

HISTERESE E O COMÉRCIO EXTERIOR DE PRODUTOS INDUSTRIALIZADOS BRASILEIROS*

Sérgio Kannebley Júnior**

Diogo de Prince***

Maíra Camargo Scarpelli****

Este artigo investiga a hipótese de histerese para as exportações brasileiras de produtos manufaturados, no período de 1985 a 2005, e para as importações de 1996 a 2008. Por histerese entende-se a ocorrência de efeitos permanentes sobre as quantidades e preços de produtos exportados ou importados devido a choques temporários na taxa de câmbio, alterando, conseqüentemente, a estrutura de comércio. Para verificar essa hipótese, é utilizada uma medida empírica de histerese *forte* (macroeconômica) desenvolvida por Piscitelli *et al.* (2000), sendo testada sua significância em equações setoriais de oferta e demanda de exportações e demanda por importações. Os resultados demonstram que as exportações brasileiras de produtos manufaturados são determinadas fortemente pela demanda internacional. Além disso, a relação entre os preços internacionais e os preços de exportação nacionais mostrou ser a medida empírica de preço relativo relevante para a análise das exportações. Com relação à hipótese de histerese, é rejeitada para o agregado de produtos manufaturados das exportações brasileiras, mas aceita em diversos setores industriais. Para as importações, essa hipótese é aceita para o agregado de produtos manufaturados e para dez setores industriais.

Palavras-chave: Histerese; Comércio Internacional; Econometria de Séries Temporais.

1 INTRODUÇÃO

Sob a atual conjuntura de firme valorização da taxa de câmbio, retomada da demanda interna e desaceleração da economia mundial, as questões sobre a sustentabilidade dos superávits comerciais e o potencial déficit em conta-corrente voltam ao centro do debate político-econômico. Associado a essa conjuntura, retoma-se o questionamento sobre o nível adequado para a taxa de câmbio, bem como sobre a forma de resposta dos componentes da balança comercial às variações cambiais.

A observação da experiência recente brasileira aponta uma aparente relação defasada e assimétrica entre taxa de câmbio e balança comercial.¹ Por relação assimétrica

* Artigo agraciado com o 1º lugar no Prêmio Confederação Nacional da Indústria (CNI) de Economia 2010. Este trabalho foi elaborado no âmbito do grupo de pesquisa sobre taxa de câmbio do Centro de Macroeconomia Aplicada (CEMAP) da Escola de Economia de São Paulo (EESP)-Fundação Getúlio Vargas (FGV).

** Professor titular da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto (FEA-RP) da Universidade de São Paulo (USP) e Pesquisador nível 2 do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq). *E-mail:* skj@usp.br

*** Doutorando em Economia na FGV/SP.

**** Mestre em Economia pela FEA-RP da USP.

1. Evidências microeconômicas para as respostas dos exportadores podem ser encontradas em Markwald e Puga (2002), enquanto evidências macroeconômicas, também para as exportações, podem ser vistas em Kannebley Júnior (2008).

entende-se que os impactos de uma desvalorização cambial podem não ser os mesmos, nem no curto nem no longo prazo, daqueles gerados por uma valorização cambial de mesma medida. Essa hipótese relaciona-se com a teoria de histerese para o comércio internacional elaborada inicialmente por Baldwin (1988), Dixit (1989) e Krugman (1989). Segundo essa proposição teórica, em razão da existência de custos de entrada e saída, os exportadores/importadores não entram ou saem do mercado externo prontamente em resposta às mudanças na taxa de câmbio real; eles preferem adotar estratégias de “esperar e ver”. Assim, variações cambiais não geram um efeito imediato e simétrico sobre as exportações/importações. Com isso, torna-se preocupante a possibilidade de resposta do volume importado/exportado ter um caráter permanente, a despeito do caráter transitório da variação cambial.

Ou seja, uma das implicações da hipótese de histerese no comércio exterior seria de que variações cambiais, ao alterarem as perspectivas de rentabilidade das atividades de exportações/importações, induziriam movimentos de entrada/saída do comércio exterior e alterariam, por conseguinte, a estrutura de comércio.²

Para se compreender melhor a resposta das funções do comércio exterior às variações cambiais dever-se-ia considerar a hipótese de histerese. Caso contrário, a omissão dos efeitos de alterações estruturais nessas funções, provenientes de alterações na estrutura de comércio subjacente, poderia levar à produção de estimativas de elasticidade viesadas. A incorporação dos efeitos da histerese permitiria inferir a sensibilidade das exportações e importações às variações cambiais recentes sob tal hipótese e avaliar melhor os efeitos da política cambial sobre o comércio exterior brasileiro. Esse é propriamente o objetivo deste trabalho.

Para isso, é conduzida uma análise de séries de tempo, com a estimação de equações de longo prazo para funções de oferta e/ou demanda para 15 setores exportadores de produtos manufaturados, no período de 1985 a 2005, e funções de demanda de importações para 26 setores importadores no período entre 1996 a 2008. Para se testar a hipótese de histerese para o caso brasileiro, propõe-se a inclusão de uma medida empírica de histerese *forte* (macroeconômica), desenvolvida por Piscitelli *et al.* (2000), nas formas funcionais dos modelos convencionais de oferta e demanda.

Além desta seção introdutória, este artigo conta com mais cinco seções. A segunda é composta por uma sistematização do argumento teórico de histerese e por uma discussão sobre a forma de representação desse fenômeno. Em seguida, na terceira seção, apresenta-se a metodologia e os dados utilizados. Na quarta seção

2. A recente apreciação cambial teve efeito danoso, principalmente, sobre as exportações de produtos manufaturados, já que o aumento da demanda mundial pressionou relativamente para cima os preços dos produtos básicos e semimanufaturados, bem como seus volumes exportados. Já as importações apresentaram um redirecionamento da pauta em direção aos bens intermediários, responsável, nos anos de 2000, por quase 60% do total importado pelo país.

é apresentada uma breve descrição do comportamento agregado das variáveis de interesse e as transformações histeréticas de medidas alternativas de taxa de câmbio. Na quinta, são apresentados e discutidos os resultados. Por fim, são apresentadas as considerações finais do trabalho, com a discussão dos possíveis efeitos da política cambial sob a hipótese de histerese.

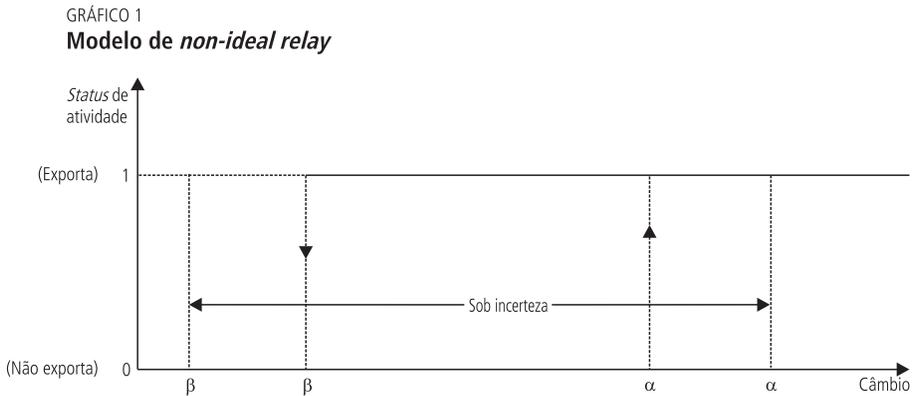
2 HISTERESE E COMÉRCIO EXTERIOR

O termo histerese, introduzido pelo físico James Alfred Ewing (1895), é utilizado em diversas áreas de conhecimento para indicar a ocorrência de efeitos permanentes causados por estímulos exógenos temporários. Em sistemas histeréticos, o equilíbrio de longo prazo pode ser alterado em razão de condições iniciais diferentes, pois esses sistemas são dependentes da trajetória (histórico).

Em comércio internacional, a histerese ocorre quando choques temporários na taxa de câmbio provocam efeitos permanentes sobre quantidades e preços de produtos exportados ou importados, alterando, conseqüentemente, a estrutura de comércio. Nesse caso, o conceito de histerese está associado à interpretação da decisão de participar do mercado externo como uma decisão de investimento. Analogamente, a decisão de deixar o mercado é comparada a uma reversão do investimento. A hipótese básica é fundamentada no argumento microeconômico de que a firma não exportadora – ao decidir participar do mercado – e a firma exportadora – ao decidir sair do mercado – enfrentarão custos integralmente, ou parcialmente, irrecuperáveis. Tais custos incluem – além dos custos operacionais – pesquisas de mercado, estabelecimento de redes de distribuição, *marketing*, adaptação do produto à legislação do país de destino, entre outros associados à entrada; e custos associados à saída do mercado, geralmente relacionados a rescisões contratuais e relações de clientela.

De modo geral, pode-se assumir que a firma entrará no mercado exportador quando a expectativa de acréscimo de rendimentos superar os custos irrecuperáveis associados à sua entrada. De modo similar, a firma não sairá do mercado enquanto sua permanência não gerar expectativa de rendimentos menor que os custos irrecuperáveis relacionados à sua saída. Nesse contexto, as variações da taxa de câmbio induzirão variações nas expectativas de retornos esperados, sendo também um dos principais componentes de incerteza. Caso os choques temporários da taxa de câmbio venham a favorecer o investimento (desinvestimento) na atividade exportadora, o exportador obterá um lucro (prejuízo) anormal, optando por entrar (sair) no (do) mercado externo. Esse tipo de argumentação está presente em diversos artigos teóricos a respeito da hipótese de histerese em comércio internacional, como por exemplo, os trabalhos de Baldwin (1986, 1988), Baldwin e Krugman (1987, 1989), Dixit (1989), entre outros.

Subjacente a esses modelos teóricos está o modelo microeconômico de histerese, chamado de *non-ideal relay*. O gráfico 1 ilustra sua aplicação para representar a decisão das firmas individuais de entrada e saída de mercados de exportação.



Fonte: Göcke (2002).

Considera-se que a firma j decide, no período t , se irá ou não produzir e vender no mercado externo uma unidade de seu produto. Os custos para a produção de uma unidade são divididos em dois componentes: custo variável, c_j ; e – se a firma não produzir no período imediatamente anterior – custo fixo de entrada, k_j , específico à firma e nulo caso se decida não produzir no período t , ou seja, é um custo irrecuperável.

Desse modo, para uma firma que não participava do mercado no período anterior, uma depreciação da moeda doméstica que faça com que o rendimento supere ambos os componentes de custo resulta na decisão de exportar no período presente. Porém, o retorno da taxa de câmbio em nível pré-depreciação não provoca uma reversão na decisão da firma, visto que agora somente os custos variáveis da produção precisam ser cobertos. Ao permanecer como exportadora, a firma altera a estrutura de mercado e, conseqüentemente, a relação entre a taxa de câmbio e o nível de exportações. A firma optará por não exportar somente se houver uma apreciação da moeda doméstica que faça com que os prejuízos, em relação aos custos variáveis, sejam maiores ou iguais ao custo de saída.

