

# EQUAÇÕES DE OFERTA E DEMANDA POR EXPORTAÇÕES DO SETOR DE CALÇADOS, 1985/2003

Igor Alexandre Clemente de Morais\*  
Alexandre Englert Barbosa\*\*

**Resumo:** Este trabalho estima as equações de oferta e de demanda por exportações de calçados brasileiros, entre o primeiro trimestre de 1985 e o primeiro trimestre de 2003, a partir da metodologia de Johansen (1988) para co-integração. Na equação de oferta, observa-se que a maior parte de um choque cambial impacta o *quantum* exportado no longo prazo, verificando-se a ocorrência do *efeito J*. Da mesma forma, os impactos de variações nos preços ocorrem no longo prazo. Para a equação de demanda, verifica-se que a elasticidade-preço é negativa, concentrando seus efeitos no curto prazo, evidenciando o fato de que o calçado brasileiro é um bem normal para o consumidor americano. Por fim, a elasticidade-renda estimada é positiva, com seu ajuste ocorrendo no curto prazo.

**Palavras-chave:** Raiz unitária. Co-integração. Equação de oferta e de demanda.

**Abstract:** This paper estimates supply and demand equations of brazilian footwear, from the first quarter of 1985 until the first quarter of 2003 through Johansen's methodology (1988) of cointegration. In the supply equation, it is possible to find out that the greatest part of an exchange rate shock alters the *quantum* exported in the long term, verifying the *J-Curve*. Additionally, prices variation impacts also occur in the long term. Regarding the demand equation, price elasticity is negative, concentrating its effects in the short term, making evident the fact that brazilian footwear is a normal good to american consumer. Finally, the estimated income elasticity is positive, with the adjustment occurring in the short term.

**Key words:** Unit root. Cointegration. Supply and demand functions.

**JEL classification:** C22, Time-series models. F14, Country and industry studies of trade.

\* Doutor em Economia pelo PPGE/UFRGS. Professor de Economia da UNILASALLE.

\*\* Mestre em Economia PPGE/UFRGS e doutorando em Economia pelo PPGE/UFRGS.

Análise	Porto Alegre	v. 17	n. 1	p. 67-90	jan./jul. 2006
---------	--------------	-------	------	----------	----------------

## 1 Introdução

Durante a década de 1970, a economia brasileira passou por profundas transformações estruturais, mais notadamente na indústria de bens de capital e de bens intermediários, o que modificou a pauta de importações e de exportações do país nos anos subseqüentes. Os incentivos fiscais concedidos à exportação de diversos produtos manufaturados durante este período não foram suficientes para permitir que o país superasse a crise da dívida da década de 1980, tendo o governo que recorrer, em determinados momentos, à política cambial<sup>1</sup>.

Uma das variáveis mais importantes para se considerar a performance de qualquer setor exportador é a taxa de câmbio, pois esta regula a relação de preços entre economias que mantém relações comerciais. Assim, a constatação teórica de que uma desvalorização da moeda promove um incentivo nas exportações, deve encontrar respaldo nos resultados empíricos a partir de dados históricos. Uma série de estudos relacionados ao comportamento do comércio exterior do Brasil estimaram as elasticidades de curto e de longo prazo a partir das equações de importações e de exportações, bem como da dinâmica da balança comercial brasileira<sup>2</sup>. É importante ressaltar que, na maioria destes trabalhos, foi encontrado que a taxa de câmbio real exerceu forte influência sobre o desempenho do setor externo brasileiro.

Moraes (1986) encontrou que os impactos estimados de uma desvalorização cambial sobre as importações de produtos competitivos à indústria de transformação (produtos manufaturados), no longo prazo, é de -0,6. Portugal (1993)

---

<sup>1</sup> Pinheiro et al. (1993) analisam os incentivos concedidos à exportação para 23 gêneros entre 1980 e 1991. Dentre os incentivos calculados contemplam-se a isenção de IPI, ICMS, créditos-prêmio de IPI e ICMS, BEFIEIX, regime de *drawback*, incentivos financeiros e redução do imposto de renda. O setor de calçados esteve entre os dez setores com maiores incentivos de crédito-prêmio de IPI e ICMS durante a década de 1980. Para uma abordagem dos impactos do II PND sobre a demanda de importações de bens de capital no Brasil, ver Resende (1997).

<sup>2</sup> Sobre a balança comercial e as estimativas de elasticidade, ver Braga (1987). Ferreira (1993) aplicou testes de causalidade entre a balança comercial e dez variáveis. Pinheiro (1992) estimou indicadores de competitividade para as exportações de 36 setores e sete complexos entre 1980 e 1988.

estimou equações de exportações industriais brasileiras através do mecanismo de correção de erros e investigou a hipótese de instabilidade dos parâmetros. Para a equação de oferta de exportação, a elasticidade câmbio encontrada pelo autor no longo prazo foi de 2,48 e no curto prazo de 1,22.

Em Castro (1998), a elasticidade-câmbio de longo prazo estimada para as exportações totais foi de 0,6, enquanto para os produtos básicos e manufaturados foi de 0,91 e 1,72, respectivamente, e para as exportações de semimanufaturados foi de 1,38. No mecanismo de correção de erros encontrado pelo autor não é verificado um efeito contemporâneo do câmbio apenas nas duas primeiras equações. Em Carvalho (2000), a elasticidade-câmbio de longo prazo para as exportações de produtos agropecuários foi baixa (0,12). Já Kannebley (2000) estimou o grau de *exchange rate pass-through* para nove setores exportadores, encontrando evidência de que apenas no setor de peças e outros veículos existe um *pass-through* tanto no longo prazo quanto no curto prazo. Em todos os demais setores este efeito foi nulo<sup>3</sup>.

Amazonas et al. (1996) estimam equações de oferta e demanda de exportações de produtos manufaturados do Brasil, em que a elasticidade-câmbio no curto prazo encontrada foi de 0,64 para o modelo sem tendência e de 0,78 para o modelo com tendência. Assim, como pode ser visto nos diferentes resultados encontrados na literatura, há evidência de que os impactos setoriais advindos de choques externos e de políticas macroeconômicas podem ser bastante diferenciados e dependem, em grande medida, da estrutura do mercado externo, além de fatores como subsídios, tarifas, desenvolvimento tecnológico e outros.

Nas últimas três décadas, o país adotou diferentes sistemas cambiais (flutuação suja e limpa, câmbio administrado e bandas cambiais), além de ter promovido várias maxi e mini desvalorizações da moeda em determinados períodos. Dentre os maiores choques, cabe destacar as desvalorizações da taxa de câmbio real no final da década de 1970 e início da

---

<sup>3</sup> Os setores considerados nas estimativas do autor foram: Extrativa mineral, Metais não-ferrosos, Siderurgia, Máquinas e tratores, Veículos peças e outros veículos, Madeira e mobiliário, Celulose papel e gráfica e Óleos.

década de 1980, no início da década de 1990 com o Plano Collor I e II e, por fim, mais recentemente, a mudança de regime cambial no primeiro trimestre de 1999.

Neste estudo, o foco será o setor calçadista (responsável por 2,4% das exportações brasileiras) que, da mesma forma, sofreu impactos significativos, oscilando bastante suas vendas ao exterior ao longo das últimas décadas. Cabe ressaltar que as oscilações no comportamento do comércio exterior do setor estiveram presentes principalmente nos quatro trimestres que se seguiram às depreciações do câmbio. Destaca-se, em especial, os aumentos das exportações do início da década de 1980, entre os anos de 1987 e 1988, no início da década de 1990 e, mais recentemente, no ano 2000<sup>4</sup>.

