



HISTERESE NO COMÉRCIO INTERNACIONAL BRASILEIRO: UMA ANÁLISE POR MODELOS ARFIMA

SINÉZIO FERNANDES MAIA; ROBERTO WAGNER JUBERT; MÁRCIA CRISTINA PAIXÃO;

UFPB

JOÃO PESSOA - PB - BRASIL

rwjubert@yahoo.com.br

APRESENTAÇÃO ORAL

Comércio Internacional

Histerese no comércio internacional brasileiro: uma análise por modelos ARFIMA

Grupo de Pesquisa: 3 - Comércio Internacional

Resumo

Após a abertura comercial em 1998, grandes mudanças ocorreram no comércio exterior nacional devido sucessivos choques cambiais aos quais a economia foi exposta. A literatura de referência sugere que grandes choques na taxa de câmbio induzem mudanças persistentes na relação entre a taxa de câmbio e o comércio. Este fenômeno é conhecido por histerese. Desta forma, o objetivo deste trabalho é evidenciar a existência de histerese no comércio internacional brasileiro, com interesse particular no setor agrícola. Os resultados indicaram evidências de histerese simples na taxa de câmbio e nas importações brasileiras, e de histerese fraca no setor agrícola e nas exportações. Conclui-se que a mudança de regime cambial em 1999 e a unificação cambial em 2005 promoveram efeitos de histerese, sobretudo nas importações brasileiras e no setor agrícola.

Palavras-chaves: Agrícola. ARFIMA. Histerese. Quebra estrutural. Taxa de Câmbio.

Abstract

After the commercial opening in 1998, significant changes in the external trade occurred due to the exchange shocks for which the economy was exposed. The reference literature suggests that significant shocks in the exchange rate induce persistent changes in the relationship between the exchange rate and the international trade. Such phenomenon is called hysteresis. In this sense, the objective of this work is to verify the existence of hysteresis in the Brazilian international trade with special interest in the agricultural sector. The results indicate



existence of simple hysteresis in the exchange rate and in the Brazilian imports as well weak hysteresis in the agricultural sector and in the Brazilian exports. It is possible to conclude that the change of exchange regime in 1999 and the exchange unification in 2005 leded effects of hysteresis specially in the Brazilian imports and in the agricultural sector.

Key Words: Agricultural. ARFIMA. Exchange rate. Hysteresis. Structural breaks.

1. INTRODUÇÃO

Os efeitos das políticas cambiais, sobretudo os distúrbios causados por choques na taxa de câmbio, são tratados com propriedade nos estudos de Baldwin (1986) e Baldwin e Krugman (1986). Nestes estudos os autores caracterizam as mudanças de relação entre a taxa de câmbio e o comércio internacional. Denominam de histerese os efeitos persistentes no comércio induzidos por variações no câmbio. Ainda, destacam os custos irrecuperáveis (*sunk costs*) como um dos principais fatores causadores de um processo de inércia no comércio internacional.

Com o Plano Real, a partir de 1994 o Governo utilizou política cambial como instrumento de controle da inflação, impactando positivamente o setor agrícola. O crescimento conseqüente da importação de máquinas, defensivos agrícolas e equipamentos ampliou o processo de modernização do setor, reduzindo os custos de produção. Fonseca (2007) ressalta este efeito da política cambial como um fator de modernização e de dinamismo do setor agrícola, este também impulsionado pela abertura comercial no início de 1998.

O presente estudo tem como objetivo geral investigar a ocorrência de histerese no comércio internacional brasileiro. Como objetivos específicos, pretende-se (i) investigar se a taxa de câmbio apresenta comportamento “histerético”; (ii) analisar possíveis efeitos do comportamento histerético da taxa de câmbio sobre as importações e exportações totais do país; (iii) estender a análise para o setor agrícola. Justifica-se a análise específica do setor agrícola em razão dos impactos da liberação comercial sobre o seu desempenho e, principalmente, pela significativa participação (34% em 2006) no Produto Interno Bruto (PIB), como destaca o Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC).

Para a consecução dos objetivos propostos, realizou-se uma análise econométrica de dados secundários. A metodologia adotada inclui uma análise dos parâmetros de integração fracionária mensurados pela abordagem dos modelos ARFIMA. Em uma segunda etapa, através de análise de quebra estrutural, associou-se os movimentos da política cambial com os movimentos das séries de dados de importações e exportações. Nesta etapa, buscou-se inferir acerca dos efeitos dos choques sofridos pelas variáveis econômicas (especificamente, se foram permanentes ou transitórios).

O trabalho está dividido nas seguintes seções além desta introdução. A seção 2 apresenta a definição de histerese e discute a influência da taxa de câmbio no comércio internacional. Na seção 3 relata-se a metodologia utilizada no trabalho. Em seguida, são apresentados os principais resultados e na seção 5, as conclusões.