Note-se que a firma j está interessada em dois valores de taxa de câmbio, chamados de gatilho de entrada, α_j , e gatilho de saída, β_j , em que $\alpha_j > \beta_j$. Somente choques cambiais que ultrapassem esses valores levam a mudanças no *status* exportador da firma; variações cambiais que se encontrem dentro desse intervalo não afetam a decisão da firma, logo, não alteram a estrutura do mercado exportador.

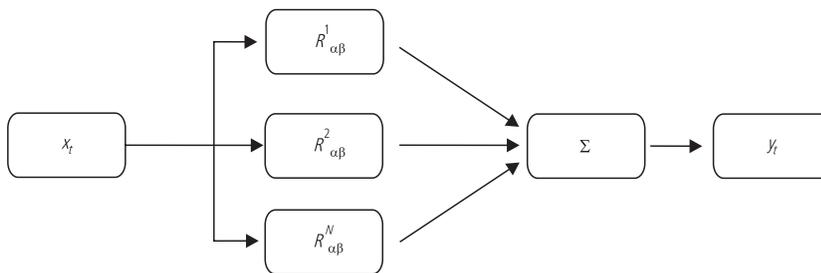
Por isso, o intervalo formado pelos gatilhos é chamado de zona de inação. O comportamento da firma, representado pelo gráfico 1, adota a forma de um circuito, que segue o formato típico de um conversor de *non-ideal relay*, denotado por $R_{\alpha\beta}$.

Portanto, nesse modelo simplificado, a decisão da firma no período t , y_t , é função do seu *status* de atividade inicial, y_{t-1} , e da taxa de câmbio, x_t , operada pelo conversor, $R_{\alpha\beta}$. Assim, y_t pode assumir os valores zero (0), ou um (1), segundo a regra a seguir:

$$y_t = R_{\alpha\beta} x_t = \begin{cases} 1 & \text{se } (y_{t-1} = 0 \text{ e } x_t > \alpha) \\ y_{t-1} & \text{se } (\beta \leq x_t \leq \alpha) \\ 0 & \text{se } (y_{t-1} = 1 \text{ e } x_t < \beta) \end{cases} \quad (1)$$

Mayergoyz (1986) apresenta um método de agregação macroeconômica do comportamento das firmas, baseado no modelo de Preisach, que equivale à superposição dos operadores de *histerese non-ideal relay*, $R_{\alpha\beta}^j$, de cada firma j , com $j = 1, \dots, N$, representadas por seus respectivos gatilhos de entrada e saída, α_j e β_j . Então a agregação de N firmas corresponde à superposição de N operadores individuais, como representado na figura 1, em que y é o resultado da agregação do *status* de exportação de cada uma das N firmas, após ter sido considerada a relação de histerese.

FIGURA 1
Superposição de operadores *non-ideal relay*



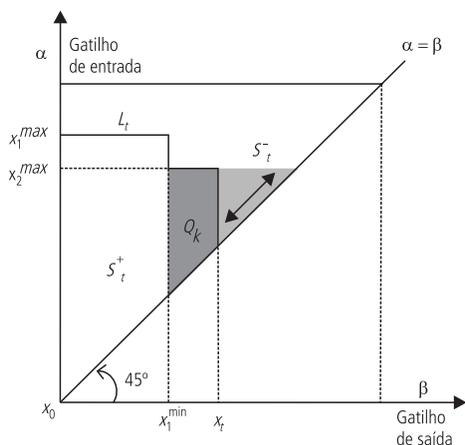
Fonte: *Systems with hysteresis*. Disponível em: <<http://euclid.ucc.ie/histerese/node12.htm>>.

Nesse modelo de agregação, cada firma é caracterizada por um par ordenado (β_j, α_j) ; logo, todos os possíveis pontos podem ser representados em um plano

(α, β) . Ademais, sabe-se que, por definição, $\alpha_j \geq \beta_j$, portanto, todos os pontos que representam as firmas encontram-se acima de uma linha de 45° em que $\alpha = \beta$, como mostra o gráfico 2. As variações cambiais fazem com que os valores de gatilho das empresas sejam atingidos, estimulando a entrada/saída do mercado externo, tal que o conjunto de firmas seja dividido em dois subconjuntos: S_t^+ , de firmas exportadoras; e S_t^- , de não exportadoras. A alteração da divisão desses conjuntos representa as variações nas exportações em nível macroeconômico.

GRÁFICO 2

Aplicação do modelo de Preisach-Piscitelli ao comércio exterior



Fonte: Göcke (2002).

Os subconjuntos S_t^+ e S_t^- são separados por uma linha divisória L_t , a qual é formada pela trajetória da taxa de câmbio. Desvalorizações cambiais significam a ativação de gatilhos de entrada de algumas empresas que ainda não são exportadoras; logo, as desvalorizações deslocam a linha L_t horizontalmente, aumentando o conjunto S_t^+ . Vale notar que desvalorizações cambiais não afetam a decisão das empresas que já estão no mercado em relação à sua permanência; assim, nenhum gatilho de saída é ativado. Por outro lado, valorizações cambiais produzem deslocamentos verticais em L_t à medida que o gatilho de saída das firmas é atingido. Após diversas flutuações do câmbio, o resultado final é uma linha com formato de escada.

No entanto, a formação da linha L_t evidencia que valores máximos (mínimos) locais de câmbio que superem um valor extremo anteriormente obtido irão “apagar” as coordenadas que formavam o degrau anterior, substituindo-o pelo novo valor e, conseqüentemente, criando um degrau substituto. Por outro lado, se o novo valor da

série de câmbio for inferior ao anterior, o primeiro máximo (mínimo) se mantém, e o novo valor obtido se torna o segundo máximo (mínimo), formando o próximo degrau. Como a relação de histerese é função da sequência de máximos e mínimos locais não dominados por valores posteriores, essa construção explora a propriedade de memória seletiva do modelo, um de seus principais diferenciais (CROSS, 1994).

Logo, para um conjunto contínuo de agentes, de acordo com Piscitelli *et al.* (2000), o modelo de agregação de Preisach pode ser escrito como:

$$y_t = \iint_{\alpha \geq \beta} g(\alpha, \beta) R_{\alpha, \beta}(x_t) d\alpha d\beta = \iint_{S_t^+} g(\alpha, \beta) d\alpha d\beta \quad (2)$$

em que $g(\alpha, \beta)$ é a ponderação de cada operador individual $R_{\alpha, \beta}$.

Piscitelli *et al.* (2000) sugerem a representação empírica do modelo, na qual o conjunto S_t^+ é considerado a união dos N trapezoides retangulares Q_k , como apresentado no gráfico 2. Considerando uma distribuição uniforme das firmas sobre a área triangular, ou seja, assumindo-se que a ponderação³ $g(\alpha, \beta)$ é igual a 1 para todos os agentes, o efeito histerético é captado diretamente pela variável H_t , calculada como a soma da área dos trapezoides:

$$H_t = \sum_{k=1}^{n(t)} Q_k(t) \quad (3)$$

Logo, o método de Piscitelli *et al.* (2000) pode ser resumido em três etapas. A primeira etapa é executada somente uma vez ao início do procedimento e consiste na especificação dos valores máximo e mínimo de α e β que determinam os vértices do triângulo retângulo formado pelos subconjuntos S_t^+ e S_t^- . A segunda etapa é a seleção dos valores de câmbio máximos e mínimos não dominados; e a terceira é o cálculo da área S_t^+ . Ambas são realizadas recursivamente de modo que a sequência de máximos e mínimos é atualizada à medida que um novo valor de câmbio é adicionado à série temporal.

Embora a literatura sobre histerese seja extensa, há uma dificuldade prática na definição de testes em nível macroeconômico capazes de detectar o efeito de histerese de modo apropriado, distinguindo-o de outros fatores que geram também

3. Piscitelli *et al.* (2000) demonstram que sua variável de histerese é independente da forma funcional escolhida para a função de ponderação $g(\alpha, \beta)$.

um comportamento dinâmico não linear.⁴ Então, a inclusão da variável de histerese de Piscitelli *et al.* (2000) é uma tentativa de avanço empírico nesse tema.⁵

O teste para a presença de histerese baseia-se no argumento de que dependendo do nível precedente da taxa câmbio, choques cambiais de igual magnitude podem produzir diferentes efeitos sobre as quantidades exportadas ou importadas. Empiricamente, isso constitui um problema de instabilidade nas equações estimadas para exportações e importações, pois, a uma mesma taxa de câmbio podem estar associados diferentes níveis de atividade comercial, ou seja, há uma relação não linear entre as variáveis, que não foi corretamente especificada nos testes até então realizados. Logo, entre as soluções apresentadas, destacam-se aquelas que sugerem a inclusão, nas formas funcionais dos modelos estimados, de uma variável representativa do efeito histerético que funciona como um filtro que capta toda a não linearidade da relação entre o câmbio e a variável y_t . Ou seja, o teste para a presença de histerese é realizado a partir de uma equação base:

$$y_t = w_t' \beta + \delta H_t + u_t \quad (3)$$

em que y_t é a variável dependente (quantidade exportada), H_t é a variável de histerese construída a partir da taxa de câmbio, w_t é um vetor composto por outras variáveis explicativas e u_t é um termo de erro. De modo geral, o teste para a presença de histerese corresponde ao teste de significância estatística do coeficiente δ . A relação histerética é confirmada se o coeficiente da variável for estatisticamente significativo e apresentar o sinal matemático apropriado.

3 METODOLOGIA ECONOMÉTRICA E BASE DE DADOS

As exportações foram avaliadas considerando-se 15 setores industriais selecionados,⁶ que respondem por 88% da média das exportações manufaturadas no período de 1985 a 2005. Em sua análise foram utilizados: os índices de *quantum* (Q) e os preços das exportações (PX) (em dólares), disponibilizados pela Fundação Centro de Estudos do Comércio Exterior (Funcex); o índice de produto doméstico ($Prod_Dom$)

4. Os testes, para a presença de custos irreversíveis de entrada e de saída (*sunk costs*) do mercado externo, têm sido conduzidos em nível microeconômico, com base na proposição metodológica de Roberts e Tybout (1997). A partir da concepção microeconômica de histerese apresentada anteriormente, esses autores desenvolveram um modelo de histerese para comércio exterior com horizonte infinito e conduziram testes a partir de modelos de escolha discreta dinâmica.

5. Göcke (1994a, 1994b, 2001) apresenta uma forma alternativa de construção de uma variável de histerese, mas cujo teste também envolve a inclusão dessa variável nos modelos de oferta e demanda de exportações e importações.