A evolução histórica deste setor, intensivo em mão-de-obra, mostrou um movimento bem definido desde meados do século XX, quando a produção dos diversos países atendia, basicamente, o mercado doméstico. Desde os anos 1970, houve um crescimento da produção dos países asiáticos, que já representam cerca de 2/3 do total exportado no mundo, atraída pelos baixos salários e pela característica do setor, que não exige um nível elevado de escolaridade. A China ingressou no mercado de calçados ao longo da década de 1980 e, atualmente, representa a metade da produção (e também da exportação) mundial, enquanto o Brasil possui cerca de 5% do total. Ou seja, a capacidade produtiva dos países asiáticos, aliada à farta oferta de mão-de-obra, fez com que os países asiáticos em desenvolvimento fossem um berço natural para a produção de calçados.

Ao analisar o comportamento no longo prazo da quantidade exportada de calçados, podemos inferir, em princípio, que esta é muito sensível à mudanças nos preços relativos, principalmente pelo lado da demanda. Ou seja, é esperado que exista uma elasticidade câmbio-oferta positiva, em que o exportador tem um incentivo a aumentar as suas vendas ao exterior quando a moeda se deprecia<sup>5</sup>.

<sup>4</sup> Neste contexto, destacam-se as empresas de calçados instaladas no Rio Grande do Sul, 36,5% do total das instaladas no Brasil, exportando 70% das exportações brasileiras em volume e 80% em valores (Abicalçados, 2003).

<sup>5</sup> Desempenho parecido ocorreu com as exportações de calçados no México após a desvalorização do peso no final de 1994. Ver Andrade (2001).

Desta forma, são duas as motivações para a abordagem empírica do comportamento das exportações brasileiras de calçados. Em primeiro lugar, verificar se os preços relativos têm, realmente, grande importância para o exportador e, em segundo lugar, suprir a ausência, na literatura brasileira, de estudo que determine, em particular, as elasticidades de oferta e demanda para o setor de calçados. Cabe salientar que a estimação destas equações estruturais são importantes pois podem servir tanto para determinar os efeitos do câmbio, dos preços internacionais e do crescimento da renda externa sobre as exportações de calçados, mas também como subsídio para uma análise futura de impactos de uma política setorial em termos de acordos comerciais que impliquem em alteração da estrutura tarifária.

Este trabalho está dividido em três seções além desta Introdução. Na seção dois discute-se a metodologia que será empregada para obter as estimativas. Na seção três estão os resultados estatísticos e, na seção quatro, as conclusões.

## 2 Metodologia

### 2.1 Equações de oferta e de demanda

As equações de oferta e de demanda por exportações, utilizadas neste trabalho, contemplam a seguinte relação:

$$QX_t^o = f(PX_t, P_t, U_t) + \varepsilon_t \quad (2.1)$$

$$QX_t^d = g(PR_t, PIB_t) + \zeta_t \quad (2.2)$$

onde:  $QX_t^o$  e  $QX_t^d$  são a oferta e demanda por exportação, respectivamente;  $PX_t$  é o preço de exportação;  $P_t$  é a produção potencial do setor;  $U_t$  é a utilização da capacidade instalada para o setor de calçados;  $PR_t$  é o preço do produto medido em moeda estrangeira<sup>6</sup>;  $PIB_t$  é a renda externa e  $\varepsilon_t$  e  $\zeta_t$  são

<sup>6</sup> Dado pela razão entre o Índice de preços ao consumidor do calçado e o Índice de preços ao consumidor geral, ambos para a economia externa.

choques exógenos<sup>7</sup>. Usando a função log-linear, a forma funcional para as equações pode ser dada por:

$$qx_t^o = \alpha_0 + \alpha_1 px_t + \alpha_2 p_t + \alpha_3 u_t + \varepsilon_t \quad (2.3)$$

$$qx_t^d = \beta_0 + \beta_1 pr_t + \beta_2 PIB_t + \zeta_t \quad (2.4)$$

onde: as letras minúsculas representam o logaritmo natural e os coeficientes,  $\alpha_1$ ,  $\alpha_2$ ,  $\beta_1$ ,  $\beta_2$  são as elasticidades.

## 2.2 Estacionariedade e co-integração

Após o estudo de Nelson et al. (1982), muitos outros trabalhos demonstraram que variáveis macroeconômicas incluem componentes que são gerados por choques permanentes, ou seja, as séries são processos integrados e possuem uma tendência estocástica. A definição de co-integração se refere a uma combinação linear estacionária de variáveis não estacionárias, que possuem a mesma ordem de 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 sistema<sup>8</sup>. Neste sentido, deve haver uma relação dinâmica entre as variáveis no curto prazo, afetadas por choques transitórios e o seu comportamento no longo prazo, influenciado pelos choques permanentes.

Seja o vetor de coeficientes  $\beta = (\beta_1, \dots, \beta_n)$  e o vetor de variáveis  $x_t = (x_1, \dots, x_{nt})'$ . O equilíbrio de longo prazo deste sistema ocorre quando  $\beta x_t = 0$ , e seu desvio é dado por  $\varepsilon = \beta x_t$ . Os componentes do vetor  $x_t$  são co-integrados de ordem  $d$ ,  $b$ ,  $x_t \sim x_t \sim CI(d, b)$  se,  $x_{it} \sim I(d) \forall i = 1, \dots, n$  em  $x_t$  e, se existe um vetor  $\beta$  tal que a combinação linear  $\beta x_t = \beta_1 x_{1t} + \dots + \beta_n x_{nt} \sim I(d - b)$ , com  $b > 0$ . O vetor  $\beta$  é chamado de vetor de co-integração e, para os  $n$  componentes de  $x_t$ , pode existir, no máximo,  $n - 1$  vetores de co-integração linearmente independentes.

<sup>7</sup> Uma outra identidade que pode vir a ser incluída neste sistema é:  $qx_t^o = qx_t^d$ .

<sup>8</sup> O conceito de co-integração é discutido extensivamente em Engle et al. (1991).

Em particular, a existência de co-integração pode ser verificada de duas formas. Primeira a partir da análise dos resíduos obtidos da relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis<sup>9</sup>. Uma outra alternativa é estimar um VAR em primeira diferença, quando  $x_{it} \sim I(1)$ , adicionado de quantas defasagens forem necessárias de forma a produzir resíduos gaussianos. A primeira abordagem está relacionada ao método de Engle-Granger, com as estimativas feitas em duas etapas e encontrando-se apenas um vetor de co-integração. Acontece que o processo feito em duas etapas aumenta as possibilidades de erro, além do que, à medida que se utiliza um maior número de variáveis, também aumenta o número de possíveis vetores de co-integração.

A segunda abordagem, relacionada ao método de Johansen, suplanta estes problemas na medida em que o processo não é feito só por máxima verossimilhança, como também permite que se encontre múltiplos vetores de co-integração. De forma geral, um VEC, vetor de correção de erros, é dado pela equação 2.5:

$$\Delta x_t = \pi_0 + \pi x_{t-1} + \sum_{i=1}^p \pi_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2.5)$$

onde:  $\pi_0$  é um vetor ( $nx1$ ) de interceptos;  $\pi_i$  uma matriz de coeficientes ( $nxn$ );  $\pi$  é uma matriz de coeficientes de longo prazo, com elementos  $\pi_{jk}$ , tal que um ou mais  $\pi_{jk} \neq 0$ ; e  $\varepsilon_t$  é um vetor ( $nx1$ ) de resíduos<sup>10</sup>. O posto de  $\pi$  determinará o número de vetores de co-integração.

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<sup>11</sup>.