2. REFERENCIAL TEÓRICO



Os distúrbios no comércio entre países motivaram diversos estudos sobre a influência da taxa de câmbio no processo. Baldwin (1986) apresenta a base teórica que dá tratamento aos choques na taxa de câmbio que mudam a relação do comércio corrente. Desenvolve um modelo de resposta da taxa de câmbio aos choques e chama de histerese o fenômeno de persistência de algumas variáveis econômicas em resposta a tais choques.

Para Baldwin (1986), os choques na taxa de câmbio mudam os níveis de exportação e importação e, depois de cessado os efeitos do choque da taxa de câmbio, o desempenho do comércio não retorna ao patamar inicial. Entre os principais fatores que explicam o fenômeno, Baldwin destaca os custos irrecuperáveis (*sunk costs*) pelos quais as firmas apresentam relutância aos movimentos da taxa de câmbio e protelam as decisões de entrada e saída do mercado, provocando um processo de inércia no comércio internacional.

As implicações da inércia no comércio internacional têm efeitos, sobretudo, nos níveis de preços dos bens comercializáveis. Efeitos de pequenos choques na taxa de câmbio provocam efeitos transitórios nos preços dos bens. Por sua vez, na presença de grandes choques, as alterações no comportamento dos preços são permanentes. Baldwin e Krugman (1986)¹ classificam este tipo de movimento nos níveis de preços como Histerese.

Por outro lado, a entrada e saída de empresas do mercado em resposta a choques cambiais provocam contrastes macroeconômicos que são temporários no ajuste da balança comercial e não temporários em relação aos mercados perdidos. Baldwin (1986) mostra que choques suficientemente grandes na taxa de câmbio induzem, permanentemente, entradas ou saídas de empresas. Isto implica em mudanças da relação entre importação e taxa de câmbio.

Assim, a teoria exposta formaliza a idéia de que grandes choques na taxa de câmbio surtem efeitos persistentes no comércio internacional. A hipótese defendida é que as mudanças promovidas por alterações significativas na taxa de câmbio induzem mudanças estruturais permanentes no comércio. Em trabalhos recentes, duas acepções de histerese são consideradas: a histerese simples, em que choques adversos produzem efeitos permanentes na variável de interesse, e a histerese fraca, em que choques aleatórios surtem efeitos transitórios. Estas acepções são descritas em Santos (2006) no estudo da histerese na taxa de desemprego do Brasil.

3. METODOLOGIA

Os dados utilizados na análise são secundários. A fonte consultada foi o Instituto de Pesquisas Econômicas Aplicadas (IPEA). O período analisado compreende de janeiro de 1995 a fevereiro de 2008. As séries de dados analisadas foram a taxa de câmbio (sendo o valor médio real das cotações), as importações e exportações totais e do setor agrícola. Todas as observações são mensais.

Na análise da dinâmica de séries temporais procura-se caracterizar o comportamento persistente, ou a presença de histerese pela utilização de métodos de estimação de parâmetros de memória longa. Esta investigação é realizada por meio de técnicas econométricas da abordagem de modelos ARFIMA.

¹ Veja mais informações em Baldwin e Krugman (1986) em seu trabalho "*Persistent trade effects of large exchange rate shocks*".



Uma das estratégias utilizadas neste trabalho é calcular o parâmetro de memória longa para as séries em nível e na primeira diferença e verificar se os dois vetores exibem o mesmo padrão estocástico. Olbermann (2006) diz que a longa memória destas duas séries pode ser explicada por uma componente comum.

Complementarmente à estimação de parâmetros de memória longa, pode-se evidenciar a presença de histerese por mudanças nas séries temporais. A utilização do método de Zivot e Andrews (1992) possibilita a detecção de mudanças estruturais nas séries temporais. A maior vantagem deste teste é que o ponto de mudança estrutural não é conhecido *a priori*. Para Murray (1998), a escolha *a priori* do ponto de quebra estrutural constitui uma recorrente crítica a outros modelos de detecção de mudanças estruturais. Pois neste caso, a detecção de choques permanentes e transitórios não fica livre do viés de escolha do ponto de mudança estrutural pré-determinado.

Visto isso, nesta seção discute-se, sucintamente, o processo geral de integração fracionária nas acepções de processos estacionários e não-estacionários. Aborda-se, também, as fontes de ruídos em séries temporais e a estabilidade estrutural.

3.1 Processo estacionário ARFIMA (p, d, q)

O processo geral com integração fracionada, ARFIMA (p, d, q) são processos autorregressivos integrados de médias móveis em que d (grau de diferenciação) assume valores não inteiros. Hosking (1982) foi um pioneiro nos estudos destes processos. Este modelo caracteriza-se por ter longa dependência (*long-memory*) quando $d \in (0, 0,5)$ e pequena dependência (*short-memory*) quando se observa $d \in (-0,5; 0,0)$.