6. Os setores são: Abate de animais; Beneficiamento de produtos vegetais; Borracha; Calçados; Celulose, papel e gráfica; Elementos químicos; Madeira e mobiliário; Máquinas e tratores; Material elétrico; Minerais não metálicos; Outros produtos metalúrgicos; Outros produtos alimentares; Peças e outros veículos; Têxtil; Veículos automotores.

produzido pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística/Pesquisa Industrial Mensal de Produção Física (IBGE/PIM-PF); o índice de preços domésticos (PD), representado pelo Índice de preços por atacado – oferta global (IPA-OG) produzido pela FGV; e o índice de demanda externa (IDEM), construído pelos autores.⁷ Por fim, os índices de preços internacionais (PINT) foram representados pelos índices de preços de importações dos Estados Unidos, fornecidos pelo Bureau of Labor Statistics (BLS). As equações setoriais tiveram seu período final restrito a 2005 devido à limitação temporal dos índices de preços do BLS na classificação Standard International Trade Classification (SITC).

Além dos setores selecionados, foi realizada a análise para o total de exportações manufaturadas. Nesse caso, a disponibilidade dos dados é distinta do caso setorial: para a equação de oferta de exportações foram utilizados dados trimestrais para o período de 1985 a 2008. Porém, para as equações de demanda, utilizou-se o período de 1990 a 2008 devido à limitação imposta pela disponibilidade do índice agregado de demanda externa, fornecido pela Funcex.

As equações (6) e (7) correspondem às formas tradicionais de especificação da relação entre o câmbio real e as exportações. Com base em formas funcionais irrestritas foram estimadas, para cada um dos setores industriais, equações de oferta e demanda de exportações. Respectivamente:

$$Q_t^s = \alpha_0 + \alpha_1 Prod_{Dom_t} + \alpha_2 PX_t + \alpha_3 PD_t + \varepsilon_t^s \quad (6)$$

com $\alpha_1 > 0$, $\alpha_2 > 0$ e $\alpha_3 < 0$

$$Q_t^d = \beta_0 + \beta_1 IDEM_t + \beta_2 PINT_t + \beta_3 PX_t + \varepsilon_t^d \quad (7)$$

com $\beta_1 > 0$, $\beta_2 > 0$ e $\beta_3 < 0$

Assim, para verificar a hipótese de histerese, foram estimadas, também, equações em que as variáveis de preço foram substituídas por suas respectivas transformações histeréticas, $H(PX)$, $H(PD)$, $H(PINT)$. Além disso, considerou-se a possibilidade de que as variáveis de preço de uma mesma equação estivessem restritas a um coeficiente comum ($\alpha_2 = -\alpha_3$ ou $\beta_2 = -\beta_3$), representando as medidas de taxa real de câmbio e preços relativos para oferta e demanda de exportações, (PX/PD) e $(PINT/PX)$, respectivamente, bem como suas atinentes transformações histeréticas.

7. O índice de demanda externa foi construído como uma ponderação da produção industrial dos países-destino da exportação, de acordo com seu peso sobre a exportação global do setor, a partir das informações de destino das exportações nacionais constantes nas estatísticas do Sistema ALICE-Web da Secretaria de Comércio Exterior (Secex) e nos arquivos do sistema Commodity Trade Statistics Database - *Personal Computer Trade Analysis System* (COMTRADE - PCTAS) disponibilizados pela Organização das Nações Unidas (ONU).

As importações foram avaliadas trimestralmente, no período de 1996 a 2008, para 28 setores. Foram utilizados os seguintes dados: os índices de *quantum* (Q) e preço das importações (PIMP) (em dólares), fornecidos pela Funcex; o índice de PD , representado pelo IPA-OG; e o índice de produto doméstico ($Prod_Dom$) produzido pelo IBGE.⁸ O período de análise deve-se à mudança na classificação das mercadorias no Brasil ao utilizar a Nomenclatura Comum do Mercosul (NCM) a partir de 1996 e em razão das mudanças estruturais presentes na função de demanda por importações brasileiras introduzidas com o processo de abertura comercial.

Foi utilizada uma forma funcional irrestrita – amplamente empregada nos estudos nacionais – dada por:⁹

$$Q_t^{d,M} = \gamma_0 + \gamma_1 Prod_{Dom_t} + \gamma_2 PIMP P_t^*(1+T) + \gamma_3 PD_t + \varepsilon_t^d \quad (8)$$

com $\gamma_1 > 0$, $\gamma_2 < 0$ e $\gamma_3 > 0$

onde o teste para presença histerética substitui $PIMP^*(1+T)$ e PD por $H(PIMP^*(1+T))$ e $H(PD)$, T representa a tarifa média de importação¹⁰ e PD é o preço doméstico em dólar. O termo $(1+T)$ será omitido adiante para simplificação da notação. Considerou-se a possibilidade de restringir os coeficientes das variáveis de preço ($\gamma_2 = -\gamma_3$), compondo a medida da taxa de câmbio real ($PIMP/PD$) e sua transformação histerética.

Visto que as variáveis utilizadas compõem séries não estacionárias, fez-se necessário utilizar um método de estimação que considerasse a possibilidade de que as equações representassem uma relação de cointegração entre as variáveis.¹¹ Assim, as estimações foram realizadas por meio do método de Mínimos Quadrados Plenamente Modificados – do inglês Fully Modified Ordinary Least Square (FM-OLS) – desenvolvido por Phillips e Hansen (1990).¹² A estratégia para seleção dos modelos finais reside na estabilidade da relação de longo prazo, de acordo com os testes desenvolvidos por Hansen (1992), e na verificação da coerência entre a expectativa teórica e os sinais dos coeficientes associados às variáveis explicativas.

8. O preço doméstico em moeda estrangeira foi obtido da relação do preço doméstico em reais com a taxa de câmbio nominal. A taxa de câmbio nominal foi construída a partir da ponderação das taxas de câmbio de 33 países com a moeda nacional. Os pesos adotados representam as participações desses mesmos países nas importações brasileiras para cada setor.

9. A forma funcional restringe a variável PD , pois a equação com os coeficientes irrestritos do preço doméstico em moeda doméstica e da taxa de câmbio nominal não apresentou uma relação de longo prazo. A equação sem nenhuma restrição foi utilizada, por exemplo, nos trabalhos de Castro e Cavalcanti (1997), Azevedo e Portugal (1998) e Moraes e Portugal (2004).

10. Agradecemos os dados de tarifa de importação cedidos por Honório Kume e Pedro Miranda.

11. Foram realizados testes que indicam a existência de uma raiz unitária nas séries temporais utilizadas nessas estimações. Esses testes podem ser solicitados aos autores caso o leitor tenha interesse.

12. No apêndice 1 deste artigo apresenta-se uma síntese do método FM-OLS.

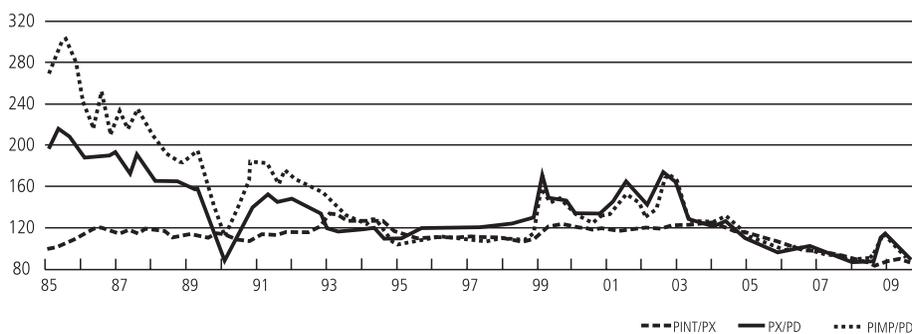
4 SEÇÃO DESCRITIVA

Sem buscar exaurir a análise dos indicadores, é interessante observar separadamente a relação das exportações e importações brasileiras frente às variações de medidas alternativas da taxa de câmbio real para melhor compreender a recente inflexão dos saldos comerciais.¹³ Para isso são apresentadas algumas possíveis medidas de relativo de preços que são de interesse para a especificação das funções de exportação e importação aqui tratadas. Para efeito de análise descritiva, serão apresentados apenas indicadores agregados.

Sob a ótica da demanda por exportações, uma medida adequada é a relação entre preços internacionais e preços de exportação nacionais ($PINT/PX$). Sob a ótica da oferta de exportações, uma medida de interesse é a relação entre preços de exportação nacionais e preços domésticos (PX/PD). Por fim, segundo a ótica da demanda doméstica¹⁴ por importações, uma medida relevante é dada pela razão entre preços de importação nacionais e preços domésticos ($PIMP/PD$). No gráfico 3 são apresentadas tais medidas alternativas de preços relativos e de taxa de câmbio real calculadas em moeda estrangeira (US\$ dólar).

GRÁFICO 3

Medidas alternativas de taxa de câmbio real e preços relativos – 1985 a 2009



Fonte: Elaboração própria.

Inicialmente, é interessante destacar a similaridade entre o comportamento dos preços dos produtos exportados e importados pelo Brasil. A tendência comum partilhada por essas séries é, em parte, indicativa de que, em termos agregados, a

13. É importante alertar o leitor de que quando é mencionado o termo taxa de câmbio real estamos nos referindo à concepção de taxa de câmbio que deriva da concepção de paridade de poder compra. Ou seja, estamos considerando variáveis do tipo $r = eP^*/P$, em que e é a taxa nominal de câmbio, P^* é o índice de preços internacional e P é o índice de preços domésticos. Uma alternativa a essa definição é aquela em que r expressa a relação entre preços comerciáveis e não comerciáveis, não utilizada aqui.

14. No presente trabalho, não há interesse na estimação da equação de oferta de importações, portanto não será apresentada uma medida de taxa de câmbio real relativa a essa função.

economia brasileira tem um baixo poder de determinação de preços no mercado internacional.¹⁵ Como resultado, nota-se a semelhança entre as medidas PX/PD e $PIMP/PD$. Houve, nos períodos de 1990 e 1994, um forte movimento de apreciação da taxa de câmbio real, que se reverte somente em 1999. O movimento de apreciação cambial é retomado a partir de 2002 e se desfaz, transitoriamente, em 2008, com a crise financeira internacional. Assim, sob a ótica da oferta de exportações, tornou-se menos vantajoso, relativamente, ofertar para o resto do mundo; enquanto para os consumidores domésticos tornou-se mais atraente comprar do resto do mundo.

Por outro lado, a medida ($PINT/PX$) indica que, sob a ótica do demandante internacional, houve menor oscilação nos preços relativos durante a maior parte do período, indicando uma relativa estabilidade. Somente em 2004, iniciou-se uma elevação do preço relativo das exportações domésticas, apreciando essa medida de taxa real de câmbio e desestimulando a demanda das exportações domésticas por parte do resto do mundo. Logo, a observação desses indicadores ilustra o fato de que a política cambial praticada nesse período trouxe um efeito muito mais sensível sob a perspectiva interna (oferta de exportações ou demanda de importações) do que sob a perspectiva internacional do comércio exterior.

