

As Exportações de Calçados do Rio Grande do Sul: uma avaliação dos efeitos da política cambial brasileira e dos condicionantes externos no período 2000–2005.

Eduardo Barbosa: Economista e Mestrando em Economia pela Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul (PUCRS). E-mail: eduardo.barbosa@rbs.com.br.

Augusto Mussi Alvim: Doutor em Economia, Professor Adjunto do Departamento de Ciências Econômicas, PUCRS. Av. Ipiranga, 6681 (prédio 50). Porto Alegre, RS. Fone: (51) 3320 3688, ramal: 28. E-mail: augusto.alvim@pucrs.br.

Área temática: Estudos setoriais, cadeias produtivas, sistemas locais de produção.

As Exportações de Calçados do Rio Grande do Sul: uma avaliação dos efeitos da política cambial brasileira e dos condicionantes externos no período 2000–2005.

Eduardo Barbosa¹
Augusto Mussi Alvim²

Resumo: O presente artigo relaciona as mudanças cambiais no Brasil e os preços médios dos calçados com o comportamento das exportações de calçados do RS. Para atingir tal objetivo foram estimados coeficientes a partir das variáveis descritas através do método de Mínimos Quadrados Ordinários considerando o período de janeiro de 2000 a março de 2005. As estimativas obtidas confirmam os efeitos da taxa de câmbio e do preço médio dos calçados sobre o comportamento das 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 um aumento de 1% no preço dos calçados eleva as exportações em 0,62%.

Palavras-chave: Exportações de calçados do RS, câmbio nominal e preço médio em dólar.

1. Introdução

Atualmente o setor calçadista é um dos que mais gera empregos no país e no estado do Rio Grande do Sul (RS)³. O principal destino desta produção é o mercado externo, alavancado principalmente pelas importações americanas e européias. Em vista de grande parte da produção dirigir-se ao mercado externo, o setor calçadista apresenta-se suscetível às oscilações de políticas cambiais e de condicionantes externos. A exemplo disto, a produção de calçados no RS no período de 2000 a 2005 apresentou um desempenho bastante variado, alternando entre momentos de expansão e períodos de queda da atividade produtiva, dependendo 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 segunda maxi-desvalorização cambial de julho de 2002 os ganhos de competitividade reforçaram o aumento da produção e das

¹Economista e Mestrando em Economia pela Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul (PUCRS).

²Doutor em Economia, Professor do Programa de Pós-Graduação em Economia (PPGE)/PUCRS. E-mail: augusto.alvim@pucrs.br.

³Conforme dados da Abicalçados.

exportações de calçado no RS. No período de janeiro de 2000 a outubro de 2002 o Real apresentou desvalorização de aproximadamente 111%, o que contribui para o aumento das exportações.

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 chinesa que tem aumentado a sua participação no mercado internacional em função dos menores custos de produção e de um câmbio favorável para exportações.

No presente trabalho optou-se por analisar o comportamento das exportações de calçados frente às mudanças de câmbio e dos preços dos calçados. Faz-se isto optando por um modelo simplificado de análise e do pressuposto que variáveis como a carga tributária, salários e preços internacionais afetam diretamente os preços dos calçados no RS.

Portanto, o presente trabalho não pretende esgotar a discussão a respeito do tema, mas contribuir com esta discussão, estimando os efeitos dos preços dos calçados e das variações na taxa de câmbio sobre as exportações de calçados no RS. Para atingir estes objetivos inicialmente são detalhados os procedimentos metodológicos, seguido da apresentação dos resultados e das considerações finais.

2. Metodologia

A metodologia e as variáveis utilizadas no modelo foram estabelecidas a partir de uma breve revisão bibliográfica. Costa (2001) salienta que o setor de calçados brasileiros tem sua competição centrada no preço, sendo que as altas e baixas performances competitivas dependem fortemente do comportamento do câmbio, no caso dos exportadores⁴.