<sup>9</sup> Se ocorrer que o vetor  $x_{it} \sim I(d) \forall i = 1, \dots, n$  em  $x_t$  onde as variáveis são co-integradas, então existe uma representação da forma de correção e erro que relaciona estas variáveis, e vice-versa. Ver Engle et al. (1987) e Engle et al. (1991).

<sup>10</sup> Componentes sazonais comuns, também podem ser introduzidos na análise de co-integração. Ver Harvey (1996).

<sup>11</sup> Seja duas variáveis integradas sazonalmente,  $x_t \sim SI(1)$  e  $y_t \sim SI(1)$ . Então,  $z_t = y_t - \alpha x_t \sim SI(0)$ , onde  $\alpha$  é o vetor de co-integração sazonal.

Esta característica foi formalizada por Hylleberg et al. (1990) através do teste de raiz unitária sazonal ( $\pi$ ), e que será aqui aplicado. Assim, na presença de sazonalidade, esta pode ser formalizada dentro da equação 2.5.

É bem conhecido que testes padrões para estacionaridade podem produzir inferências incorretas quando o processo gerador dos dados se modifica durante a amostra. Ou seja, uma série pode ter uma tendência estacionária; porém, devido à presença de quebra estrutural, o teste tradicional de Dickey-Fuller não é apropriado para identificar a existência de raiz unitária. Perron (1997) propôs três métodos, que podem ser usados em três diferentes modelos, para verificar se as séries possuem raiz unitária mesmo na presença de quebra estrutural. O modelo um descreve o teste de raiz unitária para a presença de *outlier* de inovação com mudança no intercepto, permitindo a troca exógena no nível da série<sup>12</sup>. No modelo dois, tanto a mudança do intercepto, quanto da inclinação, podem ocorrer no momento da quebra estrutural  $T_b$ , permitindo uma troca exógena na taxa de crescimento. Para este teste, é acrescentado apenas o termo  $\gamma DT_t$  em relação ao teste anterior. Por fim, no modelo três, testa-se a mudança na inclinação, em que a função tendência está associada com o momento da quebra estrutural, e pode ser utilizada as mesmas estatísticas do modelo dois. Vale ressaltar que esse modelo permite que seja feita uma troca exógena tanto no nível quanto na taxa de crescimento. A não rejeição de  $H_0$  implica na presença de raiz unitária. A tabela com os valores críticos para os testes pode ser encontrada em Perron (1997).

### 3 Resultados estatísticos

#### 3.1 Equação de oferta de exportações

Nesta seção são feitos testes estatísticos nas séries do índice de preço e de *quantum* de exportações, para a utilização da capacidade instalada e para a produção potencial da indústria. Todos os dados são trimestrais, sem ajuste sazo-

<sup>12</sup> A equação que descreve esse modelo é da forma:

$$y_t = \mu + \theta DU_t + \beta t + \delta D(T_b)_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t.$$

nal, perfazendo um total de 73 observações entre 1985T1 e 2003T1<sup>13</sup>.

A quantidade e o preço das exportações de calçados do país é dada pela série da Funcex (Fundação Centro de Estudos do Comércio Exterior), índice de preço e índice de *quantum* das exportações de calçados, e são aqui denominadas de  $qx$  e de  $px$ , respectivamente. Para captar o efeito preço é utilizado a variável preço de exportação, dada por  $px$  e, para ver o efeito da taxa de câmbio real, a variável  $e$ . Espera-se que o coeficiente de  $px$ , a elasticidade preço-oferta, tenha sinal positivo, ou seja, que  $\alpha_1 > 0$  em 2.3<sup>14</sup> e que a elasticidade-câmbio também seja positiva.

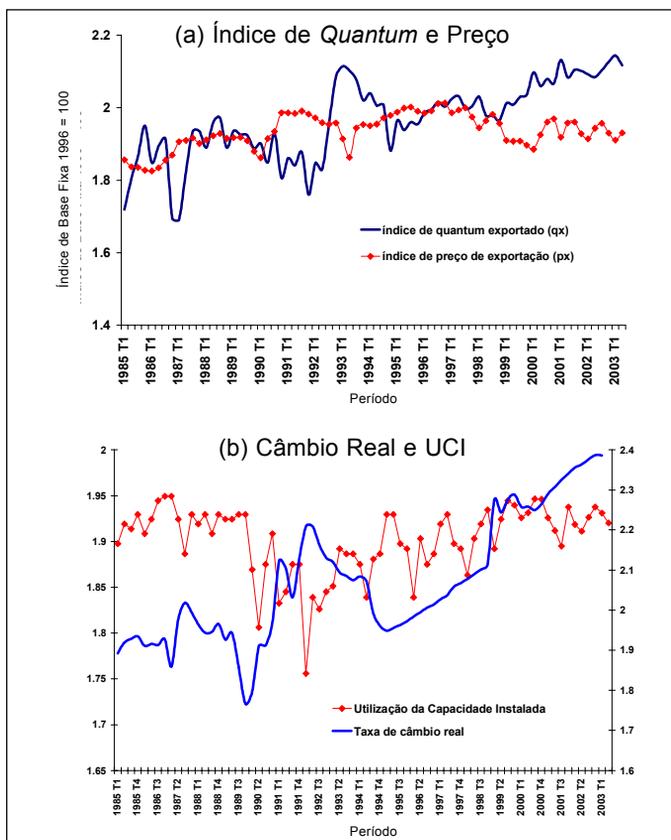
Por fim, tem-se a utilização da capacidade instalada para o setor, dada por  $u_t$ . Cabe salientar que algumas hipóteses foram feitas nesta variável com vistas a tornar possível as estimativas. O objetivo é que a utilização da capacidade capte a existência de um possível efeito substituição entre o mercado interno e as exportações. Assim, para um dado aumento de  $u_t$ , a expectativa é que, então, as exportações diminuam; ou seja, supõe-se que os exportadores prefiram atender primeiramente a demanda interna. Esta série foi obtida na Fundação Getúlio Vargas para o setor de Calçados.

Como se vê na Figura 3.1, a quantidade exportada de calçados apresentou uma tendência determinística ao longo das duas últimas décadas. Porém, em alguns períodos o setor amargou quedas significativas nas exportações, como durante o Plano Cruzado, no primeiro trimestre de 1986, e entre o segundo trimestre de 1993 e o último de 1994. Vale ressaltar, contudo, que estas quedas no *quantum* exportado não foram significativas a ponto de reverter uma tendência histórica pronunciada de alta nas vendas externas de calçados.

<sup>13</sup> Os testes e as estimativas aqui implementados foram feitos no Rats 4.0 e no Eviews 3.0. Várias rotinas para o primeiro pacote estatístico podem ser encontradas no endereço <www.estima.com>.

<sup>14</sup> A equação  $e_t = E_t \frac{IPA_{USA}}{IPA_{BR}}$  reflete o grau de competitividade, no conceito macro,

entre o bem externo e bem doméstico, baseando-se na lei do preço único, no qual o preço de ambos os bens tende a se igualar no longo prazo. Um outro indicador que poderia ser utilizado é a relação câmbio/salário. Mas, o uso deste indicador foi descartado devido pela ausência destes dados para o período aqui considerado.



FONTES: (a) Índice de *Quantum* e índice de preço, Funcex;  
(b) Utilização da Capacidade instalada, FGV DADOS.

Figura 3.1 – Dados do setor calçadista

Apesar da série do preço de exportação (*px*) também apresentar uma tendência determinística, esta parece ser menos pronunciada do que a verificada na série do índice de *quantum*. As duas grandes quedas nos preços de exportação ocorreram entre o segundo trimestre de 1991 e o terceiro de 1992 e, mais recentemente, entre 1996 e o final de 1999. Mas, a despeito desta relativa estabilidade nos preços de exportação, nas duas últimas décadas, a série *px* não aparenta ter uma reversão à média.