Para incrementar a análise são estimados o componente cíclico (CY_Export) do *quantum* exportado de produtos manufaturados, extraído pelo filtro de Hodrick-Prescott, e os resíduos das regressões simples do *quantum* exportado contra o índice de demanda internacional (GAP_Dem) e contra o produto industrial brasileiro (GAP_Prod).¹⁶ Inicialmente é interessante observar que o coeficiente de correlação entre GAP_Dem e CY_Export é igual a 0,45, enquanto a correlação entre GAP_Prod e CY_Export é de 0,38. Ou seja, implicitamente se evidencia que o componente de demanda é o principal componente responsável pela tendência das exportações de produtos industriais entre 1990 e 2008.

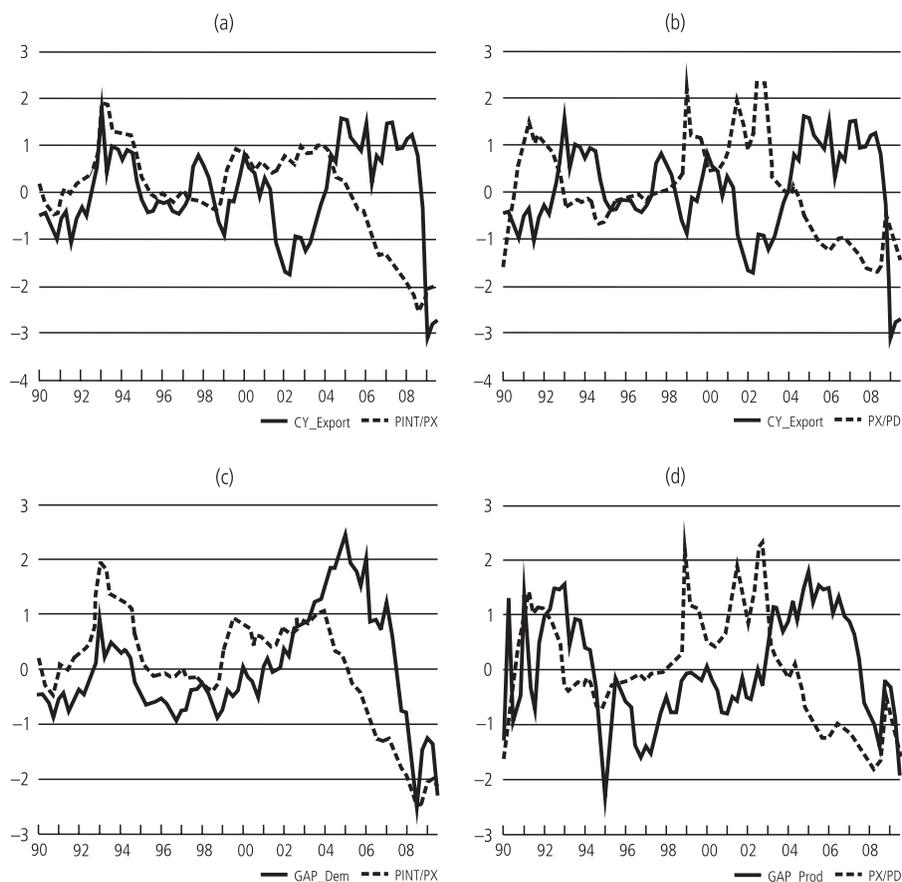
O gráfico 4 apresenta uma comparação desses componentes cíclicos com as medidas de relativos de preços para oferta (PX/PD) e para demanda ($PINT/PX$); e a tabela 1 apresenta os coeficientes de correlação simples entre essas variáveis. Nota-se que CY_Export correlaciona-se mais fortemente com PX/PD do que com $PINT/PX$. No entanto, o coeficiente de correlação mais elevado é de 0,43 entre GAP_Dem e $PINT/PX$. Sendo assim, essa segunda análise permite complementar

15. Essa observação pode ser parcialmente enganosa porque quando se observa com um pouco mais de atenção o comportamento desses índices agregados e dos índices separados por categorias de produtos, percebe-se que os primeiros sofrem uma significativa influência dos preços dos produtos básicos ou semimanufaturados. Estes bens têm menor diferenciação no mercado internacional e são fortemente influenciados pelos movimentos da demanda internacional. Já a maior parte dos produtos manufaturados é transacionada em mercados em que a diferenciação de produtos e variedades é maior, permitindo práticas de precificação baseadas em princípios de concorrência imperfeita.

16. As variáveis GAP_Prod e GAP_Dem foram construídas para o período do 1º trimestre de 1990 até o 3º trimestre de 2009.

as percepções trazidas pelas comparações entre os componentes cíclicos e tendências apresentados anteriormente, sugerindo que as exportações manufaturadas sofrem uma influência determinante da demanda internacional, sendo importante considerar essa relação na interpretação dos resultados das equações estimadas para setores industriais selecionados, apresentados posteriormente.

GRÁFICO 4

Exportações: componentes cíclicos e medidas de preços relativos – 1990-2009

Fonte: Elaboração própria.

Pelo lado das importações, observa-se um comportamento distinto dos índices, como apresentado no gráfico 5. Inicialmente, é interessante notar que os índices de preços e de *quantum* das importações caminham juntos a partir do início dos anos de 2000. Ou seja, o crescimento das importações, em valor, nesse período, ocorreu em razão da elevação tanto dos volumes importados quanto dos preços. Os componentes cíclicos para o *quantum* importado foram calculados a partir da

extração da tendência, utilizando-se o filtro de Hodrick-Prescott (CY_Import) e via resíduo da regressão (GAP_Import) do *quantum* importado contra o índice de produto industrial doméstico, e uma variável *dummy* para o período de 1990 a 1994.

TABELA 1

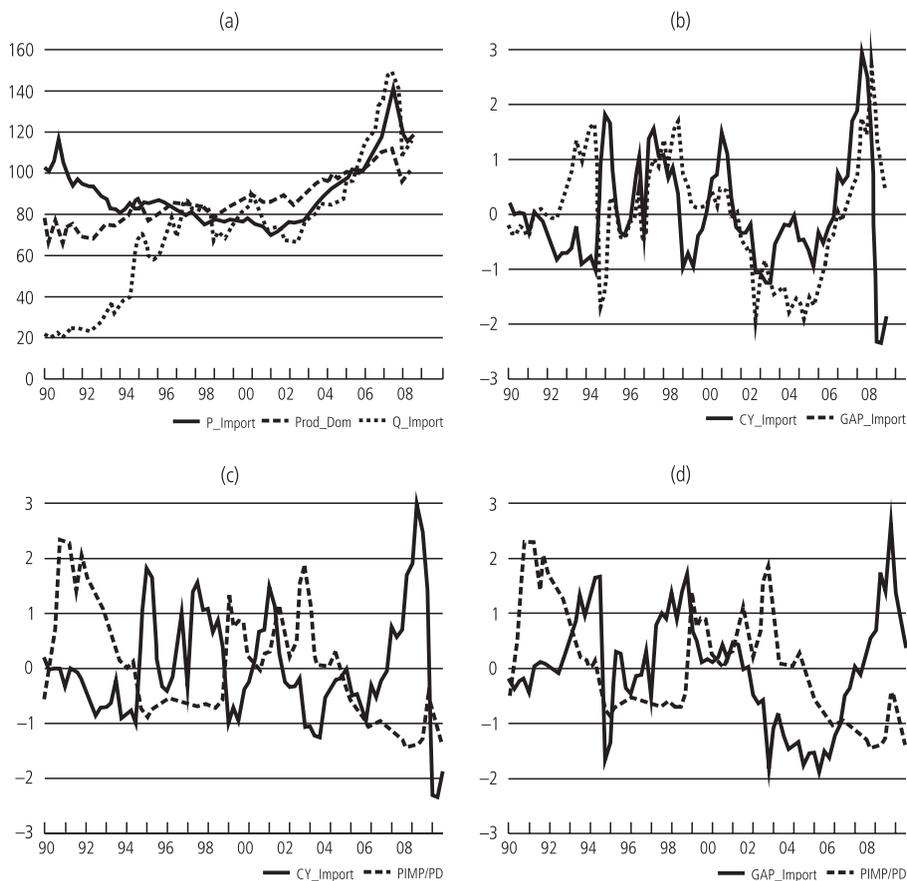
Matriz de correlação de componentes cíclicos e taxa de câmbio real

	CYEXP	GAP_Prod	GAP_Dem	PX/PD
GAP_Prod	0,38			
GAP_Dem	0,45	0,72		
PX/PD	-0,38	0,01	0,01	
PINT/PX	0,07	0,24	0,43	0,58

Fonte: Elaboração própria.

GRÁFICO 5

Importações: taxa real de câmbio e demanda interna – 1990 a 2008



Fonte: Elaboração própria.

Nota-se ainda, que os componentes cíclicos diferem entre si principalmente no período pré-abertura, quando é feita a intervenção na regressão linear. Em razão dessa diferença, o coeficiente de correlação entre CY_Import e GAP_Import é de apenas 0,28.¹⁷ Entretanto, restringindo o período para 1995 em diante, esse coeficiente de correlação sobe para 0,45. Ou seja, também é notória a existência de uma relação entre o componente de tendência do índice de *quantum* importado e o componente de demanda doméstica (aqui representado pelo produto da indústria de transformação nacional). Já a correlação entre os componentes cíclicos e a medida de taxa real de câmbio, $PIMP/PD$, também é negativa, indicando que movimentos de valorização da taxa de câmbio levam ao aumento dos volumes importados e vice-versa. A correlação entre $PIMP/PD$ e CY_Import é de $-0,32$, enquanto entre $PIMP/PD$ e GAP_Import é igual a $-0,11$. Quando se restringe o período a partir do primeiro trimestre de 1995, este último valor passa a $-0,22$, enquanto aquele não é alterado.

