = observações centrais; k = número de parâmetros a serem estimados.

$$\lambda = \frac{0,348538 / \{(63 - 11 - 2 \times 3)/2\}}{0,148063 / \{(63 - 11 - 2 \times 3)/2\}} = \frac{0,01515}{0,00644} = 2,3539$$

O valor $F_{crítico}$ para $23gl$ no numerador e no denominador, em nível de 1% de significância, é de 2,66, e o $F_{calculado}$ (λ) é menor. Pode-se concluir que não há heteroscedasticidade na variância do erro, comprovando o teste de White do Quadro A.3.

Quadro A.3

Teste de heteroscedasticidade de White

| F-ESTATÍSTICO | 1.068305 | P-VALOR | 0.380490 |
|------------------|--------------|---------------|----------|
| Variáveis | Coeficientes | t-Estatístico | P-Valor |
| <i>C</i> | -0,059282 | -0,057105 | 0,9547 |
| <i>LogCAMB</i> | 0,058464 | 0,711918 | 0,4794 |
| <i>LogCAMB^2</i> | -0,023802 | -0,534200 | 0,5952 |
| <i>LogPM</i> | 0,019175 | 0,025613 | 0,9797 |
| <i>LogPM^2</i> | -0,002093 | -0,015542 | 0,9877 |

Quadro A.4

Teste de Goldfeld-Quandt

| PERÍODO | VARIÁVEIS | COEFICIENTES | t-ESTATÍSTICO | P-VALOR |
|---------------------------------|----------------|--------------|---------------|---------|
| I | <i>C</i> | 15,944760 | 26,573350 | 0,0000 |
| | <i>LogCAMB</i> | 0,917310 | 7,394160 | 0,0000 |
| | <i>LogPM</i> | 0,970829 | 4,337503 | 0,0002 |
| Soma dos quadrados dos resíduos | -1,954402 | | | |
| II | <i>C</i> | 16,717880 | 17,967080 | 0,0000 |
| | <i>LogCAMB</i> | 0,922824 | 2,852635 | 0,0090 |
| | <i>LogPM</i> | 0,649620 | 2,601074 | 0,0160 |
| Soma dos quadrados dos resíduos | 0,348538 | | | |

Teste da hipótese de inexistência de autocorrelação dos erros

Utiliza-se o teste de Durbin Watson para verificar o problema de autocorrelação do modelo, a um nível de significância de 5%:

$$DW_{calculado} = 1,734381 \quad DW_{inf} = 1,503 \quad e \quad DW_{sup} = 1,696$$

Como o valor calculado é maior que 1.696 (DW_{sup}), pode-se concluir que não há indício de correlação serial positiva de primeira ordem.

É possível comprovar a inexistência de autocorrelação dos dados, através do teste de LM demonstrado no Quadro A.5, onde nenhum dos coeficientes se mostrou significativo, rejeitando a hipótese de autocorrelação dos erros.

Quadro A.5

Teste LM para autocorrelação

| F-ESTATÍSTICO | 1,054017 | P-VALOR | 0,308775 |
|------------------|--------------|---------------|----------|
| Variáveis | Coeficientes | t-Estatístico | P-Valor |
| <i>C</i> | -0,038012 | -0,112751 | 0,9106 |
| <i>LogCAMB</i> | -0,003599 | -0,054966 | 0,9564 |
| <i>LogPM</i> | 0,014934 | 0,118094 | 0,9064 |
| <i>RESID(-1)</i> | 0,133464 | 1,026653 | 0,3088 |

Teste da hipótese de inexistência de multico-linearidade entre as variáveis explicativas, através da análise da sensibilidade dos parâmetros, a partir da inclusão ou da retirada de observações

Quadro A.6

Regressão das exportações de calçados em reais e do câmbio em reais, sem a variável preço de venda em dólares, no RS

| VARIÁVEIS | COEFICIENTES | t-ESTATÍSTICO | P-VALOR |
|----------------|--------------|---------------|---------|
| <i>C</i> | 18,630540 | 261,68820 | 0,0000 |
| <i>LogCAMB</i> | 0,837441 | 11,36478 | 0,0000 |

Quadro A.7

Regressão das exportações de calçados em reais e do preço de venda em dólares, sem a variável câmbio em reais, no RS

| VARIÁVEIS | COEFICIENTES | t-ESTATÍSTICO | P-VALOR |
|--------------|--------------|---------------|---------|
| <i>C</i> | 16,522520 | 28,253890 | 0,0000 |
| <i>LogPM</i> | 1,046397 | 4,958305 | 0,0000 |

Pode-se verificar, na primeira regressão, que o parâmetro câmbio em reais e o intercepto apresentaram uma pequena sensibilidade à retirada da variável preço de venda em dólares, mas, na segunda regressão, o parâmetro preço de venda apresentou uma maior sensibilidade à retirada do parâmetro câmbio em dólares. Já o intercepto mostrou-se quase igual, o que remete a uma regressão auxiliar.