2.1 Definição das variáveis

A seguir serão definidas todas as variáveis utilizadas no modelo econométrico desenvolvido na pesquisa:

a) Valor das exportações de calçados em Reais (EXP)

São todos os valores mensais das exportações de calçados do RS do período

⁴ A hipótese aqui defendida enfatiza o câmbio e o preço como sendo aqueles fatores que mais diretamente tem influenciado a trajetória competitiva do setor, embora tenhamos que reconhecer que outros aspectos também tenham influencia sobre o desempenho.

de janeiro de 2000 a Março de 2005, independente do país de destino. Os valores utilizados são nominais (em Reais) e foram retirados do Sistema Aliceweb (MDIC)⁵.

b) Câmbio (CAMB)

Foram utilizadas as cotações médias mensais do câmbio nominal no período em análise, fornecido pelo Banco Central.

c) Preço médio (PM)

Os valores são mensais e estão expressos em Dólar e foram calculados a partir da razão entre o valor das exportações e as quantidades exportadas do produto.

2.2 Definição das Hipóteses

Teoricamente, as exportações em reais dos calçados sofrem influência da taxa de câmbio e dos preços médios em dólar, 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 na tabela I.

TABELA I – Relações entre as exportações gaúchas com taxa de câmbio e preços de calçados.

Relações Funcionais	
$LogEXP_t$ = logaritmo natural (ln) das exportações de calçados (R\$)	$\uparrow LogCAMB_t \rightarrow \uparrow LogEXP (+)$ $\uparrow LogPM_t \rightarrow \uparrow LogEXP (+)$
$LogCAMB_t$ = ln do câmbio nominal	
$LogPM_t$ = ln Preço Médio US\$;	

Fonte: Elaborado pelos autores.

2.3 Métodos

O modelo trabalhado é Log-Log, com duas variáveis independentes, esta forma funcional é utilizada pela maior parte dos trabalhos, pois permite interpretar os resultados

⁵ Ministério do Desenvolvimento Industria e Comercio Exterior

obtidos com elasticidades, sendo esta 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:

$$\text{LogEXP}_t = \hat{a} + \hat{b}_1 \text{LogCAMB}_t + \hat{b}_2 \text{LogPM}_t + \varepsilon_t$$

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.

a) O termo de erro é normalmente distribuído, tem valor esperado ou média igual a zero e variância constante (σ^2) para todas as observações;

b) 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 testes⁶ para identificação de estabilidade dos coeficientes, multicolineariedade, heterocedasticidade, autocorrelação e 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, e este, por sua vez, influencia a resposta das variáveis de curto prazo que promovem novamente o equilíbrio do sistema⁷.

⁶ Os testes realizados neste trabalho podem ser encontrados em Gujarati (2000).

⁷ Ver Gujarati (2000)

Uma vez que é comum a presença de sazonalidade em séries macroeconômicas, pode ocorrer que estas apresentem uma ordem de integração em uma frequência sazonal.

Desta forma, pode existir uma combinação linear entre estas variáveis que faça com que sejam co-integradas sazonalmente. Para verificar a existência de estacionariedade utilizaremos o teste de Dickey-fuller aumentado.

3. Resultados obtidos

Podemos verificar a partir do teste ADF (Augmented Dickey-Fuller) para as séries em nível e em primeira diferença, cujos resultados são apresentados na tabela II, 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.

TABELA II – Teste de Raiz Unitária das Exportações (R\$), câmbio (R\$/US\$) e preço de venda (US\$).

Variáveis	AUGMENTED DICKEY-FULLER	
	τ_u	I(.)
LOGEXP	- 3.213676	I(1)
LOGCAMB	-1.882278	I(1)
LOGPM	-1.940862	I(1)
Δ LOGEXP	-10.69388	I(0)
Δ LOGCAMB	- 5.208829	I(0)
Δ LOGPM	- 6.910458	I(0)

Nota: τ_u é o teste com constante. I(.) é a 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, devemos verificar a sincronia das séries. 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 verificar isso, precisamos verificar se os resíduos da regressão são estacionários, utilizando o teste ADF e os valores críticos de Mackinnon⁸.

⁸ Ver Patterson (2000).

TABELA III – Teste de Cointegração

Variáveis	τ_u
Resid(T_1)	- 6,783084
Valor crítico de Mackinnon a 5%	- 4,088329

Nota: τ_u é o teste com constante.