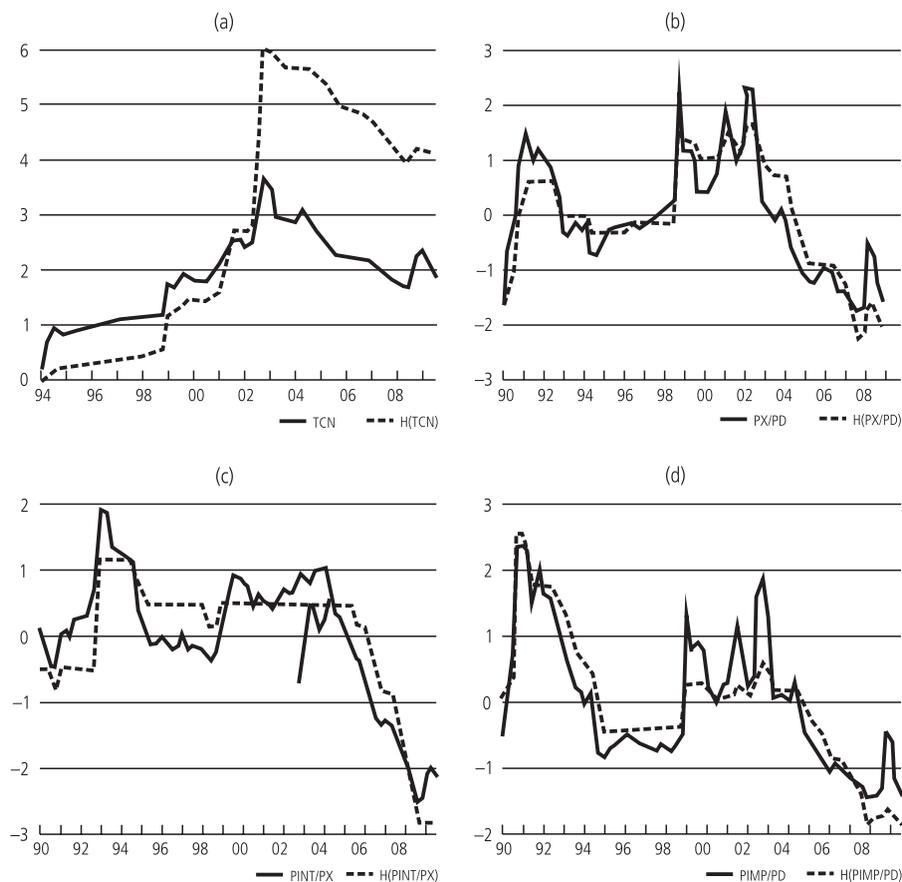
O gráfico 6 permite analisar o comportamento da taxa nominal de câmbio (TCN) e das diversas medidas de taxa real de câmbio, discutidas anteriormente, acompanhadas de suas respectivas transformações histeréticas. Quanto à taxa nominal, a transformação ($H(TCN)$) enfatiza os movimentos de desvalorização cambial em relação aos de valorização. Essa observação é robustecida pelos coeficientes de assimetria de 0,20 para a variação de TCN e 1,37 para a variação de $H(TCN)$. Notoriamente, ganham ênfase os choques do primeiro trimestre de 1999 e do terceiro trimestre de 2002, enquanto a desvalorização cambial do quarto trimestre de 2008 é subestimada pela variável histerética. Essas observações pontuais podem ser resumidas pelos seus respectivos coeficientes de excesso de curtose de 2,23 e 1,37.

Quanto às transformações para as medidas de taxa real de câmbio e preços relativos, percebe-se, em termos gerais, que existe uma redução da variabilidade da variável transformada, refletindo o conceito de que apenas as variações de grande calibre têm relevância na determinação do nível médio da variável. Outra característica da transformação histerética é que, usualmente, os choques nas variáveis originais não são refletidos integralmente na variável transformada. Isso denota a existência de diferentes valores limiares, que ao serem integrados suavizam o efeito dos movimentos da variável original. Essas características podem ser observadas nas diversas medidas de taxa real de câmbio apresentadas aqui.

17. A maior variabilidade de GAP_Import no início da amostra se deve ao fato de a variável *dummy* não captar adequadamente o aumento progressivo das importações após 1993, o que faz com que o ajuste do modelo nesse subperíodo não seja adequado. Assim sendo, no caso das importações entende-se aqui como mais adequada para a representação do componente cíclico a variável CY_Import .

GRÁFICO 6

Medidas de histerese da taxa de câmbio e dos preços relativos



Fonte: Elaboração própria.

5 RESULTADOS

5.1 Exportações

A tabela 2 apresenta dois conjuntos de resultados para as equações de oferta e de demanda, segundo as especificações (6) e (7). São apresentados os resultados para o agregado das exportações manufaturadas e para os setores industriais individualmente. Os resultados, no agregado, indicaram que as equações de oferta estimadas não apresentam estabilidade; ademais, todas as variáveis de preço apresentaram sinal contrário ao esperado. Ou seja, no agregado se evidencia, segundo a especificação adotada, a inexistência de relação de longo prazo para a oferta de exportações de produtos manufatureiros. A equação de demanda agregada de

produtos manufaturados apresentou sinais inconsistentes na forma irrestrita, mas sinais consistentes na forma restrita. Os resultados indicam uma elasticidade-renda da demanda igual a 0,85 e uma elasticidade-preço relativa da demanda igual a 1, significativo estatisticamente em um nível de significância de 5%, para a especificação sem histerese. Na forma restrita com a variável de preços relativos histerética a elasticidade-renda da demanda praticamente não se altera (0,83). O valor do coeficiente da elasticidade-preço relativo se eleva para 2,1, mas não se mostra estatisticamente significativo, nem em um nível de significância de 10%. Assim, em termos agregados, verificou-se que a hipótese de histerese não se sustenta para as exportações manufaturadas.

Quanto aos resultados setoriais, apenas dois setores, Calçados e Veículos, apresentaram resultados consistentes para as variáveis de preços nas equações de oferta, e isso ocorre apenas para a forma irrestrita em que são incluídas as variáveis de histerese. De modo estrito, somente a equação para o setor de Veículos apresenta resultados teoricamente consistentes, além de se apresentar estável. As elasticidade-preço cruzada da oferta é de $-1,4$, indicando um *trade-off* entre mercado externo e interno do setor. O coeficiente para elasticidade-preço das exportações estimado é igual a 2,7, porém não significativo estatisticamente.

Dos 15 setores considerados, 11 apresentaram estimações para a equação de demanda estáveis e teoricamente consistentes em, pelo menos, uma das especificações da equação de demanda. Esses setores respondem por 61,8% da média das exportações de manufaturadas do período. Destaca-se novamente que, de modo geral, as relações de demanda apresentaram resultados mais consistentes que as relações de oferta, visto que tanto a demanda internacional quanto as variáveis de preços são estaticamente significativas para o modelo. O índice de demanda externa se mostrou significativo em quase todos os casos; a exceção ocorre na equação sem histerese para o setor Têxtil; além disso, na equação com histerese para o setor de Outros produtos metalúrgicos, a demanda externa só é estatisticamente significativa ao nível de 10%. Quanto aos coeficientes da variável renda externa, nota-se que os valores são distintos entre os setores, variando de 0,48 a 4,65, sendo que para os setores intensivos em trabalho e para o setor de Beneficiamento de produtos vegetais, o valor dos coeficientes é menor que para os demais.

Para os setores de Elementos químicos, Veículos automotores e Calçados, foram selecionadas especificações de equação de demanda que restringem as variáveis de preço a um mesmo coeficiente. Ou seja, a relação mais significativa para esses setores dá-se entre o *quantum* exportado e o preço relativo, enquanto, isoladamente, os preços internacionais e domésticos não são relevantes na explicação dos volumes exportados desses setores.

TABELA 2
Equações de oferta e demanda de exportações – método FM-OLS

Oferta	Sem histerese – forma restrita				Com histerese – forma restrita					
	c	Prod_Dom	PX/PD	PX	PD	c	Prod_Dom	H(PX/PD)	H(PX)	H(PD)
Total de exportações*	-11,62 (-5,3)	3,52 (7,26)	-0,47 (-1,59)	-	-	-12,42 (-6,51)	3,70 (8,79)	-0,74 (-1,51)	-	-
Oferta	Sem histerese - forma irrestrita				Com histerese - forma irrestrita					
Setor	c	Prod_Dom	PX/PD	PX	PD	c	Prod_Dom	H(PX/PD)	H(PX)	H(PD)
Total de exportações*	-8,77 (-3,11)	4,04 (8,25)	-	-2,07 (-2,33)	0,93 (2,48)	-15,24 (-7,3)	4,28 (8,93)	-	-7,00 (-2,67)	1,37 (2,61)
Calçados	8,96 (4,53)	-0,74 (-3,79)	-	-0,12 (-0,34)	-0,10 (-0,74)	7,14 (7)	-0,53 (-2,4)	-	1,77 (0,91)	-0,33 (-2,48)
Veículos automotores	3,16 (1,10)	1,34 (3,32)	-	-0,12 (-0,12)	-0,77 (-1,69)	1,94 (1,32)	0,78 (2,10)	-	2,69 (1,67)	-1,38 (-4,27)
Demanda	Sem histerese - forma restrita				Com histerese - forma restrita					
Setor	c	IDEM	(PINT/PX)	PINT	PX	c	IDEM	H(PINT/PX)	H(PINT)	H(PX)
Total de exportações**	0,55 (1,81)	0,85 (12,04)	1,06 (2,99)	-	-	0,56 (1,45)	0,83 (10,52)	2,06 (1,4)	-	-
Calçados	-3,70 (-1,92)	1,13 (7,33)	0,67 (1,74)	-	-	-0,43 (-0,64)	1,08 (7,17)	4,00 (1,91)	-	-
Elementos químicos	-20,97 (-4,92)	1,93 (3,63)	3,72 (3,52)	-	-	-2,84 (-2,7)	1,58 (6,61)	17,06 (8,23)	-	-
Veículos automotores	-22,09 (-4,07)	1,39 (3,47)	4,52 (4,29)	-	-	-3,49 (-1,65)	1,76 (3,94)	25,71 (3,75)	-	-

(continua)

(continuação)	Sem histerese – forma irrestrita				Com histerese – forma irrestrita					
	c	IDEM	PINT/PX	PINT	PX	c	IDEM	H(PINT/PX)	H(PINT)	H(PX)
Demanda										
Setor										
Total de exportações**	7,49 (1,71)	0,85 (12,95)	-	-0,79 (-0,63)	-0,72 (-1,75)	0,78 (4,71)	1,08 (18,51)	-	-14,36 (-5,24)	-1,08 (-2,09)
Abate	-4,65 (-1,3)	3,70 (6,50)	-	0,26 (0,32)	-1,94 (-4,66)	-15,19 (-7,69)	4,65 (10,28)	-	-3,25 (-1,39)	-4,47 (-7,42)
Beneficiamento	-0,83 (-0,62)	0,48 (2,05)	-	1,17 (3,43)	-0,43 (-2,38)	2,03 (2,31)	0,51 (2,59)	-	3,14 (4,35)	-0,22 (-0,6)
Borracha	2,87 (0,96)	2,11 (13,67)	-	-0,15 (-0,16)	-1,57 (-3,57)	-5,06 (-5,38)	2,21 (9,58)	-	1,89 (0,20)	-9,42 (-5,63)
Madeira e mobiliário	-8,53 (-5,93)	2,30 (5,34)	-	2,26 (4,34)	-1,73 (-3,85)	-4,65 (-2,47)	1,94 (4,50)	-	5,46 (6,10)	-4,04 (-3,79)
Máquinas e tratores	2,74 (1,11)	2,23 (3,95)	-	0,72 (0,62)	-2,56 (-2,84)	-9,27 (-2,54)	3,25 (3,55)	-	3,02 (0,80)	-13,58 (-3,28)
Material elétrico	-1,66 (-0,95)	1,81 (7,61)	-	1,54 (2,19)	-1,98 (-4,65)	-4,48 (-5,18)	1,99 (9,28)	-	10,18 (7,06)	-12,22 (-11,83)
Outros produtos metálicos	0,14 (0,06)	1,67 (4,20)	-	1,00 (1,18)	-1,69 (-2,86)	-1,15 (-0,41)	1,29 (1,88)	-	2,84 (0,57)	-2,20 (-1,07)
Têxtil	3,13 (1,21)	0,50 (0,82)	-	1,32 (1,11)	-1,49 (-3,14)	-0,80 (-0,34)	1,30 (2,32)	-	-1,02 (-0,26)	-6,73 (-5,46)

Fonte: Elaboração própria.