A longa dependência (ou em outra denominação, “persistência”) é uma característica que tem sido observada em diversas áreas de estudo, sobretudo, nas séries temporais econômicas. A persistência consiste em uma significativa dependência presente na série mesmo para *lags* distantes, ou seja, uma dependência temporal em períodos longos. Se $d \in (0, 0,5)$ o processo tem aspecto de longa dependência e exibe forte dependência positiva entre observações distantes, no domínio do tempo. O comportamento do correlograma associado é de lento decréscimo, ou seja, $\rho_k \sim k^{-d}$. A função de autocorrelação para o processo de curta dependência é caracterizada por exibir dependências negativas, no domínio do tempo, entre distantes observações. Tem a propriedade de $d \in (-0,5; 0,0)$. Logo, o tipo de dependência é identificado pelo valor do grau de diferenciação fracionária d .

O processo geral com diferenciação fracionária, ARFIMA (p, d, q), para uma variável $X(t)$, é definido como um processo que satisfaz a equação (01), dada por:

$$\Phi(B)(1-B)^d = \Theta(B)\varepsilon_t, \text{ para } d \in (-0,5, 0,5) \quad (01)$$

Em que ε_t é um processo ruído branco, $E[\varepsilon_t]=0$, $\text{var}[\varepsilon_t] = \sigma_\varepsilon^2$; B é o operador de defasagem de forma que, $\Phi(B) = 1 - \Phi_1 B - \dots - \Phi_p B^p$ e $\Theta(B) = 1 - \Theta_1 B - \dots - \Theta_q B^q$.

Logo, quando $\Phi(B) = \Theta(B) = 1$, tem-se o processo definido como ruído branco como diferenciação fracionária, uma extensão do modelo ARIMA para o caso de d não inteiro, como em (02):

$$(1-B)^d X(t) = \varepsilon_t \quad (02)$$



Sendo o termo $(1-B)^d$ a expansão binomial:

$$(1-B)^d = 1 - dB - \frac{d}{2!}(1-d)B^2 \quad (03)$$

3.2 Processo ARFIMA não-estacionário

É importante verificar o parâmetro de diferenciação para as séries em nível e na primeira diferença. Segundo Olbermann (2006), uma propriedade desejável do parâmetro fracionário estimado é a invariância em processos não-estacionários. Sendo assim, o processo (03) com o parâmetro $d^* = d+1$, sendo $d \in (0,0;0,5)$, torna o modelo como segue:

$$\Phi(B)(1-B)^{d^*} X(t) = \Theta(B)\varepsilon(t), \quad t \in Z, \quad (04)$$

O processo² (04) é não-estacionário onde $d^* \geq 0,5$; porém, ainda persistente. Para $d^* \in (0,5;1,0)$, é nível-revertível e não há impacto de inovação de longo prazo no valor do processo. A propriedade nível-reversão não é garantida quando $d^* \geq 0,5$.

3.3 Estimação do parâmetro d

Na literatura existem vários métodos para estimar o parâmetro d do modelo ARIMA(p,d,q), sendo os métodos paramétricos os mais usuais. Reisen (1995) apresenta alguns desses métodos e suas respectivas propriedades. O autor destaca três, quais sejam: o método da regressão utilizando o periodograma; o método da regressão utilizando o periodograma suavizado; e o método utilizando o coeficiente de Hurst.

Dentre os métodos destacados, dois são baseados na utilização do periodograma, pois este é estimador da função espectral de uma série temporal. Neste caso, é importante apresentar a função espectral, a função periodograma e algumas propriedades associadas. Então, define-se a função espectral para um processo ARIMA (p,d,q) com $d \in (-0,5, 0,5)$ representado por $(1-B)^d X(t) = U(t)$, em que $\Phi(B)U(t) = \Theta(B)\varepsilon(t)$, em que $\varepsilon(t) \sim RB(0, \sigma^2)$ e definido em um conjunto de observações $\{X(t), t \in \tau\}$, por:

$$f(w) = f_U(w) \left[2 \operatorname{sen} \left(\frac{w}{2} \right) \right]^{-2d}, \quad w[-p, p] \quad (05)$$

Em que $f_U(w)$ é a função espectral de $U(t)$.

Logaritmizando a equação (05) obtém-se a equação que é base do método de regressão utilizando o periodograma, dada por:

² Sobre o assunto veja Velasco (1999).



$$\ln f(w) = \ln f_U(0) - d \ln \left[2 \operatorname{sen} \left(\frac{w}{2} \right) \right]^2 + \ln \left[\frac{f_U(w)}{f_U(0)} \right] \quad (06)$$

A função periodograma, $I^*(w)$, para um conjunto de observações $\{X(t), t \in \tau\}$, é dada por:

$$I^*(w) = \frac{1}{2\pi} \left[R(0) + 2 \sum_{s=1}^{n-1} R(s) \cos(sw) \right], \quad w \in [-\pi, \pi] \quad (07)$$

Sendo $R(s)$ a função de covariância amostral.