A taxa de câmbio real mostra diversos momentos que representam uma quebra estrutural. As maiores desvaloriza-

ções na taxa ocorreram após o Plano Collor I, em março de 1990, e após a mudança de regime cambial em 1999. Já a maior valorização foi entre o Plano Collor II e o final de 1994. Por fim, a série da utilização da capacidade instalada se assemelha a um processo estacionário com *drift*, ocorrendo claramente uma quebra estrutural no início da década de 1990, que deve estar associada aos Planos Collor I e II.

Apesar de nenhuma destas quatro séries apresentarem um comportamento sazonal, cabe salientar que a questão da existência de raiz unitária não está relacionada apenas a variáveis com tendência, podendo também estar presente uma ordem de integração sazonal. Se uma série apresenta uma forte sazonalidade, então ela pode conter uma raiz unitária sazonal. Neste caso, uma co-integração pode ocorrer tanto em algum ciclo sazonal, quanto no domínio de frequência zero. Para verificar este comportamento, inicialmente são feitos testes de raiz unitária para a frequência zero, semianual (dois trimestres) e anual (quatro trimestres). As estimativas<sup>15</sup> são apresentadas na Tabela 3.1.

**Tabela 3.1** – Teste de raiz unitária sazonal – Oferta de exportações

	Aux. Reg.	$\pi_1$	$\pi_2$	$\pi_3 \cap \pi_4$
qx	–	1,179	-2,590 <sup>a</sup>	15,952 <sup>a</sup>
	I	-2,369 <sup>b</sup>	-3,174 <sup>b</sup>	43,192 <sup>a</sup>
	I, SD	-2,470	-4,131 <sup>a</sup>	31,634 <sup>a</sup>
	I, Tr	-4,411 <sup>a</sup>	-2,149 <sup>b</sup>	42,785 <sup>a</sup>
	I, SD, Tr	-3,575 <sup>b</sup>	-4,315 <sup>a</sup>	34,605 <sup>a</sup>
px	–	0,135	-5,684 <sup>a</sup>	15,296 <sup>a</sup>
	I	-2,354	-5,702 <sup>a</sup>	15,415 <sup>a</sup>
	I, SD	-2,250	-4,879 <sup>a</sup>	23,736 <sup>a</sup>
	I, Tr	-2,153 <sup>b</sup>	-5,609 <sup>a</sup>	15,062 <sup>a</sup>
	I, SD, Tr	-2,133	-4,825 <sup>a</sup>	23,197 <sup>a</sup>
e	–	1,202	-6,108 <sup>a</sup>	21,042 <sup>a</sup>
	I	-1,099	-6,180 <sup>a</sup>	21,537 <sup>a</sup>
	I, SD	-1,173	-5,894 <sup>a</sup>	23,158 <sup>a</sup>
	I, Tr	-2,161	-6,253 <sup>a</sup>	22,215 <sup>a</sup>
	I, SD, Tr	-2,190	-5,971 <sup>a</sup>	23,871 <sup>a</sup>
u	–	-0,151	-3,458 <sup>a</sup>	12,143 <sup>a</sup>
	I	-1,965	-3,531 <sup>a</sup>	12,790 <sup>a</sup>
	I, SD	-2,024	-4,110 <sup>a</sup>	14,195 <sup>a</sup>
	I, Tr	-2,356	-3,488 <sup>a</sup>	12,371 <sup>a</sup>
	I, SD, Tr	-2,420	-4,094 <sup>a</sup>	13,758 <sup>a</sup>

NOTA: O termo determinístico é zero (–), um intercepto (I), uma Dummy sazonal (SD) e uma tendência (Tr). a: nível de significância 1%; b: 5%. A tabela pode ser consultada em Hylleberg et al. (1990).

<sup>15</sup> A partir do operador de diferença sazonal  $\Delta_4 y_t$ , pode-se obter  $(1-L^4) = (1-L)(1+L)(1-iL)(1+iL)$ , onde cada raiz unitária corresponde a um ciclo diferente no domínio do tempo. Ver Harris (1995) ou Hylleberg et al. (1990).

Como pode ser visto, a partir do resultado em  $\pi_1$ , há um forte indicativo de existência de raiz unitária na frequência zero para as séries  $qx$ ,  $e$ ,  $px$  e  $u$ , que são  $I_0(1)$ . A existência de raiz unitária semi-anual e de raiz unitária na frequência anual é rejeitada em  $p_2$  e em  $\pi_3 \cap \pi_4$ , respectivamente, ou seja, todas as séries são  $I_{1/2}(0)$  e  $I_{1/4}(0)$ .

A seguir, é feito o teste ADF (Augmented Dickey-Fuller) para as séries em nível e em primeira diferença. Os resultados são apresentados na Tabela 3.2. Todas as variáveis (índice de *quantum*, de preço, taxa de câmbio real e a utilização da capacidade instalada), quando medidas em nível, acusam a presença de raiz unitária; contudo, quando feita a primeira diferença, tornam-se estacionárias. Apesar disso, cabe salientar que várias séries macroeconômicas possuem pontos de quebras estruturais tanto no intercepto quanto na tendência, que podem viesar os testes de raiz unitária em favor da não rejeição de  $H_0$ .

**Tabela 3.2** – Teste de raiz unitária equação de oferta de exportações

	$\tau$	$\tau_\mu$	$\tau_\tau$	$I(.)$		$\tau$	$\tau_\mu$	$\tau_\tau$	$I(.)$
$qx$	0,835	-1,829	-4,473	$I(1)$	$\Delta qx$	-6,520 <sup>a</sup>	-6,528 <sup>a</sup>	-6,471	$I(0)$
$px$	0,450	-3,342	-3,033	$I(1)$	$\Delta px$	-7,546 <sup>a</sup>	-7,521 <sup>a</sup>	-7,651	$I(0)$
$E$	1,232	-0,730	-2,282	$I(1)$	$\Delta e$	-6,237 <sup>a</sup>	-6,180 <sup>a</sup>	-6,125	$I(0)$
$U$	-0,007	-2,922	-2,959	$I(1)$	$\Delta u$	-7,773 <sup>a</sup>	-7,714 <sup>a</sup>	-7,731	$I(0)$

NOTA:  $\tau$  sem constante;  $\tau_\mu$  com constante;  $\tau_\tau$  com constante e com tendência.  $I(.)$  ordem de integração. a: 1%; b: 5%.

Para verificar a hipótese da existência ou não de raiz unitária, os testes propostos em Perron (1997) foram feitos para todas as séries em questão, e os resultados encontram-se na Tabela 3.3. a seguir. A partir destes testes é possível determinar não apenas o momento da quebra estrutural ( $T_b$ ) em cada variável, mas também verificar se estas variáveis são estacionárias na presença de mudança de regime.