Notas: Entre parênteses, a estatística t calculada.

* Equações de oferta são todas instáveis, independentemente da especificação.

** Somente as equações de demanda tradicional/irrestrita e histerese/restrita são estáveis.

Para os oito demais setores, avaliando-se a estabilidade das equações, optou-se pela especificação que não utiliza a restrição sobre as variáveis de preço, permitindo-se elasticidades distintas para o preço internacional e o preço doméstico de exportação. No entanto, a variável de preço internacional não foi estatisticamente significativa para os setores de Abate, Borracha, Máquinas e tratores, Outros produtos metalúrgicos e têxteis. Esse resultado se repete quando é analisada a significância da transformação histerética dessa variável ($H(PINT)$). Isso indica que a demanda desses setores pode ser mais bem explicada por variações nos preços de exportações brasileiras e pelos respectivos componentes de demanda internacional, com exceção do setor Têxtil, conforme mencionado anteriormente.

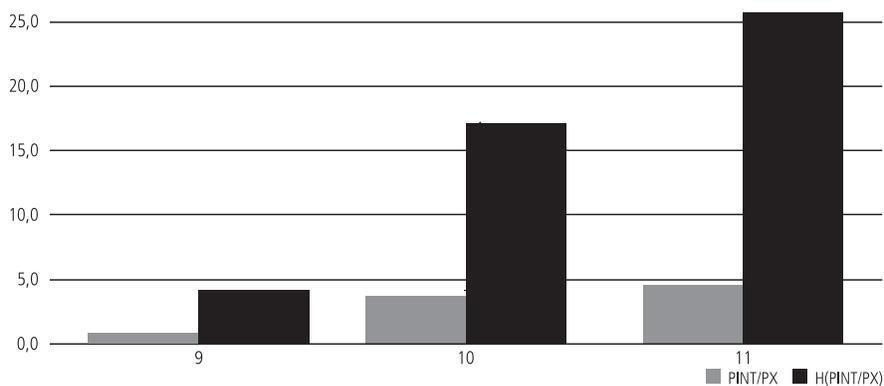
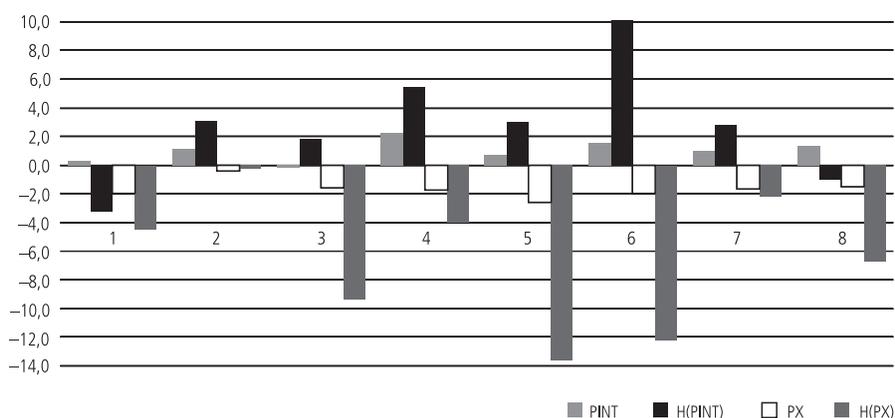
Para dez setores da tabela 2, nas equações de demanda estimadas, ao menos uma transformação histerética das variáveis de preço ou preço relativo foi estatisticamente significativa ao menos em um nível de significância de 5%. O único setor que não apresentou coeficientes significantes foi o de Outros produtos metalúrgicos. De modo geral, como ilustra o gráfico 7, os valores absolutos dos coeficientes associados às transformações histeréticas das variáveis são superiores aos coeficientes estimados para as variáveis originais.

Para os oito setores em que as equações foram estimadas de modo irrestrito, os coeficientes associados à $PINT$, apresentaram valor médio igual a 1,01, enquanto para sua respectiva transformação histerética, a média foi de 2,78, desconsiderando a significância estatística dos coeficientes. No caso dos coeficientes associados à PX , o valor médio estimado foi igual a -1,67, saltando para -6,61 quando associados à transformação histerética dessa variável. Contribuíram fortemente para a elevação dessa média os coeficientes estimados para os setores de Borracha (-9,42), Máquinas e tratores (-13,58) e Material elétrico (-12,22). Sendo assim, as maiores diferenças de valores são encontradas nos setores intensivos em escala ou em engenharia e tecnologia (Veículos, Máquinas e tratores e Material elétrico) e no setor de Elementos químicos. Visto que as variáveis de histerese são estaticamente significativas, essa diferença entre coeficientes pode ser interpretada como evidência de que a relação entre as exportações e os preços é subestimada nas especificações tradicionais; ou seja, há evidências de uma relação defasada e possivelmente assimétrica entre câmbio real e exportações nesses setores, a qual não é corretamente representada quando não se considera a hipótese de histerese.

A tabela B.1, constante no apêndice B do artigo, apresenta informações estatísticas sobre os resíduos das estimações. Nota-se que os resíduos possuem um padrão de variabilidade muito semelhante (com a média dos desvios-padrão iguais a 0,24 e 0,22 para as equações com e sem a variável de histerese, respectivamente) e alta correlação (coeficiente médio igual a 0,85) entre os resíduos da regressão sem e com a variável de histerese. Ou seja, o que essa comparação permite concluir

é que a medida transformada de variável de taxa de câmbio tem seu coeficiente ajustado para cima, compensando sua menor variabilidade, sem, contudo, deixar de valer a relação de longo prazo. A interpretação econômica para esse fato é que, sob a hipótese de histerese, a reação dos setores exportadores é mais intensa, porém apenas em momentos de variações cambiais capazes de alterar substancialmente suas decisões de exportar.

GRÁFICO 7
Demanda de exportações: comparação dos coeficientes de preços



- 1. Abate de animais
- 2. Beneficiamento de produtos vegetais
- 3. Borracha
- 4. Madeira
- 5. Máquinas e tratores
- 6. Material elétrico
- 7. Outros produtos metalúrgicos
- 8. Têxtil
- 9. Calçados
- 10. Elementos químicos
- 11. Veículos automotores

Fonte: Elaboração própria.

Adicionalmente a estabilidade e consistência das relações de longo prazo obtidas anteriormente, a evidência para a hipótese de cointegração entre as séries

pode ser fornecida por meio da estimação de modelos de correção de erro (MCEs).¹⁸ Esses modelos foram estimados com o auxílio do algoritmo do Pc-Gets, o que permitiu a seleção automática da defasagem do termo de correção de erro (TCE). Esses coeficientes de ajustamento e sua respectiva defasagem no MCE são reportados na tabela B.1 no apêndice. Os resultados demonstram que, na maioria dos setores considerados, para os TCEs associados a MCEs com variáveis de histerese foram selecionadas ordens de defasagem superiores aos TCEs presentes nos MCEs sem as variáveis de histerese. Ou seja, a resposta de curto prazo do volume exportado é, na maior parte dos casos, mais defasada quando se considera a hipótese de histerese, ainda que os coeficientes associados aos TCEs não difiram sensivelmente em seus valores.

5.2 Importações

Na tabela 3 são apresentados os resultados das equações de demanda de importação de produtos manufaturados para o agregado e para 23 setores industriais. A estimação da equação para o agregado das importações apresenta-se estável em sua forma restrita. A introdução da variável histerética da taxa de câmbio real alterou as estimativas, mantendo a estabilidade da equação. A elasticidade-renda da demanda estimada foi igual a 1,21 na equação sem variável histerética e igual a 1,70 na estimação com a taxa de câmbio transformada. O coeficiente da taxa de câmbio real foi estatisticamente significativo e igual a $-0,56$, enquanto o coeficiente associado à transformação histerética da taxa de câmbio real foi igual a $-1,08$, demonstrando, no agregado, a elasticidade das importações à taxa real de câmbio.

As estimativas das equações de demanda para os setores industriais apresentaram resultados estáveis e consistentes com a teoria para 15, dos 28 setores selecionados, que correspondem a 48,5% das importações no período. Dentre esses 15 setores, nas especificações sem a variável de histerese, a média dos coeficientes representativos da elasticidade-renda das importações foi de 1,04, enquanto a média dos coeficientes do preço de importações foi $-1,04$ e do coeficiente de preço doméstico foi igual a 0,97. Esses resultados diferem dos resultados agregados em razão de terem sido excluídas da apresentação algumas estimações com coeficientes inconsistentes em relação à teoria.

18. O MCE é representado por:

$$\Delta y_t = \sum_{i=1}^p \rho_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^q \gamma_i \Delta x_{t-i} + \alpha (y_{t-1} - \beta x_{t-1}) + \varepsilon_t$$

O parâmetro α (alpha) é o termo de velocidade de ajustamento de correção dos erros; espera-se que α seja não nulo, caso contrário, não haveria evidências de uma relação de longo prazo. Além disso, espera-se que α seja significativamente negativo sob a suposição de que as variáveis retornem a um equilíbrio de longo prazo.