Como as variáveis são cointegradas (ver tabela III), estas compartilham tendências estocásticas semelhantes, assim os testes t e F são válidos, o que nos permite realizar a regressão utilizando as variáveis em nível.

Comprovando a teoria econômica, constatamos 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.

TABELA IV – Exportações em reais x câmbio R\$ x preço venda em us\$.

Variáveis	Coefficiente	Desvio Padrão	P-Valor
C	16.98800	0.335247	0.0000
LOGCAMB	0.741270	0.065408	0.0000
LOGPM	0.625970	0.125673	0.0000
R ²	0.773055		

Fonte: Elaborado pelos autores.

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 heterocedasticidade, o que é comprovado pelo teste de white e pelo teste de Goldfeld-Quandt. Não foi constatado 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 os testes são apresentados em anexo.

Os resultados mostram que as exportações são mais sensíveis a variações no câmbio do que as variações nos preços dos calçados. Em parte isto 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

Podemos verificar através dos testes desenvolvidos que os estimadores calculados não apresentam viés de especificação e são estatisticamente significativos e eficientes. 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 este 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% , mantido 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 variáveis independentes (câmbio nominal e pelo preço de venda) explicam 77,3% das mudanças nas exportações de calçado no estado do RS. Confirmando a relevância destas variáveis junto às exportações de calçados do RS no período de janeiro de 2000 a março de 2005.

Soma-se a isto, o fato das 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, qualidade da mão-de-obra, capacidade empresarial, infra-estrutura de transportes, entre 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) o mesmo nível de emprego, produção e exportações consolidado ao longo das últimas décadas. Neste sentido, as reclamações do setor exportador de calçados no RS quanto à valorização do câmbio, perda de capacidade competitiva e conseqüente agravamento das taxas de desemprego nas regiões onde são desenvolvidas estas atividades, podem ser fundamentadas a partir dos resultados obtidos neste estudo.

6- Referências bibliográficas

ABICALÇADOS. Resenha Estatística 2004. Disponível em <http://www.abicalcados.com.br>. Acesso em julho de 2005.

ALICEWEB. Séries Temporais. Disponível em: <http://www.aliceweb.desenvolvimento.gov.br>. Acesso em julho de 2005.

COSTA, Achyles Barcelos da. **Organização industrial e competitividade da indústria de calçados brasileira**. Revista Análise Econômica. Porto Alegre. Ano 19, n. 36, p.45-66, 2001.

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

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

PATTERSON, Kerry. **An Introduction to Applied Econometrics**. New York. Palgrave Macmillan, 2000.

ZINI JUNIOR, Álvaro Antônio. **Taxa de Câmbio e Política Cambial no Brasil**. 2. ed. São Paulo: Editora da Universidade de São Paulo, 1995.

ANEXO

I. Testes

II. Teste de estabilidade

TABELA V - Teste de estabilidade dos coeficientes - Chow

Variáveis	F-Statistic	P-Valor
LOGEXP	0.661284	0.579275
LOGCAMB		
LOGPM		

Fonte: Elaborado pelos autores

TABELA VI - Teste de estabilidade dos coeficientes

Período	Variáveis	Coeficiente	P-Valor
I	C	0.668122	0.0000
	LOGCAMBR\$	0.119703	0.0000
	LOGPVUS\$	0.255813	0.0000
Soma quadrados dos resíduos		0.263326	
II	C	0.808559	0.0000
	LOGCAMBR\$	0.265335	0.0014
	LOGPVUS\$	0.209928	0.0045
Soma quadrados dos resíduos		0.353358	