A função periodograma (07) tem as seguintes propriedades assintóticas:

- i. É formada por variáveis i.i.d. com distribuição qui-quadrado dado por,

$$I^*(w_j) \sim \begin{cases} \frac{1}{2} f(w_j) \chi_2^2 & j \neq 0, \left[\frac{n}{2} \right] \\ f(w_j) \chi_1^2 & j = 0, \left[\frac{n}{2} \right] \end{cases};$$

- ii. É um estimador não viciado, $E[I^*(w_j)] \sim f(w_j)$;

- iii. É um estimador não consistente, $\operatorname{var}[I^*(w_j)] \sim \begin{cases} f^2(w_j) & j \neq 0, \left[\frac{n}{2} \right] \\ 2f^2(w_j) & j = 0, \left[\frac{n}{2} \right] \end{cases};$

Apresentadas as equações (06) e (07), trata-se dos métodos de estimação de d . O método da regressão utilizando o periodograma foi apresentado por Geneweke e Porter-Hudak (1983) e deste é obtido um estimador de d (d_p) amplamente utilizado neste campo de pesquisa. Adicionando o termo $\ln[I(w_j)]$ à equação (06) obtém-se:

$$\ln I(w_j) = \ln f_U(0) - d \ln \left[2 \operatorname{sen} \left(\frac{w_j}{2} \right) \right]^2 + \ln \left[\frac{f_U(w_j)}{f_U(0)} \right] + \ln \left[\frac{I(w_j)}{f_U(w_j)} \right] \quad (08)$$

Em que w_j é igual a $2\pi j/n$; n o número de observações;

Logo, quando n tende para o infinito ($n \rightarrow \infty$), tem-se que w_j tende a zero ($w_j \rightarrow 0$), e o termo $\ln \left[\frac{f_U(w_j)}{f_U(0)} \right]$ nestas condições é desprezível, de forma que a equação (08) pode ser escrita:



$$\ln I(w_j) = \ln f_U(0) - d \ln \left[2 \operatorname{sen} \left(\frac{w_j}{2} \right) \right]^2 + \ln \left[\frac{I(w_j)}{f(w_j)} \right] \quad (09)$$

Logo, pode-se escrever a equação (09) numa equação de regressão simples:

$$y_j = a + bx_j + e_j \quad j = 1, 2, 3, \dots, g(n) \quad (10)$$

Em que $y_j = \ln I(w_j)$, $a = \ln f_U(0)$; $b = -d$; $x_j = \ln \left[2 \operatorname{sen} \left(\frac{w_j}{2} \right) \right]^2$; $e_j = \ln \left[\frac{I(w_j)}{f_U(w_j)} \right]$ e $g(n) = n^\alpha$ em que $0 < \alpha < 1$. O expoente da função $g(n)$ é denominado de poder do teste GPH.³

Reisen (1995) discute que $g(n)$ é escolhido segundo os critérios: quando $n \rightarrow \infty$ implica em $g(n) \rightarrow \infty$; e $\frac{g(n)}{n} \rightarrow 0$. Estimativas de d são afetadas por este termo. Para evitar viés por causa de seu impacto, somente frequências próximas de zero são usadas na regressão. O número de frequências, $g(n)$, tem que satisfazer algumas condições, veja Geweke e Porter-Hudak (1983), que são satisfeitas pela função $g(n) = n^\alpha$, $0 < \alpha < 1$. No presente trabalho, seguindo a sugestão de Olberman (1995), os poderes utilizados serão $\alpha = 0,5$ e $\alpha = 0,8$.

3.4 Fontes de ruído e estabilidade estrutural

Uma importante questão em estudos que utilizam modelos de longa memória é a presença de mudanças de comportamento nas séries estudadas, as chamadas quebras estruturais. Em Crato (1996), as mudanças estruturais derivadas de choques, proporcionam mudança no comportamento dos modelos ARFIMA.

Para verificar os efeitos dos choques na taxa de câmbio sobre o comércio exterior, pretende-se captar mudanças estruturais em resposta a choques eventuais que indiquem mudanças de nível e/ou de inclinação nas séries em estudo. No entanto, como expõe Morettin e Toloí (2006), algumas fontes de ruído podem obscurecer esta análise. Os choques podem ser isolados se as componentes de tendência, sazonalidade e erro aleatório forem filtrados da série original.

Para isolar os efeitos dos choques aleatórios nas séries procede-se com a decomposição das séries a partir do método X-11. Segundo Francisco (1995), o uso deste método justifica-se, pois é um método iterativo que utiliza vários filtros lineares simétricos e produz medidas sumárias para avaliar a qualidade do ajustamento.

O teste de estabilidade estrutural⁴ indica a existência de mudança de comportamento da série temporal. Esta mudança pode ser de nível ou de taxa de crescimento (inclinação).

³ Ver em Reisen (1995).