TABELA 3
Equações de demanda por importações: método FM-OLS

Setor	Tradicional				Com histerese				
	c	Prod_Dom	PIMP/PD	PIMP	PD	C	Prod_Dom	H(PIMP/PD)	H(PD)
Total de importações	1,67 (1,15)	1,21 (5,76)	-0,56 (-4,00)	-	-	-3,12 (-3,67)	1,70 (8,95)	-1,08 (-4,00)	-
Borracha	4,58 (1,40)	0,54 (0,68)	-	-0,51 (-1,63)	1,12 (6,50)	-4,86 (-1,68)	2,10 (3,35)	-2,82 (-7,83)	-
Elementos químicos	5,65 (2,22)	-0,12 (-0,24)	-	-0,08 (-0,40)	0,85 (8,86)	0,94 (0,61)	0,74 (2,20)	-	-3,15 (-4,73)
Artigos de vestuário	42,13 (5,74)	-6,41 (-5,07)	-1,58 (-3,87)	-	-	40,77 (4,76)	-7,53 (-4,28)	-1,81 (-3,10)	-
Extrativa mineral	5,20 (7,98)	0,05 (0,40)	-	-0,18 (-2,55)	0,55 (5,00)	2,57 (5,71)	0,45 (4,50)	-0,11 (-0,64)	-
Farmacêutica e perfumaria	-5,46 (-3,14)	2,21 (8,85)	-0,01 (-0,04)	-	-	-5,65 (-4,48)	2,25 (7,77)	-	-1,57 (-1,16)
Equipamentos eletrônicos	32,40 (2,97)	0,66 (0,88)	-	-6,50 (-3,45)	1,29 (1,62)	-	-	-	-
Minerais não metálicos	-2,84 (-0,70)	2,34 (2,86)	-	-0,70 (-2,37)	0,74 (2,82)	-5,47 (-1,05)	2,14 (1,86)	-	-2,27 (-2,19)
Siderurgia	5,14 (1,90)	0,90 (1,65)	-	-0,98 (-3,90)	1,28 (5,02)	-	-	-	-
Outros produtos metalúrgicos	0,08 (0,01)	1,86 (1,84)	-0,84 (-4,71)	-	-	-4,67 (-1,20)	2,09 (2,51)	-1,44 (-5,95)	-
Veículos automotores	-6,28 (-1,27)	-0,53 (-2,03)	-	2,78 (2,79)	0,92 (2,00)	2,11 (2,87)	0,68 (4,14)	-6,76 (-11,71)	-

(continua)

Setor	Tradicional				Com histerese					
	C	Prod_Dom	PIMP/PD	PIMP	PD	C	Prod_Dom	H(PIMP/PD)	H(PIMP)	H(PD)
Peças e outros veículos	0,63 (0,29)	0,42 (7,79)	-	0,45 (0,96)	0,68 (4,92)	2,48 (13,09)	0,36 (7,98)	-	1,50 (0,51)	0,96 (4,97)
Madeira e mobiliário	12,13 (4,13)	-0,53 (-0,89)	-1,07 (-5,90)	-	-	-	-	-	-	-
Químicos diversos	14,26 (2,58)	-0,84 (-0,84)	-	-1,20 (-3,38)	1,79 (4,92)	-1,03 (-0,23)	1,28 (1,31)	-6,05 (-5,31)	-	-
Plástica	-0,90 (-0,31)	1,70 (2,93)	-	-0,48 (-1,86)	0,79 (6,77)	-0,82 (-0,45)	1,12 (2,77)	-	-3,1 (-4,55)	1,26 (10,33)
Têxtil	-24,11 (-2,42)	6,83 (3,55)	-0,56 (-1,06)	-	-	-23,32 (-2,66)	6,08 (3,20)	-1,26 (-0,97)	-	-

Fonte: Elaboração própria.

Nota: Entre parênteses, a estatística-t calculada.

Ainda desconsiderando a hipótese de histerese, tanto para o agregado quanto para esses 15 setores, a evidência mostra que as importações são elásticas à renda. No entanto, como para alguns setores as equações de melhor adequação estatística são aquelas com forma funcional irrestrita, não há como verificar uma correspondência à evidência de inelasticidade ao câmbio real que ocorre no resultado agregado.

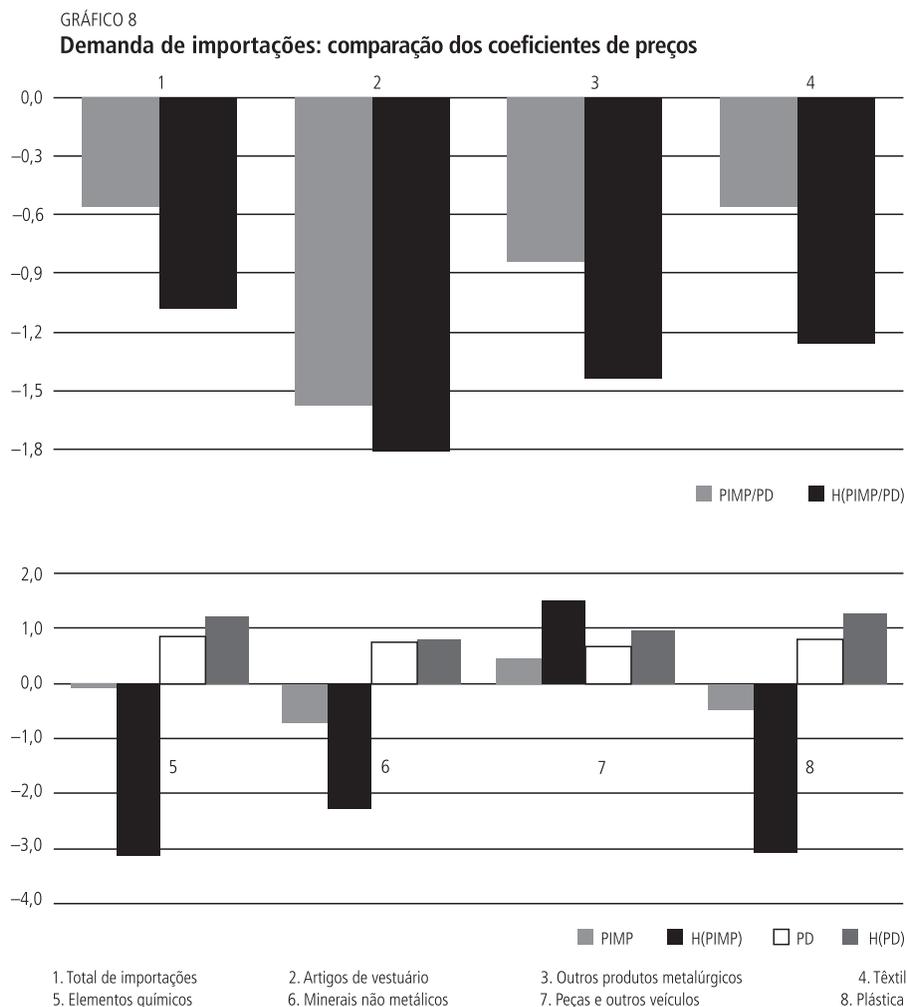
A hipótese de histerese foi aceita para dez setores industriais, que representam uma participação média de 28,5% das importações no período. Os setores são os de Borracha, Elementos químicos, Minerais não Metálicos, Outros produtos metalúrgicos, Veículos automotores, Peças e outros veículos, Químicos diversos, Plásticos e Artigos de vestuário. De modo geral, os setores que aceitaram a hipótese de histerese são setores intensivos em escala ou em tecnologia e engenharia. Rejeitaram essa hipótese os setores de Extração mineral, Farmacêutica e perfumaria, Equipamentos eletrônicos, Siderurgia, Madeira e mobiliário e Têxtil.

Especificamente, nos casos dos setores de Elementos químicos, Veículos automotores e Químicos diversos, as especificações com as variáveis de histerese demonstraram-se superiores em razão dos sinais dos coeficientes associados às variáveis explicativas serem consistentes com a teoria. Para os setores de Equipamentos eletrônicos, Siderurgia e Madeira e mobiliário ocorreu o inverso, visto que as equações com variáveis de histerese não atenderam ao critério de estabilidade e/ou não apresentaram coeficientes teoricamente consistentes.

A média dos coeficientes foi de $-3,78$ para a variável histerética de taxa real de câmbio, $-2,84$ para a transformação da variável de preço de importações, e $1,06$ para a variável de histerese de preços domésticos em dólar. Ou seja, em comparação às estimações sem variáveis de histerese, os resultados indicam, de modo similar ao resultado agregado, que a hipótese de histerese implica uma elevação da elasticidade-preço do produto importado, não alterando, na média, o resultado da elasticidade-preço doméstico. Entretanto, conforme pode ser visto no gráfico 8, quando analisados individualmente, os resultados setoriais indicam que tende a ocorrer um aumento dessas elasticidades. As maiores diferenças foram verificadas nos setores de Elementos químicos (H(PIMP)), Minerais não metálicos (H(PIMP)), Veículos automotores (H(PIMP/PD)) e Plásticos (H(PIMP)).

A tabela B.2 (apêndice B) apresenta informações estatísticas sobre os resíduos obtidos a partir das estimações das formas funcionais com e sem a variável de histerese. Da mesma forma que ocorreu para as equações de exportações, é possível observar um padrão similar, tanto na média, como na variabilidade dos resíduos das formas funcionais com e sem as variáveis de histerese, além da alta correlação entre os resíduos com e sem a variável de histerese com média (0,88). Com relação à estimação dos MCEs, por meio do algoritmo do Pc-Gets, cujos coeficientes de ajustamento e sua respectiva defasagem no MCE são reportadas também na

tabela B.2, não se observa, como no caso das exportações, um aumento da defasagem dos TCEs estimados. Ou seja, a resposta de curto prazo do volume importado tende ser a mesma considerando-se, ou não, a hipótese de histerese.



6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Esse trabalho procura suprir uma lacuna na literatura empírica sobre a hipótese de histerese, em nível macro, no comércio exterior. Essa literatura ganhou novo interesse após sua integração a evidências e testes da hipótese de autosseleção (em

contraposição à hipótese de aprendizado) e seus desdobramentos sobre a evolução da produtividade das empresas exportadoras.

Entretanto, no que concerne à hipótese de macro-histerese, tanto em termos nacionais como internacionais, as evidências são escassas. Isto ocorre, principalmente, em razão da dificuldade para distinguir o comportamento histerético de outros comportamentos com características similares. Dentre estes, estão os comportamentos dinâmicos não lineares descritos por modelos do tipo SETAR ou TAR, capazes de capturar respostas assimétricas típicas de choques de um processo com histerese. Hallett e Piscitelli (2002) lembram que um processo com histerese é um processo com memória dos choques, sendo essa memória não linear, seletiva e com remanescência. Nesse caso, seria importante que os testes empíricos captassem as propriedades de seletividade e remanescência. É nesse sentido que é proposto neste artigo um teste para a hipótese de histerese a partir de um modelo de macro-histerese de Preisach.

Os testes são conduzidos para especificações de oferta e demanda de exportações de produtos manufaturados e equações de demanda de importações brasileiras. Em razão da disponibilidade dos dados e de eventos relevantes na economia brasileira (abertura comercial e inflação) as estimações para as equações de exportações envolvem 15 setores industriais no período de 1985 a 2005. Para o agregado de produtos manufaturados esse período pode ser estendido de 1990 a 2008. Por outro lado, para as importações foram selecionados 26 setores industriais e o agregado das importações nacionais no período de 1996 a 2008.

Com relação às exportações, o indicador de preço relativo mais relevante para explicar a evolução dos volumes exportados é a relação entre preços internacionais e preços de exportação domésticos. Os resultados indicam que a avaliação da política cambial com base apenas em indicadores de taxa de câmbio real que reflitam o comportamento da oferta de exportações são inapropriados. As evidências empíricas demonstram que as exportações de produtos manufaturados brasileiros são determinadas fortemente pela demanda internacional. Nesse sentido, a avaliação da política cambial deve ser complementada pela análise de capacidade de formação de preços por parte dos exportadores nacionais no mercado internacional e da medida em que a evolução da demanda internacional é indutora de novos investimentos nas firmas exportadoras.