**Tabela 3.3** – Teste de Raiz Unitária na Presença de Quebra Estrutural

Método de escolha de $T_b$	Modelo	$Qx$	$px$	$e$	$u$
UR – $t_{\alpha}^*(i)$	1	-5,102	-4,997	-3,370	-7,568 <sup>a</sup>
	2	-5,165	-5,014	-3,998	-7,685 <sup>a</sup>
	3	-4,659	-4,617	-2,923	-6,842 <sup>a</sup>
STUD – $t_{\alpha, \hat{\theta}}^*$ e $t_{\alpha, \gamma}^*$	1	-5,102	-4,997	-2,523	-7,568 <sup>a</sup>
	2	-4,562	-4,812	-3,998	-6,757 <sup>a</sup>
	3	-4,640	-4,617	-2,924	-6,832 <sup>a</sup>
STUDABS – $t_{\alpha,  \hat{\theta} }^*$ e $t_{\alpha,  \gamma }^*$	1	-5,102	-4,997	-2,523	-7,568 <sup>a</sup>
	2	-4,562	-4,812	-3,998	-6,757 <sup>a</sup>
	3	-4,640	-4,617	-2,924	-6,832 <sup>a</sup>

NOTA: O modelo 1 é para mudança no intercepto. O modelo 2 é para mudança no intercepto e na inclinação. O modelo 3 é um *outlier* aditivo com uma mudança na inclinação, em que a tendência é associada com o momento da quebra estrutural. O método UR minimiza a estatística  $t$  para testar se  $\alpha = 1$ . O método STUD minimiza a estatística  $t$  no parâmetro associado com a mudança no intercepto ou na inclinação. O método STUDABS fornece o valor absoluto máximo da estatística  $t$  no parâmetro associado com a mudança no intercepto ou na inclinação.  $T_b$  é momento da quebra. a rejeita  $H_0$  a 1% e b a 5%.

A partir destes resultados, pode-se inferir que a série da utilização da capacidade instalada não tem raiz unitária quando é considerada a influência de quebra estrutural no teste. Esta ocorre tanto no intercepto quanto na inclinação<sup>16</sup>. Para as demais séries, não é possível rejeitar a hipótese de raiz unitária. Portanto, para o vetor  $x'_t = (qx, px, e, u)$ , tem-se que  $qx \sim I(1)$ ,  $px \sim I(1)$ ,  $e \sim I(1)$  e que  $u \sim I(0)$ .

A estimativa da relação de longo prazo entre as variáveis, tal como na equação 3.1, mostra que o coeficiente do preço de exportação não é significativo:

$$\log q_t = 0,73 + 0,166 \log px_t + 0,440 \log e_t + \varepsilon_t \quad (3.1)$$

(0,38)      (0,200)      (0,061)

Porém, tal como foi mostrado no teste de Perron, feito anteriormente, há uma mudança estrutural no intercepto da

<sup>16</sup> Para a variável  $u$ , o modelo 1 e 2 indicam uma quebra temporal em 1989:03 e 1992:01. No modelo 3 em 1992:01. Para a variável  $qx$ , o modelo 1 indica uma mudança no intercepto em 1992:01. Assim, será utilizada uma *dummy* de intervenção relacionada à série do *quantum* das exportações, caracterizada por D1, desta data em diante.

variável *quantum* exportado a partir do primeiro trimestre de 1992. Utilizando a variável *dummy* para *qx*, a equação de longo prazo passa a ser dada por 3.2:

$$\log q_t = 2,24 + 0,373 \log px_t + 0,173 \log e_t + 0,072 D_1 + \varepsilon_t \quad (3.2)$$

(0,400)      (0,186)      (0,06)      (0,011)

Nesta relação, todos os coeficientes são significativos; porém, a elasticidade *preço-quantum* não tem sinal tal como desejado. A elasticidade-câmbio da oferta de longo prazo é igual a 0,173, mostrando que a quantidade exportada de calçados responde de forma positiva a uma desvalorização da taxa de câmbio. Uma vez que as séries são *I*(1), então pode existir uma combinação linear entre elas que seja *I*(0). Para verificar isso, é feito o teste de Johansen (1988) com quatro defasagens em  $qx = f(px, e)^{17}$ ; como pode ser visto na Tabela 3.4, o teste aponta para a existência de um vetor de co-integração. Normalizando este vetor para *qx*, tem-se que  $\beta = (1 \ -1,112 \ -0,524 \ 1,28c)$ .

**Tabela 3.4** – Teste de co-integração de Johansen

Autovalor	0,271	0,107	0,013
Teste LR	30,084	8,560	0,879
Valor Crítico a 5%	29,68	15,41	3,76
H <sub>0</sub> : Posto = r	r = 0	r ≤ 1	r ≤ 2

Assim, pode ser determinado o Mecanismo de Correção de Erros (MCE), que irá preservar as informações de curto e de longo prazo das séries. A equação 3.3 traz estas estimativas<sup>18</sup>:

$$\Delta \log q_t = 0,386 \Delta \log px_{t-3} - 0,210 \Delta \log e_{t-2} + 0,133 \Delta \log e_{t-4} - 0,539 \varepsilon_{t-1} + \zeta_t \quad (3.3)$$

(0,259)      (0,132)      (0,134)      (0,09)

<sup>17</sup> Como a variável *uci* possui ordem de integração diferente das demais, não foi considerada para determinar a relação de co-integração na equação de oferta de exportações.

<sup>18</sup> Aqui foram utilizados os resíduos da equação 3.2.

A partir da análise dos coeficientes em 3.3, podemos ver que as elasticidades encontradas fazem sentido econômico, tanto pelo sinal, quanto pela magnitude do número.

O impacto da taxa de câmbio real ao final de um ano é diferente do impacto ocorrido em dois trimestres, ou seja, a elasticidade-câmbio da oferta muda de sinal entre o 2º e o 4º trimestre. Esta seria uma evidência do “efeito em J”, ou seja, no curto prazo a desvalorização cambial não produz um efeito positivo sobre as exportações de calçados<sup>19</sup>. Isto pode estar sendo causado possivelmente, pela existência de contratos negociados antes da desvalorização cambial ou, no caso de uma abrupta mudança cambial, os exportadores adiam suas vendas.

Comparando a elasticidade-câmbio da oferta de longo prazo com a de curto prazo, pode-se concluir que uma desvalorização real da taxa de câmbio em  $t$  começa a produzir efeitos significativos sobre a quantidade exportada de calçados em  $t+4$ , ou seja, somente a partir de quatro trimestres. Este impacto é de longo prazo devido à rigidez dos contratos e ao tempo necessário para que as indústrias recomponham estoques e retomem a produção para conquistarem novos mercados. Já a elasticidade-preço da oferta de curto prazo gera efeitos apenas em  $t+3$ , comprovando a hipótese de que o preço de exportação tem efeitos apenas no longo prazo.

A análise da resposta das variáveis a desequilíbrios de longo prazo pode ser feita a partir do coeficiente de realimentação do modelo, que na equação 3.3 é dado por -0,539. Uma vez que este número não é baixo, a velocidade de ajuste do sistema é relativamente rápida, ocorrendo uma correção em torno de 53% do desequilíbrio a cada período. Como não há trabalho anterior similar que tenha estimado este ajuste para a oferta de exportações de calçados brasileiras, não é possível fazer uma comparação. Mas, este resultado é maior do

---

<sup>19</sup> Bahmani-Oskooee (1985) encontrou evidência do “efeito em J” para países em desenvolvimento. Já Braga (1987) não viu essa evidência para a balança comercial brasileira. Castro (1998) obteve esta evidência para as exportações brasileiras de semimanufaturados e Cardoso (2000) para a exportação de produtos agropecuários.

que o encontrado em Portugal (1993), onde o processo de ajustamento das exportações industriais também é rápido, 22% a cada período.

### 3.2 Equação de demanda de exportações

Para determinar as elasticidades da equação de demanda de exportações, a primeira hipótese aqui a ser feita diz respeito ao uso do PPI-*footwear* como uma *proxy* da variação dos preços do produto no mercado internacional. Vale destacar que isto não invalida as estimativas, uma vez que o mercado americano é muito grande e comercializa grande parte dos produtos mundiais e, portanto, sendo representativo do preço internacional do produto. Além disso, a expectativa é a de que a taxa de câmbio real também produza um efeito positivo sobre a quantidade exportada.