Zivot e Andrews (1992) tratam da seleção de pontos de quebra estrutural procedendo com testes de raiz unitária. Testam a hipótese nula de processo integrado contra a hipótese alternativa de tendência estacionária, sem determinar um ponto (uma data) antecipadamente. Segue a equação de regressão:

$$x_t = \hat{u} + \hat{\theta}DU_t(\hat{\lambda}) + \hat{\beta}t + \hat{\gamma}DT_t(\hat{\lambda}) + \hat{\alpha}x_{t-1} + \sum_{i=1}^k \hat{c}_i \Delta x_{t-i} + \hat{e}_t \quad (11)$$

Em que a *dummy* DU_t captura a mudança de nível; λ é a data de quebra estrutural; a *dummy* $DT_t(\lambda)$ capta a mudança de inclinação (é igual a $t - \lambda$ se $t > \lambda$, e 0, caso contrário); α é o parâmetro de mudança imediata.

4. RESULTADOS

A análise do Gráfico 01 deixa clara a mudança de evolução (seja em nível ou em taxa de crescimento) da taxa de câmbio. A partir do ano de 1999, a taxa eleva seu patamar e torna-se mais instável em relação ao período antecedente. Outro ponto de clara mudança de evolução se dá em torno de setembro de 2002, em que a trajetória da série é declinante, em contraste com o comportamento médio do período anterior a setembro de 2002. Segundo Garofalo Filho (2005), os principais fatores que afetaram a taxa de câmbio no período foram (i) a suspensão da política de bandas cambiais em janeiro de 1999; (ii) no início do segundo semestre de 1999 inicia-se a adoção de políticas de interferência por meio de ações no mercado primário de câmbio, perdurando até o final de 2000; (iii) a crise da Argentina, o prenúncio de uma crise energética e ataques terroristas a Nova York e Washington levaram ao aumento da taxa de câmbio em setembro de (2001); (iv) em maio de 2002, o segundo ano de livre flutuação da taxa de câmbio, entrou em vigor a Lei de Responsabilidade Fiscal que tirou o poder do Banco Central (BC) de emitir Letras do Tesouro Nacional (LTN). Neste período, o BC ingressou no mercado de derivativos por meio de “*swap*” cambial o que pode ter impellido a desvalorização do câmbio; e (v) em 2002 o FMI desembolsou US\$ 3 bilhões em setembro e mais US\$ 3 bilhões em dezembro.

⁴ A equação (11) testa a hipótese nula de processo integrado, isto é realizado a partir do teste t unilateral. Em particular testa-se $\alpha = 1$. Rejeita-se a hipótese nula se $ta(\lambda) < t(\lambda)$, em que $t(\lambda)$ denota o "ponto" de quebra a um dado valor crítico.

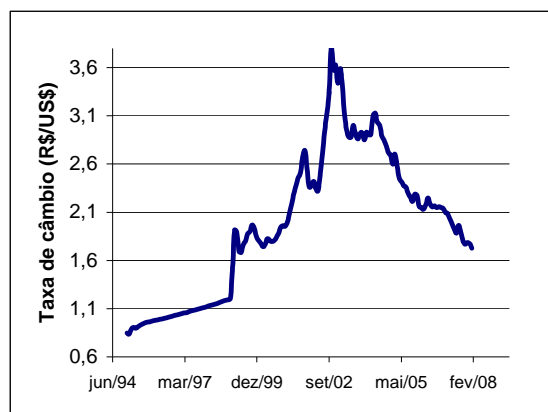


Gráfico 01 - Evolução da Taxa de câmbio (R\$/US\$): período 1995/2008.

Fonte: Instituto de Pesquisas Econômicas Aplicadas – IPEA.

Os Gráficos 02 e 03 mostram, respectivamente, o comportamento das importações e exportações do setor agrícola brasileiro. Nota-se que a partir de meados de 1999 as importações apresentam uma estabilidade em relação ao período anterior e crescem a partir de 2006. Já a evolução das exportações é bastante volátil em todo o período analisado. Percebe-se que após 1999 os níveis de exportações se expandem ano a ano.

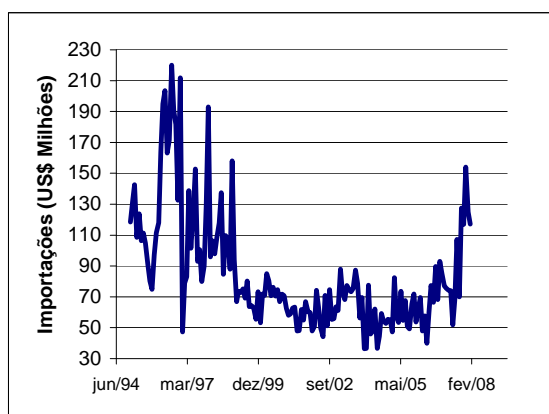


Gráfico 02 – Importações do setor agrícola: 1995/2008.

Fonte: Instituto de Pesquisas Econômicas Aplicadas – IPEA.