Fonte: Elaborado pelos autores

$H_0 = \text{Periodo I} = \text{Periodo II}$

$H_1 = \text{Periodo I} \neq \text{Periodo II}$

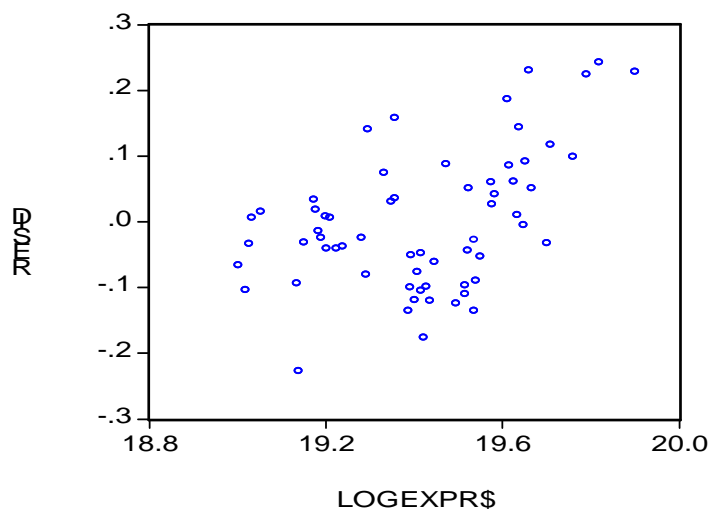
$$F = \frac{(SQE_r - SQE_{ir}) / K + 1}{SQE_{ir} / (n1 + n2 - 2K - 2)} = \frac{(0.668557 - (0.263326 + 0.353358) / 2 + 1)}{(0.263326 + 0.353358) / (31 + 32 - 2 * 2 - 2)} = \frac{0.01729}{0.01082}$$

$$F_{\text{calculado}} = 1.59797 \quad F_{\text{tabelado}} = 2,76 \quad (K + 1; n1 + n2 - 2K - 2)$$

Dado que o $F_{\text{calculado}}$ é menor que o F_{tabelado} em nível de 5% de significância, aceitamos H_0 , ou seja, as regressões são iguais, onde podemos concluir que os coeficientes estimados são constantes ao longo do tempo, comprovando o teste de Chow da tabela V.

III. Testando a Homocedasticidade dos erros

GRAFICO I – Comportamento dos resíduos frente às exportações



Fonte: Elaborado pelos autores.

Através da análise do comportamento dos resíduos não podemos constatar se há heterocedasticidade dos erros, para termos certeza efetuaremos outros testes.

TABELA VI - Teste de White - Heterocedasticidade

F-estatístico	1.068305	P-Valor	0.380490
Variáveis	Coefficientes	t-estatístico	P-valor.
C	-0.059282	-0.057105	0.9547
LOGCAMB	0.058464	0.711918	0.4794
LOGCAMB^2	-0.023802	-0.534200	0.5952
LOGPM	0.019175	0.025613	0.9797
LOGPM^2	-0.002093	-0.015542	0.9877

Fonte: Elaborado pelos autores.

Como os coeficientes das variáveis explicativas não se mostraram significativos segundo o teste “t” e “F”, podemos concluir que os erros são homocedásticos.

TABELA VII - Teste de Goldfeld-Quandt

Período	Variáveis	Coeficientes	t-estatístico	P-valor
I	C	15.94476	26.57335	0.0000
	LOGCAMB	0.917310	7.394160	0.0000
	LOGPM	0.970829	4.337503	0.0002
Soma quadrados dos resíduos		-1.954402		
II	C	16.71788	17.96708	0.0000
	LOGCAMB	0.922824	2.852635	0.0090
	LOGPM	0.649620	2.601074	0.0160
Soma quadrados dos resíduos		0.348538		

Fonte: Elaborado pelos autores.

Onde calculamos a seguinte razão:

$$\lambda = \frac{SQR_2 / gl}{SQR_1 / gl} \quad \text{onde } gl = n - c - 2k \quad n = \text{numero de variáveis, } c = \text{observações centrais}$$

$$2 \quad k = \text{numero de parametros a serem estimados}$$

$$\lambda = \frac{0.348538 / \{(63 - 11 - 2 \times 3)/2\}}{0.148063 / \{(63 - 11 - 2 \times 3)/2\}} = \frac{0.01515}{0.00644} = 2.3539$$

O valor F critico para 23 gl no numerador e no denominador em nivel de 1% de significancia é de 2,66 e o F calculado (λ) é menor, podemos concluir que não há heterocedasticidade na variância do erro, comprovando o teste de White da tabela VI.