Para a estimação da equação de demanda por exportações, supõe-se que a quantidade exportada seja uma função dos preços relativos e do PIB dos EUA. Os preços relativos podem ser determinados de duas formas. Primeiro a partir da relação entre o índice de preços ao consumidor de calçados e o índice de preços ao consumidor geral<sup>20</sup>, ambos para os EUA, sendo aqui denominado de *pr3*. A segunda alternativa seria considerar a relação entre o índice de preço de exportação de calçados do Brasil (*px*) e o índice de preços ao consumidor de calçados, sendo aqui denominado de *pr1*. Vale ressaltar que o uso da variável preço relativo vai no sentido de tentar captar o peso do preço do calçado na cesta de consumo das famílias.

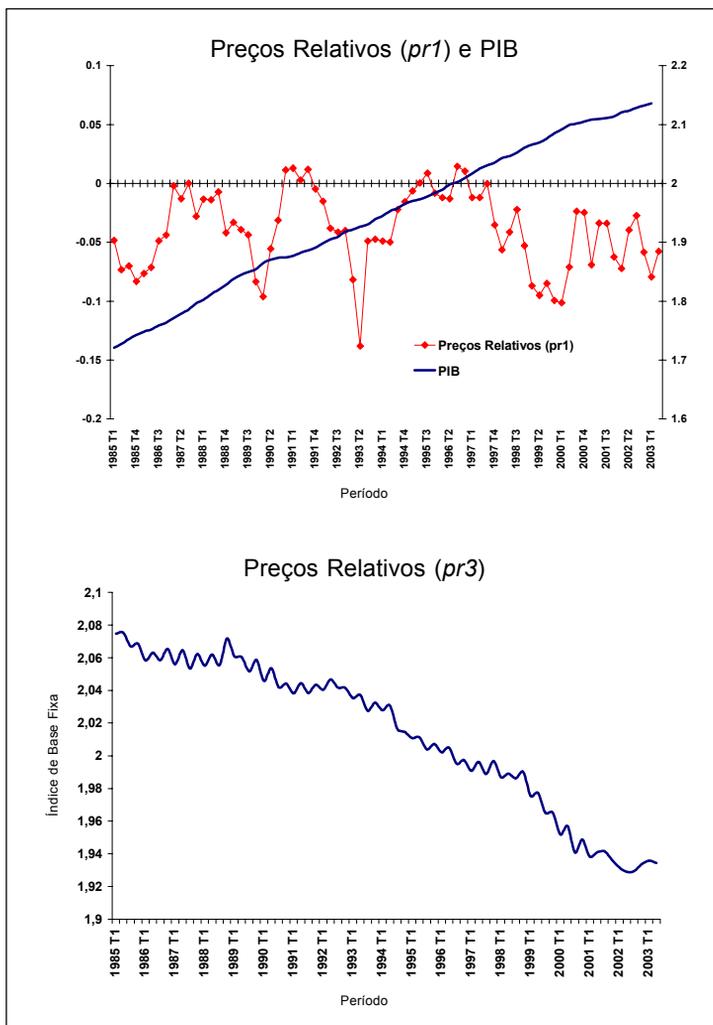
Assim, é esperado que quanto menor o índice de preço relativo maior é a variação do preço dos demais bens do conjunto da economia em relação ao preço do calçado, tornando este relativamente mais barato para os consumidores. Portanto, espera-se que o coeficiente tenha sinal negativo, ou seja, que  $\beta_1 < 0$  em 2.4.

<sup>20</sup> A série dos índices de preços ao consumidor de calçados é obtida no BLS, *CPI Footwear NSA City Average*. A série de preços geral é dada por *CPI all itens NSA City Average*, 1982/84 = 100.

A escolha por usar variáveis da economia norte americana, em especial o PIB, para determinar a equação de demanda por exportações, é feita com base no fato de que grande parte das exportações de calçados brasileiros é destinada para aquele país (70% em valores absolutos e 63% em volume), o que faz dos EUA o maior parceiro comercial em termos de demanda pelo produto brasileiro neste gênero da indústria.

Ademais, assumir que o preço praticado naquele país esteja em linha com o preço médio obtido por todos os outros produtores não é uma hipótese muito forte, pois há uma tendência de equiparação do preço do produto destinado à exportação no comércio internacional. Portanto, esta hipótese não deve comprometer os resultados finais. Como pode ser visto na Figura 3.2, os preços relativos quando medido por  $pr3$  apresentam uma queda expressiva ao longo do tempo, o que mostra que, para o consumidor norte americano, o peso do custo de aquisição do calçado declinou nas duas últimas décadas. Por outro lado, a variável  $pr1$  mostra-se relativamente estável em relação ao PIB dos EUA, podendo ser visto no gráfico que, durante o período analisado, este crescimento apresenta uma forte tendência crescente, que se tornou ainda mais expressiva a partir do início da década de 1990. Claramente estas duas séries não parecem ser estacionárias, possuindo uma tendência determinística no tempo, podendo ser caracterizadas como um *random walk* com *drift*.

Como para as variáveis da equação de oferta de exportações, inicialmente é feito o teste para raiz unitária sazonal, para verificar a ordem de integração das séries. As estimativas encontram-se na Tabela 3.5. Como pode ser visto, há indício de raiz unitária na frequência zero, dada a não rejeição da hipótese  $H_0$  em  $\pi_1$ , ou seja,  $pr1 \sim I_0(1)$ ,  $pr3 \sim I_0(1)$  e  $PIB \sim I_0(1)$ . Porém, não há evidência de integração sazonal nas frequências semi-anual e anual, pela rejeição da hipótese de raiz unitária em  $\pi_2$  e  $\pi_3 \cap \pi_4$ , para  $pr1$  e  $PIB$  respectivamente. Assim, tanto os preços relativos quanto o  $PIB$  são  $I_{1/2}(0)$  e  $I_{1/4}(0)$ . Contudo, há uma fraca evidência de que  $pr3 \sim I_{1/2}(1)$  a partir de  $\pi_2$ , quando se considera os modelos sem *dummy* sazonal.



FORNTE: CPI (Consumer Price Index) e PIB – Bureau of Labor Statistics of the US Department of Labor.

Figura 3.2 – Variáveis Relativas à Demanda de Exportações

**Tabela 3.5** – Teste de Raiz Unitária Sazonal para a demanda de exportações

	Aux. Reg.	$\pi_1$	$\pi_2$	$\pi_3 \cap \pi_4$
<i>Pr1</i>	–	-1,658	-3,165 <sup>a</sup>	5,059 <sup>a</sup>
	I	-2,493	-5,276 <sup>a</sup>	18,411 <sup>a</sup>
	I, SD	-2,791	-5,072 <sup>a</sup>	26,267 <sup>a</sup>
	I, Tr	-3,887	-2,813	4,090 <sup>a</sup>
	I, SD, Tr	-2,931	-5,040 <sup>a</sup>	25,931 <sup>a</sup>
<i>Pr3</i>	–	-2,836 <sup>a</sup>	-1,616	55,717 <sup>a</sup>
	I	0,732	-1,582	44,321 <sup>a</sup>
	I, SD	0,415	-2,854 <sup>b</sup>	35,592 <sup>a</sup>
	I, Tr	-2,400	-1,627	41,998 <sup>a</sup>
	I, SD, Tr	-2,436	-2,846 <sup>b</sup>	34,507 <sup>a</sup>
<i>PIB</i>	–	2,642	-4,297 <sup>a</sup>	47,971 <sup>a</sup>
	I	-2,094	-3,994 <sup>a</sup>	41,747 <sup>a</sup>
	I, SD	-2,089	-3,734 <sup>a</sup>	43,504 <sup>a</sup>
	I, Tr	-2,051	-4,129 <sup>a</sup>	43,713 <sup>a</sup>
	I, SD, Tr	-2,054	-3,877 <sup>a</sup>	45,558 <sup>a</sup>

NOTA: O termo determinístico é zero (-), um intercepto (I), uma *dummy* sazonal (SD) e uma tendência (Tr). O nível de significância de 1%. A tabela pode ser consultada em Hylleberg et al. (1990).