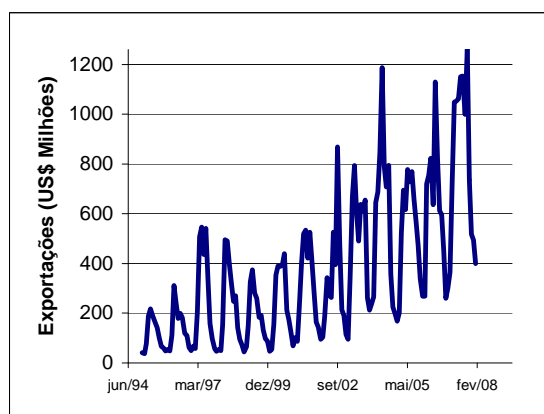


Gráfico 03 – Exportações do setor agrícola: 1995/2008.

Fonte: Instituto de Pesquisas Econômicas Aplicadas – IPEA.

Os Gráficos 04 e 05 mostram, respectivamente, a evolução das importações e exportações agregadas totais. As importações flutuaram em torno de uma média de US\$ 4

bilhões até meados de 2005 para em seguida apresentar uma taxa de crescimento mais acentuada. As mesmas observações podem ser atribuídas às exportações, embora seu movimento ascendente tenha começado um pouco antes de 2005.

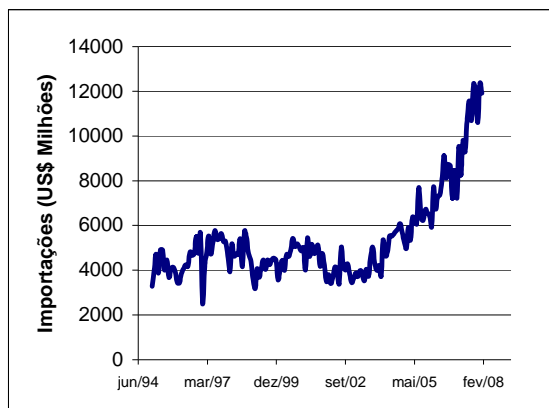


Gráfico 04 – Importações do Brasil: 1995/2008.

Fonte: Instituto de Pesquisas Econômicas Aplicadas – IPEA.

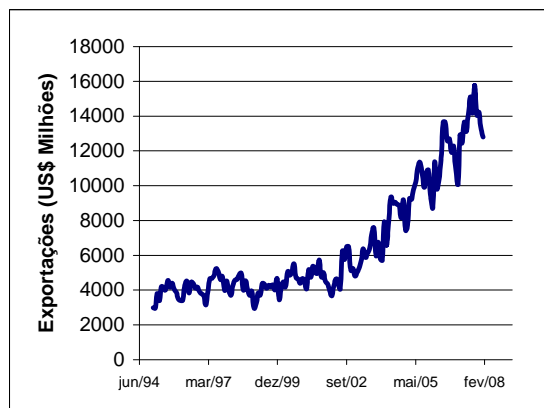


Gráfico 05 – Exportações do Brasil: 1995/2008.

Fonte: Instituto de Pesquisas Econômicas Aplicadas – IPEA.

De acordo com a Tabela 01, o método GPH estimou o parâmetro de diferenciação fracionária d sem discrepância de valores quando considera-se $\alpha = 0,5$ e $\alpha = 0,8$. Pode-se verificar que as estimativas para $\alpha = 0,8$ apresentam menor erro-padrão, exclusive para a taxa de câmbio e exportações brasileiras. Isto indica que, em sentido amplo, há uma convergência das estimativas para ambos os poderes (0,5;0,8).

Está prática de mensuração vai de encontro aos resultados encontrados em Olbermann (2006). Observa-se que a relação $1 + \overline{E}(\hat{d}) \cong d^*$ é válida, como já demonstrado por trabalhos empíricos⁵. E que, da mesma forma, os modelos ARFIMA (p, d^*, q) com $1,0 < d^* < 1,5$ correspondem às estimativas de modelos na primeira diferença, ARFIMA (p, d, q) no intervalo $0,0 < d < 0,5$; isto para o caso da taxa de câmbio. Este fato é mais evidenciado para o caso em que o poder é igual a 0,5. Neste experimento, para o poder de 0,8 o erro padrão é inferior, mas em contrapartida aumenta o viés⁶.

	$\alpha = 0,5$		$\alpha = 0,8$	
	d^*	d	d^*	d
Câmbio	1,186	0,180	0,847	- 0,024

⁵ Veja em Olbermann (2006) que a relação $1 + \overline{E}(\hat{d}) \cong d^*$ é estatisticamente confiável para o método de estimação GPH. E também que a estimativa d para a primeira diferença é aproximadamente o verdadeiro parâmetro.

⁶ Segundo Olbermann (2006) o aumento do poder faz reduzir a variância e aumenta o viés das estimativas. Posto isto, as inferências quanto às características de longa memória foram feitas a partir das estimativas para o poder de 0,5.