IV. Testando a Hipótese de Inexistência de Autocorrelação dos erros

Utilizamos o teste de Durbin Watson para testar o problema de autocorrelação em nosso modelo, a um nivel de significância de 5%:

$$DW_{\text{calculado}} = 1.734381 \quad DW_{\text{inf}} = 1.503 \quad \text{e} \quad DW_{\text{sup}} = 1.696$$

Como o valor calculado é maior que 1.696 (DW sup), podemos concluir que não há indício de correlação serial positiva de primeira ordem.

Podemos comprovar a inexistência de autocorrelação dos dados através do teste de LM demonstrado na tabela VIII, onde nenhum dos coeficientes se mostrou significativo, rejeitando a hipotese de autocorrelação dos erros.

TABELA VIII - Teste LM para Autocorrelação

F-estatístico	1.054017	P-Valor	0.308775
Variáveis	Coeficientes	t-estatístico	P-valor.
C	-0.038012	-0.112751	0.9106
LOGCAMB	-0.003599	-0.054966	0.9564
LOGPM	0.014934	0.118094	0.9064
RESID(-1)	0.133464	1.026653	0.3088

Fonte: Elaborado pelos autores.

3.4.1 Testando a Hipótese de Inexistência de Multicolinearidade entre as variáveis explicativas através da análise da sensibilidade dos parâmetros a partir da inclusão ou retirada de observações

TABELA IX- Regressão das Exportações em reais x câmbio em R\$ (sem a variável Preço de Venda em US\$)

Variáveis	Coeficientes	t-estatístico	P-valor.
C	18.63054	261.6882	0.0000
LOGCAMB	0.837441	11.36478	0.0000

Fonte: Elaborado pelos autores.

TABELA X - Regressão das Exportações em reais x Preço de Venda em US\$ (sem a variável Câmbio em R\$)

Variáveis	Coeficientes	t-estatístico	P-valor.
C	16.52252	28.25389	0.0000
LOGPM	1.046397	4.958305	0.0000

Fonte: Elaborado pelos autores.

Podemos verificar na 1ª regressão que o parâmetro câmbio em R\$ e o intercepto apresentaram uma pequena sensibilidade à retirada da variável preço de venda em US\$, mas na 2ª regressão o parâmetro preço de venda em US\$ apresentou uma maior sensibilidade à retirada do parâmetro câmbio em US\$, já o intercepto mostrou quase igual, o que nos remete a uma regressão auxiliar.

TABELA XI - Regressão das Exportações em reais x câmbio R\$ x Preço de Venda em US\$

Variáveis	Coeficientes	t-estatístico	P-valor.
C	16.98800	50.67304	0.0000
LOGCAMB	0.741270	11.33296	0.0000
LOGPM	0.625970	4.980927	0.0000
R ²	0.773055		

Fonte: Elaborado pelos autores.

TABELA XII - Regressão das Câmbio em R\$ x Preço de Venda em US\$

Variáveis	Coeficientes	t-estatístico	P-valor.
C	-0.627946	-0.964137	0.3388
LOGPM	0.567171	2.413045	0.0188
R ²	0.087138		

Fonte: Elaborado pelos autores.

Conforme a regra de Klein, a multicolinearidade não se apresenta como um problema incômodo, pois o R² obtido da regressão global é maior (0.773) que o da 2ª regressão (0.087).

$$\text{Mas para maior tranquilidade iremos calcular o } R^2_1 = \frac{R^2 X_1.X_2 / (k - 2)}{(1 - R^2 X_1.X_2) / (n - k - 1)} =$$

onde n = indica o tamanho da amostra, k = representa o número de variáveis explicativas, incluindo o intercepto e R²_{X₁.X₂} = o coeficiente de determinação na regressão de X₁ sobre X₂.

$$R^2_1 = \frac{0.087138 / 3 - 2}{1 - 0.087138 / 63 - 3 + 1} = 5.91826$$

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%, podemos presumir que não existe multicolinearidade, então podemos manter as variáveis no modelo, o que também podemos constatar através do FIV (fator que inflaciona a variância) através do calculo:

FIV = 1 / (1 - R²) = 1 / (1 - 0.087138) = 1.095 que não excede a 10, portanto a variável não é altamente colinear.

This document was created with Win2PDF available at <http://www.daneprairie.com>.
The unregistered version of Win2PDF is for evaluation or non-commercial use only.