Para verificar a existência de estacionariedade na frequência zero, é feito o teste ADF para as séries em nível e em primeira diferença; os resultados encontram-se na Tabela 3.6.

**Tabela 3.6** – Teste de raiz unitária equação de demanda de exportações

	$\tau$	$\tau_\mu$	$\tau_\tau$	I(.)		$\tau$	$\tau_\mu$	$\tau_\tau$	I(.)
<i>Pr1</i>	-2,230 <sup>b</sup>	-4,181 <sup>a</sup>	-4,390 <sup>a</sup>	I(1)	$\Delta pr1$	-4,201	-4,158	-4,110	I(0)
<i>Pr3</i>	-1,951 <sup>b</sup>	0,476	-2,625	I(1)	$\Delta pr3$	-2,370	-3,258	-3,513	I(0)
<i>PIB</i>	-3,230 <sup>a</sup>	-1,812	-1,247	I(1)	$\Delta PIB$	-0,947	-5,876	-6,257	I(0)

Como pode ser visto, tanto a série dos preços relativos quanto a que se refere ao PIB, tornam-se estacionárias a partir da primeira diferença; contudo, em *pr1* a rejeição da hipótese de raiz unitária só ocorre a partir de 5%. Por fim, é feito o teste proposto em Perron (1997), com o intuito de verificar a existência ou não de raiz unitária na presença de quebra estrutural. Os resultados estão na Tabela 3.7.

**Tabela 3.7** – Teste de raiz unitária na presença de quebra estrutural

Método de escolha de $T_b$	Modelo	$Pr1$	$Pr3$	$PIB$
UR – $t_{\alpha}^*(i)$	1	-5,367	-4,244	-2,431
	2	-5,343	-3,623	-2,876
	3	-4,773	-3,662	-3,420
STUD – $t_{\alpha, \hat{\theta}}^*$ e $t_{\alpha, \gamma}^*$	1	-5,330	-4,244	-2,365
	2	-4,763	-3,464	-2,248
	3	-4,770 <sup>b</sup>	-3,597	-1,982
STUDABS – $t_{\alpha,  \hat{\theta} }^*$ e $t_{\alpha,  \gamma }^*$	1	-5,330 <sup>b</sup>	-4,244	-2,365
	2	-4,763	-3,464	-2,248
	3	-4,770 <sup>b</sup>	-3,597	-1,982

Como pode ser visto, para todas as séries, a hipótese de raiz unitária não pode ser rejeitada, mesmo na presença de quebra estrutural, tanto no intercepto quanto na inclinação<sup>21</sup>. Portanto, para o vetor  $x'_t = (qx, pr, PIB)$ , tem-se que  $qx \sim I(1)$ ,  $pr \sim I(1)$  e que  $PIB \sim I(1)$ , o que torna possível a existência de pelo menos um vetor de co-integração. A estimativa da equação de longo prazo, a partir da relação  $qx = f(pr, PIB)$ <sup>22</sup> produz os seguintes resultados, equação 3.4:

$$\log q_t = 0,24 \log pr_t + 0,756 \log PIB_t + \varepsilon_t \quad (3.4)$$

(0,04)                      (0,05)

A elasticidade-preço da demanda é negativa, porém seu coeficiente não é elevado. Assim, a hipótese de que o Brasil seja um país pequeno, especificamente neste setor, deve ser descartada<sup>23</sup>. Por fim, tal como esperado, a elasticidade-renda da demanda é positiva, mas menor do que a unidade.

A seguir, é feito o teste de co-integração de Johansen (1988) para verificar quantos vetores de co-integração

<sup>21</sup> Para a série  $pr1$  esta hipótese é rejeitada a 5%, indicando uma quebra em 1996: 02 e 1998: 03.

<sup>22</sup> A série de preços relativos utilizada pode tanto ser a  $pr1$  quanto a  $pr3$ , tendo sido escolhida a segunda.

<sup>23</sup> Na hipótese de um país pequeno, a elasticidade renda-demanda é alta e a elasticidade-preço é infinita. Em Andrade (2001), pode-se ver que no ano de 1998 o Brasil respondeu por 4,7% da produção mundial de calçados e por 2,1% das exportações totais, ambos em milhões de pares. Amazonas et al. (1996) encontrou uma baixa elasticidade-renda da demanda para a exportação de manufaturados brasileiros, confirmando a hipótese de que o Brasil não é um país pequeno.

existem. Como pode ser visto na Tabela 3.8, para o teste feito com quatro defasagens, não é possível rejeitar a hipótese de existência de um vetor de co-integração na relação entre a quantidade exportada, o preço relativo e o PIB dos EUA. Normalizando este vetor para  $qx$ , tem-se que:  $b = (1 \ -0,492 \ 0,852 \ -2,725c)^{24}$ .

**Tabela 3.8** – Teste de co-integração de Johansen

Autovalor	0,261	0,134	0,025
Teste LR	32,086	11,494	1,716
Valor Crítico a 5%	29,68	15,41	3,76
$H_0$ : Posto = $r$	$r = 0$	$r \leq 1$	$r \leq 2$

Em seguida, é estimado o modelo dinâmico, dado pelo mecanismo de correção de erros, onde se pode ver as elasticidades de curto prazo e o vetor de ajuste. Todos os coeficientes estimados são significativos (entre parênteses estão os desvios-padrão).

$$\Delta \log q_t = -2,192 \Delta \log pr + 3,577 \Delta \log PIB - 3,237 \Delta \log PIB_{t-2} - 0,379 \varepsilon_{t-1} + \zeta_t \quad (3.5)$$

(0,867)                      (2,350)                      (2,382)                      (0,092)

A elasticidade-preço da demanda continua negativa, o que significa que o calçado, para o americano, pode ser considerado um bem normal e que, no segmento que o produto brasileiro atua, suas exportações afetam os preços internacionais. Este impacto de um aumento de preços se concentra no 1º trimestre, decaindo ao longo do tempo. Já a elasticidade-renda da demanda de curto prazo tem uma interpretação complicada, uma vez que o coeficiente do 1º trimestre é positivo; porém, no 2º trimestre, este se torna negativo. Isto nos leva a inferir que, na medida em que aumenta a renda nos EUA, há expansão da demanda por calçado brasileiro; contudo, após dois trimestres, ocorre uma reversão dessa tendência.

O coeficiente da velocidade de ajuste do modelo não é baixo (0,38), demonstrando que o ajuste da demanda por

<sup>24</sup> A ordem da sequência das variáveis aqui é,  $qx$ ,  $pr$ ,  $Pib$  e constante.

calçados a um impacto nos preços e na renda é rápido, ou seja, em torno de 38% do desequilíbrio é corrigido a cada trimestre. Este resultado também está de acordo com o encontrado por Portugal (1993)<sup>25</sup> para o ajustamento do desequilíbrio da demanda por exportações industriais, que foi de 20% a cada período.