Quadro A.8

Regressão das exportações de calçados em reais, do câmbio em reais e do preço de venda em dólares, no RS

| VARIÁVEIS | COEFICIENTES | t-ESTATÍSTICO | P-VALOR |
|----------------|--------------|---------------|---------|
| <i>C</i> | 16,988000 | 50,673040 | 0,0000 |
| <i>LogCAMB</i> | 0,741270 | 11,332960 | 0,0000 |
| <i>LogPM</i> | 0,625970 | 4,980927 | 0,0000 |
| R^2 | 0,773055 | | |

Quadro A.9

Regressão do câmbio em reais e do preço de venda de calçados em dólares, no RS

| VARIÁVEIS | COEFICIENTES | t-ESTATÍSTICO | P-VALOR |
|--------------|--------------|---------------|---------|
| <i>C</i> | -0,627946 | -0,964137 | 0,3388 |
| <i>LogPM</i> | 0,567171 | 2,413045 | 0,0188 |
| R^2 | 0,087138 | | |

Conforme a regra de Klein, a multicolinearidade não se apresenta como um problema incômodo, pois o R^2 obtido da regressão global é maior (0,773) que o da segunda regressão (0,087), mas, para maior tranquilidade, calcula-se o

$$R^2_i = \frac{R^2 X_1.X_2 / (k - 2)}{(1 - R^2 X_1.X_2) / (n - k - 1)}$$

onde n indica o tamanho da amostra; k representa o número de variáveis explicativas, incluindo o intercepto; e $R^2 X_1.X_2$ é o coeficiente de determinação na regressão de X_1 sobre X_2 .

$$R^2_i = \frac{0,087138 / 3 - 2}{1 - 0,087138 / 63 - 3 + 1} = 5,91826$$

Onde $F_{tabelado} = k - 2$ e $n - k + 1$ gl = 7,08 a 1% de significância.

Como $F_{calculado}$ é menor que $F_{tabelado}$ em nível de significância de 1%, pode-se presumir que não existe multicolinearidade, mantendo-se, então, as variáveis no modelo, o que também se pode constatar através do fator que inflaciona a variância (FIV), através do cálculo:

$FIV = 1 / (1 - R^2) = 1 / (1 - 0,087138) = 1,095$, que não excede a 10. A variável, portanto, não é altamente colinear.

Referências

ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DAS INDÚSTRIAS DE CALÇADOS — ABICALÇADOS. **Resenha Estatística 2004**. Disponível em: <<http://www.abicalcados.com.br>>. Acesso em: jul. 2005.

BRASIL. Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior. **Aliceweb**: séries temporais. Disponível em: <<http://www.aliceweb.desenvolvimento.gov.br>>. Acesso em: jul. 2005.

CASSANO, F. A. A teoria econômica e o comércio internacional. **Pesquisa & Debate**, PUCSP-PPEPGE, v. 13, n. 1, p. 112-128, 2002.

COSTA, Achyles Barcelos da. Organização industrial e competitividade da indústria de calçados brasileira. **Análise Econômica**, Porto Alegre, ano 20, n. 38, p. 45-66, 2002.

DURAND, M.; GIORNO, C. **A indicator of international competitiveness: conceptual aspects and evaluation**. Paris: ROECD, 1987. (Economic studies, n. 9).

GUJARATI, D. N. **Econometria básica**. São Paulo: Makron Books, 2000.

KANNEBLEY JUNIOR, Sérgio. Desempenho exportador brasileiro recente e taxa de câmbio real: uma análise setorial. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 56, n. 3, 2002.

HILL, Carter; GRIFFITHS, William E.; JUDGE, George. G. **Econometria**. São Paulo: Saraiva, 2003.

HOLLAND, Marcio; XAVIER C. Lourenço. Dinâmica e competitividade setorial das exportações brasileiras: uma análise de painel para o período recente. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 32., 2004, João Pessoa. **Anais...** João Pessoa: ANPEC, 2004. Disponível em: <<http://www.anpec.org.br/encontro2004/artigos/A04A058.pdf>>. Acesso em: 05 jan. 2006.

PATTERSON, Kerry. **An introduction to applied econometrics**. New York: Palgrave Macmillan, 2000.

QUANTITATIVE MICRO SOFTWARE — QMS. **Eviews 4 user's guide**. Irvine, Califórnia, 2002. 722p.

ZINI JUNIOR, Álvaro Antônio. **Taxa de câmbio e política cambial no Brasil**. 2. ed. São Paulo: Editora da Universidade de São Paulo, 1995.