	(0,116)	(0,099)	(0,242)	(0,307)
Setor agrícola				
Importação	0,557 (0,363)	- 0,371 (0,256)	0,542 (0,094)	- 0,342 (0,105)
Exportação	0,697 (0,120)	-0,483 (0,333)	0,788 (0,091)	- 0,247 (0,127)
Brasil				
Importação	0,864 (0,078)	0,120 (0,272)	0,818 (0,051)	- 0,303 (0,112)
Exportação	0,928 (0,053)	-0,087 (0,224)	0,931 (0,051)	- 0,422 (0,111)

Tabela (01) – Estimação do parâmetro de diferenciação.

Fonte: Elaboração dos autores a partir de dados do IPEA.

A taxa de câmbio e as exportações brasileiras apresentam comportamento de memória longa, pois seus parâmetros de diferenciação se encontram no intervalo $0,0 < d < 0,5$. As exportações brasileiras configuram-se como uma série de memória curta, com $d \cong 0,0$. As variáveis do setor agrícola (importações e exportações) evidenciam a mesma característica. Com parâmetro de diferenciação no intervalo $- 0,5 < d < 0,0$ o setor agrícola apresenta memória intermediária.

A partir do modelo de Zivot e Andrews (1992) estima-se o “ponto” no tempo em que ocorreram mudanças estruturais nas séries econômicas. O procedimento realizado para a detecção de quebra estrutural é mostrado na Tabela 02. A tabela mostra os valores críticos das estatísticas t para os níveis de significâncias de 1% e 5% bem como as estatísticas calculadas e os períodos de quebras estruturais. De acordo com o teste, a taxa de câmbio apresenta mudanças de comportamento permanentes que se dão pelo menos em dois pontos no tempo: a primeira em janeiro de 1999 e a segunda em abril de 2005. Os pontos de quebra são estatisticamente significativos aos níveis de 1% e 5%, sendo aceita a hipótese nula do teste⁷.

O resultado do teste de quebra estrutural já era esperado uma vez que na análise gráfica foi observada a característica diferenciada do comportamento da série para o ano de 1999. Garofalo Filho (2005) descreve que neste ano se deu o fim da política de bandas cambiais e o início da política de flutuação suja (*dirty floating*), ou seja, com intervenções do BC no mercado primário. O teste de estabilidade estrutural também capta o evento da unificação cambial de março de 2005 em que o banco Central⁸ regulamentou o mercado de operações cambiais.

Zivot-Andrews (1992)

Valores críticos: $t_{1\%} = - 5,34$ e $t_{5\%} = - 4,80$

⁷ Para maiores detalhes sobre o teste de quebra estrutural veja Lee (1999) e Murray (1998).

⁸ A regulamentação das operações cambiais foi realizada por decisão do Conselho Monetário Nacional. Uma discussão interessante encontra-se em Garofalo Filho (2005).



Variável	Teste t / período de quebra
Câmbio	- 4,057 / 1999:01*
	- 2,566 / 2005:04
Setor agrícola	
Importações	- 3,912 / 1999:01
Exportações	- 5,059 / 1998:07
Brasil	
Importações	0,537 / 2005:12
Exportações	- 1,479 / 2003:09

Tabela (01) – Teste de Zivot-Andrews (1992) para detecção de quebra estrutural.

Fonte: Elaboração dos autores a partir de dados do Instituto de Pesquisas Econômicas Aplicadas – IPEA.

*Nota: calculado a partir de dados trimestrais.

O setor agrícola apresenta quebras estruturais com a proximidade da mudança de regime cambial em 1999. Nas importações, a quebra ocorreu em janeiro de 1999 e nas exportações, em julho de 1998. As quebras foram do tipo permanentes para as importações e transitórias para as exportações, dado que a estatística calculada (-5,059) é superior aos valores críticos a 1% e 5%. Estes resultados corroboram a análise de Baldwin e Krugman (1996), tendo em vista que as quebras estruturais do setor agrícola coincidem com a quebra ocorrida na taxa de câmbio em de janeiro de 1999.

Os resultados para a economia brasileira são mais distintos do que para o setor agrícola. As importações apresentam uma quebra em dezembro de 2005. Já a série de exportações apresenta mudança de comportamento a partir de setembro de 2003 (neste caso, a um nível de 5% de significância).

5. CONCLUSÕES

Partindo da hipótese de que grandes choques na taxa de câmbio geram distorção no padrão de comércio, o objetivo geral do presente estudo foi investigar a ocorrência de histerese no comércio internacional brasileiro, no período de janeiro de 1995 a fevereiro de 2008. Notadamente, buscou-se: investigar se a taxa de câmbio apresenta comportamento “histerético”; analisar possíveis efeitos do comportamento histerético da taxa de câmbio sobre as importações e exportações totais do país; e estender a análise para o setor agrícola. Adicionalmente, através de análise de quebra estrutural, associou-se os movimentos da política cambial com os movimentos das séries de importações e exportações, buscando-se inferir acerca dos efeitos dos choques sofridos pelas variáveis econômicas.