#### 4 Conclusão

Neste artigo foram feitos os testes de raiz unitária na frequência zero e sazonal para a série do índice de *quantum* e preço de exportação de calçados, do câmbio real e da utilização da capacidade instalada do respectivo setor, dos preços relativos e do PIB dos EUA, não sendo encontrada evidência de integração sazonal em nenhuma destas variáveis. Pelo teste de Perron (1997) para raiz unitária na presença de quebra estrutural, conclui-se que  $uci \sim I(0)$ , ou seja, a série é estacionária. Também, através da metodologia de Johansen (1988) verifica-se a existência de apenas um vetor de co-integração para cada relação. Por fim, foram estimadas equações de oferta e demanda por exportações de longo prazo do setor de calçados do Brasil para o período de 1985T1 e 2003T1. A relação de curto prazo foi obtida através da metodologia do mecanismo de correção de erros.

Para a equação de oferta, ficou evidente a importância dos impactos de uma variação da taxa de câmbio sobre o *quantum* exportado no longo prazo. A elasticidade encontrada foi de 0,173, isto é, uma variação de 1% do câmbio produz um impacto de 0,17% na quantidade exportada. No curto prazo ocorre o “efeito em J”, ou seja, após a desvalorização do câmbio, as exportações não reagem como esperado, ficando o ajuste para o longo prazo. Verificou-se, também, que a reação do exportador à uma variação na taxa de câmbio tem um efeito menor do que uma variação dos preços de exportação, que só tem impactos no longo prazo.

Através do vetor de correção de erros, nota-se que o ajuste da quantidade exportada a uma variação dos preços e do câmbio é relativamente rápido, ocorrendo uma correção em

---

<sup>25</sup> Cabe salientar que o autor também encontrou, para o conjunto das exportações industriais, que o Brasil é um país pequeno para o período mais recente.

torno de 53% em cada trimestre. Para a equação de demanda por exportação verifica-se que o baixo valor da elasticidade-preço é um indicativo de que o Brasil é um país grande no segmento que atua no comércio internacional de calçados. Cabe ressaltar que a maior parte dos impactos de uma variação dos preços é verificada no curto prazo, revelando que o calçado brasileiro é um bem normal para o consumidor norte-americano.

Para a elasticidade-renda, os impactos ocorrem no curto prazo em que, para uma variação de 1% na renda, ocorre um aumento de 3,5% na demanda por calçados no mesmo período. Porém, esta tendência de aumento da demanda é revertida no momento seguinte. Esta característica de curto prazo no impacto destas variáveis também foi evidenciada pelo coeficiente de ajustamento do modelo. Ou seja, através do vetor de correção de erros nota-se que o ajuste a desequilíbrios do modelo é rápido, em torno de 38% em cada trimestre.

Diante do exposto, pode-se dizer que a recente queda da taxa de crescimento da economia norte-americana pode estar sendo compensada, no longo prazo, tanto pela desvalorização do real frente ao dólar, ou então por uma queda do preço do produto no mercado americano.

Além disso, como ficou evidenciado neste trabalho, a taxa de câmbio influencia a dinâmica das exportações de calçados. Mas, é importante frisar que este setor não poderá contar indefinidamente com os benefícios de uma desvalorização real da taxa de câmbio. Vale ressaltar que boa parte do ganho de rentabilidade das exportações advinda de uma desvalorização cambial excessiva é transferida para os consumidores externos, com o objetivo de tentar manter a competitividade das exportações. Dado que a produção de calçados é intensiva em mão-de-obra, uma alternativa ao câmbio seria a menor incidência de tributos sobre as exportações, que podem estimular a expansão do setor criando, desta forma, mais empregos.

## 5 Referências

- ABICALÇADOS. Resenha estatística 2003. Disponível em: <www.abicalcados.com.br>. Acesso em: jul. 2003.
- AMAZONAS, A.; BARROS, A. R. Manufactured exports from Brazil: determinants and consequences. *Revista Brasileira de Economia*, v. 50, n. 1, p. 73-100, 1996.

- ANDRADE, J. E. P.; CORREA, A. R. Panorama da indústria mundial de calçados, com ênfase na América Latina. *BNDES Setorial*, n. 13, p. 95-126, 2001.
- BAHMANI-OSKOOEE, M. Devaluation and the J-curve: some evidence from LDCs. *The Review of Economics and Statistics*, v. 67, n. 3, 1985.
- BRAGA, H. C.; ROSSI, J. W. A dinâmica da balança comercial no Brasil, 1970-1984. *Revista Brasileira de Economia*, v. 41, n. 2, p. 237-248, 1987.
- CARVALHO, A.; NEGRI, J. A. Estimação de equações de importação e exportação de produtos agropecuários para o Brasil (1977/1998). *Texto para Discussão n° 698*, Rio de Janeiro: IPEA, 2000.
- CASTRO, A. S.; CAVALCANTI, M. A. F. H. Estimação de equações de exportação e importação para o Brasil – 1955/95. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 28, n. 2, p. 1-68, 1998.
- ENDERS, W. *Applied econometric time series*. Cidade: John Wiley & Sons, 1995.
- ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Cointegration and error-correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica*, v. 55, p. 251-276, 1987.
- ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. *Long-run economic relationship: readings in cointegration*. Oxford: Oxford University Press, 1991.
- ENGLE, R. F.; YOO, B. Forecasting and testing in cointegration systems. *Journal of Econometrics*, v. 35, p. 143-159, 1987.
- FERREIRA, A. H. B. Testes de Granger-causalidade para a balança comercial brasileira. *Revista Brasileira de Economia*, v. 47, p. 83-95, 1993.
- HARRIS, R. I. D. *Using cointegration analysis in econometric modeling*. [S.l.]: Prentice Hall Harvester Wheatsheaf, 1995.
- HARVEY, A. C. *Forecasting, structural time series models and the Kalman filter*. Cambridge: Cambridge University Press, 1996.
- HYLLEBERG, S.; ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J.; YOO, B. S. Seasonal integration and cointegration. *Journal of Econometrics*, 44, p. 215-238, 1990.
- JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, n. 12, p. 231-254, 1988.
- KANNEBLEY Jr., S. Exchange rate pass-through: uma análise setorial para as exportações brasileiras (1984-1997). *Economia Aplicada*, v. 4, n. 3, p. 435-463, 2000.
- KROLZIG, Hans-Martin. Statistical analysis of cointegrated VAR processes with markovian regime shifts. *Working Paper*, 1996.
- MORAES, P. B. Uma nota sobre as importações brasileiras de produtos manufaturados. *Revista de Econometria*, ano VI, n. 2, p. 69-82, 1986.
- NELSON, C.; PLOSSER, C. I. Trends and random walks in macroeconomic time series: some evidence and implications. *Journal of Monetary Economics*, v. 10, p. 139-162, 1982.
- PERRON, P. Further evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables. *Journal of Econometrics*, v. 80, p. 355-385, 1997.
- PINHEIRO, A. C.; HORTA, M. H. A competitividade das exportações brasileiras no período 1980/88. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 22, n. 3, p. 437-474, 1992.
- PINHEIRO, A. C.; BORGES, C. P., ZAGURY, S.; MESQUITA, M. Composição setorial dos incentivos às exportações brasileiras. *Revista Brasileira de Economia*, v. 47, n. 4, p. 473-501, 1993.
- PORTUGAL, M. S. Um modelo de correção de erros para a demanda por importações brasileira. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 22, n. 3, p. 501-540, 1992.
- \_\_\_\_\_. A instabilidade dos parâmetros nas equações de exportação brasileiras. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 23, n. 2, p. 313-348, 1993.
- RESENDE, M. F. C. Dinâmica das importações de bens de capital no Brasil: um estudo econométrico. *Revista Brasileira de Economia*, v. 51, n. 2, p. 219-238, 1997.