Evidenciou-se ocorrência de histerese simples na taxa de câmbio e na série de importações brasileiras. Por sua vez, as exportações brasileiras mostraram característica de memória curta, em que os valores correntes mantêm correlação com valores passados contemporâneos. Quanto ao setor agrícola, as variáveis importações e exportações apresentaram memória intermediária, o que caracteriza uma histerese fraca. Isto é, choques sofridos por estas séries geram efeitos transitórios.



O teste de estabilidade estrutural revela importantes associações entre os choques na taxa de câmbio e seus efeitos no comércio internacional. As importações brasileiras sofrem mudança estrutural permanente em dezembro de 2005 o que foi entendido no presente trabalho como reflexo da unificação cambial de março de 2005. Com respeito às exportações, pode-se associar a mudança de comportamento em setembro de 2003 com a alta persistência da taxa de câmbio, a qual fechou o ano de 2003 com valor próximo de R\$/US\$ 2,80. Por sua vez, as mudanças ocorridas no setor agrícola foram um reflexo da proximidade da alteração no regime cambial em 1999. As importações do setor agrícola sofreram mudanças transitórias em janeiro de 1999 enquanto o mesmo ocorreu com as exportações em julho de 1998.

Assim, este estudo revelou uma significativa associação das políticas cambiais (notadamente, a mudança de regime cambial em 1999 e a unificação cambial em 2005) com as mudanças estruturais das importações. Em contraste, para as exportações a associação não se apresentou tão elevada.

REFERÊNCIAS

ANDERSSON, J., LYHAGEN, J. **A note on the power of the GPH test for cointegration.** Disponível em < <http://www2.dis.uu.se/~jonand/papers/gphcoint.pdf>>. Acesso: setembro 2007. Sweden: Research Report, 1997.

BALDWIN, R. **Hysteresis in trade.** MIT: 1986.

BALDWIN, R., KRUGMAN, P. R. **Persistent trade effects of large exchange rate shocks.** National Bureau of Economic Research: 1986.

CRATO, N., ROTHMAN, P. **Mensuring hysteresis in unemployment rates with long memory models.** Disponível em < <http://pascal.iseg.utl.pt/~ncrato/papers/urlm01.pdf>>. Acesso em: setembro 2007. 1996.

FRANCISCO, V. L. F. S., PINO, F. A., SUEYOSHI, M. L. S., CÉZAR, S. A. G. AMARAL, A. M. P. **Sazonalidade em séries temporais econômicas: aplicações.** São Paulo: Agricultura em São Paulo, 1995.

FONSECA, M. B., SILVA, C. C., FERNANDES, S. M. **Determinantes do crescimento do agronegócio Brasileiro pós-abertura comercial: uma evidência empírica.** Bahia: II Sober regional nordeste, 2007.

GAROFALO FILHO, E. **Câmbio: princípios básicos do mercado cambial.** São Paulo: Saraiva, 2005.

GEWEKE, J., PORTER-HUDAK, S. **The estimation and application of long memory time series model.** J Time Ser Anal: 1983.

IPEADATA. Disponível em <<http://www.ipeadata.gov.br>>. Acesso: março (2008).



LABYS, W. C. **Commodities price fluctuations: a century of analysis.** WVU Research Institute Paper Series, 2005.

LEE, J., STRAZICICH, M. **Minimum LM unit root test with two structural breaks.** University of Central Florida, Florida, 1999.

MORETTIN, P. A.; TOLOI, C. M. **Análise de séries temporais.** 2. ed. rev. e ampl. São Paulo: Edgard Blücher, 2006.

MINISTÉRIO DO DESENVOLVIMENTO, INDÚSTRIA E COMÉRCIO EXTERIOR. SECRETARIA DE COMÉRCIO EXTERIOR (MDIC/SECEX). **Dados sobre o comércio exterior brasileiro.** Disponível em <<http://www.aliceweb.desenvolvimento.gov.br>>. Acesso: nov. 2007.

MURRAY, C. J., ZIVOT, E. **Inference on unit roots and trend breaks in macroeconomic time series.** 1998.

OLBERMANN, B. P., LOPES, S. R. C., REISEN, V. A. **Invariance of the first difference in ARFIMA models.** Physica-Verlag, 2006.

SANTOS, S. J. P. **Um estudo de eficiência de mercado usando séries temporais, com diferenciação fracionária: o caso de commodities agrícolas.** 2003. Tese de doutorado (doutorado em economia) – Universidade federal de Pernambuco, Recife, 2003.

SANTOS, V. A. **Evidências de Histerese na taxa de desemprego do Brasil: uma abordagem com modelos ARFIMA sob o procedimento paramétrico.** 2006. Dissertação de mestrado (Mestrado em economia) – Universidade federal da Bahia, Salvador, 2006.

SILVEIRA, A. M. **A relação entre os preços de açúcar entre os preços de açúcar nos mercados doméstico e internacional.** 2004. Dissertação de mestrado (Mestrado em economia) – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Piracicaba, 2004.

VELASCO, C. **Gaussian semiparametric estimation of non-stationary time series.** J Time Ser Anal: 1999.