Esse argumento se justifica também em razão de ter sido observado que grande parte do valor exportado é realizada por grandes empresas industriais. Portanto, o ajuste de seus volumes exportados não impacta a decisão de entrar ou sair do mercado externo, mas sim de ajustar seu coeficiente de exportações ao *trade-off* entre mercado externo e interno. Nesse sentido, o incentivo cambial se desloca para a possibilidade de entrada em novos mercados e seus impactos sobre a estrutura do

mercado externo. É com base nessa linha de raciocínio que devem ser analisados os resultados para as exportações apresentados nesse trabalho.

Os resultados aqui apresentados também demonstram que não é possível aceitar a hipótese de histerese para o agregado de produtos manufaturados das exportações brasileiras. Entretanto, quando se analisa, individualmente, setores em que existe maior possibilidade de diferenciação de produto e precificação em mercados externos distintos, o resultado é diferente. Foi possível demonstrar que em dez setores industriais, ao menos uma das transformações histeréticas das variáveis de preço ou taxa real de câmbio foi estatisticamente significativa ao menos em um nível de significância de 5%. Esses setores são, em maior parte, intensivos em tecnologia e engenharia, ou intensivos em escala. Como resultado geral, percebeu-se uma elevação dos coeficientes estimados para as elasticidades-preço ou elasticidade-câmbio real das exportações.

Para as importações observou-se que a ótica de demanda possui um bom poder explicativo para o comportamento agregado das importações nacionais. Observou-se nas estimações em séries temporais que as importações são elásticas à renda e inelásticas ao câmbio real. Ou seja, em um período de apreciação de câmbio real, com expansão da demanda interna, o resultado esperado é um agravamento nas contas externas em razão do impacto negativo das importações na balança comercial, mas que não deve ser superestimado em razão da inelasticidade à taxa de câmbio real. Entretanto, quando as elasticidades-preço ou elasticidades-câmbio reais são estimadas considerando a hipótese de histerese, os resultados setoriais demonstram uma maior sensibilidade das importações às variações relativas entre os preços de importações ou domésticos em moeda estrangeira.

Também no caso das importações, de modo geral, os setores que aceitaram a hipótese de histerese são, em sua maior parte, setores intensivos em escala ou em tecnologia e engenharia, sendo inclusive, em muitos casos, os mesmos setores que apresentam macro-histerese em exportações (Veículos, Máquinas e tratores, Elementos químicos, Outros produtos metalúrgicos).

Os resultados favoráveis à hipótese de histerese para as importações evidenciam a possibilidade de irreversibilidade na entrada de produtos importados no mercado nacional, o que implicaria a possibilidade de reestruturação dos mercados em direção aos produtos de origem estrangeira. Esse argumento não tem o objetivo de alertar contra o aumento das trocas internacionais do Brasil. O alerta é que, segundo os resultados aqui reportados, a política cambial tem um poder assimétrico sobre o direcionamento: ela influi mais decisivamente no comportamento das importações do que, propriamente, na evolução das exportações. Isso se dá na medida em que essa última variável é também fortemente dependente da evolução da demanda internacional e a política cambial tem poder restrito a esse respeito.

ABSTRACT

This article investigates the hypothesis of hysteresis for the Brazilian manufactured exports between 1985 and 2005, and for imports between 1996 and 2008. Hysteresis is understood as the occurrence of permanent effects on the quantities and prices of products imported or exported due to temporary shocks in the exchange rate, changing thus the structure of trade. In order to investigate that it was used an empirical measure of strong hysteresis (macroeconomic) developed by Piscitelli et al. (2000) and tested its significance in sectoral equations of supply and demand for exports and in demand equations for imports. The results show that Brazilian manufactured exports are strongly determined by international demand. They also show that to explain the exports performance, the most relevant empirical measure of relative prices was the ratio between international prices and national export prices. With respect to the hysteresis hypothesis, it was rejected for the aggregate of manufactured exports, but accepted in some industrial sectors. For imports, this hypothesis was accepted for aggregate manufactured imports and for ten industrial sectors.

Key words: Hysteresis; International Trade; Time Series Econometrics.

REFERÊNCIAS

- AZEVEDO, A. F. Z.; PORTUGAL, M. S. Abertura comercial brasileira e instabilidade da demanda de importações. **Nova Economia**, Belo Horizonte, v. 8, n. 1, p. 37-63, 1998.
- BALDWIN, R. **Hysteresis in trade**. *MIT mimeo*. Preparado para 1986 NBER Summer Institute, Apr. 1986.
- _____. *Hysteresis in import prices: the beachhead effect*. **American Economic Review**, Nashville, v. 78, n. 4, p. 773-785, Sept. 1988.
- _____.; KRUGMAN, P. R. The persistence of the U.S. trade deficit. **Brooking Papers on Economic Activity**, Baltimore, v. 1987, n. 1, p. 1-55, 1987.
- _____. Persistent trade effects of large exchange rate shocks. **The Quarterly Journal of Economics**, Cambridge, v. 104, n. 4, p. 635-654, 1989.
- CASTRO, A. S.; CAVALCANTI, M. A. F. H. **Estimação de equações de exportação e importação para o Brasil – 1955/95**. Rio de Janeiro: Ipea, 1997 (Texto para Discussão, n. 469)
- CROSS, R. The macroeconomic consequences of discontinuous adjustment: selective memory of non-dominated extrema. **Scottish Journal of Political Economy**, Oxford/Malden, v. 41, p. 212-221, 1994.
- DIXIT, A. K. *Hysteresis*, import penetration, and exchange rate pass-through. **The Quarterly Journal of Economics**, Cambridge, v. 104, n. 2, p. 205-228, May 1989.
- EWING, J. A. Experimental research in magnetism. **Philosophical Transactions of the Royal Society of London**, v. 176, n. 2, p. 131-159, 1895.
- GÖCKE, M. An approximation of the *hysteresis* loop by linear partial functions – econometric modeling and estimation. **Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik**, v. 213, p. 572-596, 1994a.
- _____. Micro- and macro-*hysteresis* in trade. **Aussenwirtschaft – Schweizerische Zeitschrift für internationale Wirtschaftsbeziehungen**, v. 49, p. 555-578, 1994b.

_____. A macroeconomic model with *hysteresis* in foreign trade. **Metroeconomica**, Oxford/Malden, v. 52, n. 4, p. 449-473, 2001.

_____. Various concepts of hysteresis applied in economics. **Journal of Economic Surveys**, Oxford/Malden, v. 16, n. 2, p. 167-188, 2002.

HALLETT, A. J. H.; PISCITELLI, L. Testing for *hysteresis* against nonlinear alternatives. **Journal of Economic Dynamics & Control**, v. 27, p. 303-327, 2002.

HANSEN, B. E. Tests for parameter instability in regressions with I(1) processes. **Journal of Business and Economic Statistics**, v. 10, n. 3, p. 321-35, July 1992.

KANNEBLEY JÚNIOR, S. Tests for the *hysteresis* hypothesis in Brazilian industrialized exports: a threshold cointegration analysis. **Economic Modelling**, v. 25, p. 171-190, 2008.

KRUGMAN, P. R. **Exchange rate-instability**. Cambridge: The MIT Press, 1989 (The Lionel Robbins Lectures).

MARKWALD, R.; PUGA, F. P. Focando a política de promoção às exportações. In: PINHEIRO, A. C.; MARKWALD, R.; PEREIRA, L.V. (Org.). **O desafio das exportações**. Rio de Janeiro: BNDES, 2002. p. 97-154.

MAYERGOYZ, I. D. Mathematical models of *hysteresis*. **Physical Review Letters**, College Park, v. 15, p. 1.518-1.521, 1986.

MORAIS, I. A. C.; PORTUGAL, M. S. Structural change in the Brazilian demand for imports: a regime switching approach. In: **2004 Latin American Meeting of the Econometric Society**, 2004, Santiago. Evanston, IL, USA: Econometric Society, 2004. CD-ROM.

PHILLIPS, P. C. B.; HANSEN, B. E. Statistical inference in instrumental regression analysis with I(1) processes. **Review of Economic Studies**, v. 57, p. 99-125, 1990.

PISCITELLI, L. *et al.* A test for strong *hysteresis*. **Computational Economics**, Heidelberg, v. 15, p. 59-78, 2000.

ROBERTS, M. J.; TYBOUT, J. R. The decision to export in Colombia: an empirical model to entry with sunk costs. **American Economic Review**, Nashville, v. 87, n. 4, p. 545-564, 1997.

(Originais submetidos em maio de 2010. Última versão recebida em abril de 2011. Aprovada em setembro de 2011).

APÊNDICE A

Estimador de Mínimos Quadrados Plenamente Modificado (FM-OLS)

Este é um método uniequacional baseado no uso de MQO com correções semi-paramétricas a fim de eliminar a correlação serial e a endogeneidade, proposto por Phillips e Hansen (1990). Com base na expressão (A.1), o objetivo do método é fazer com que assintoticamente $\hat{\beta}$ siga a distribuição:

$$T(\hat{\beta} - \beta) \Rightarrow \left(\int_0^1 W_2 W_2' \right)^{-1} \left(\int_0^1 W_2 dW_{1,2} \right) \quad (A.1)$$

em que $W_{1,2} = W_1 - \omega_{12} \Omega_{22}^{-1} W_2$, com $\Omega = \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \sum_{s=1}^T E(u_t u_s')$, a matriz de covariância de longo prazo, particionado como $\Omega = \begin{bmatrix} \omega_{11} & \omega_{21}' \\ \omega_{21} & \omega_{22}' \end{bmatrix}$.

Para isso, é necessário, primeiramente, com o objetivo de corrigir para a endogeneidade de y_{2t} , modificar y_{1t} e u_{1t} , obtendo-se:

$$\begin{aligned} \hat{y}_{1t}^+ &= y_{1t} - \hat{\omega}_{12} \hat{\Omega}_{22}^{-1} \Delta y_{2t} \\ \hat{u}_{1t}^+ &= u_{1t} - \hat{\omega}_{12} \hat{\Omega}_{22}^{-1} \Delta y_{2t} \end{aligned} \quad (A.2)$$

Posteriormente, constrói-se um termo δ^+ para a correção da correlação serial dado por $\delta^+ = \sum_{k=0}^{\infty} (\hat{u}_{1t}^+ u_{21}')$. O estimador FM-OLS é na verdade um estimador de dois estágios que combina essas duas correções e é dado por:

$$\beta^+ = (Y_2 Y_2')^{-1} (Y_2' \hat{y}_{1t}^+ - T \delta^+) \quad (A.3)$$

Estatísticas para testes plenamente modificadas baseadas em β^+ podem ser construídas de forma usual. Dessa forma, definindo a estatística t^+ como:

$$t_i^+ = \frac{(\beta_i^+ - \beta_i)}{s_i^+} \quad (A.4)$$

em que $(s_i^+)^2 = \hat{\omega}_{11,2} \left[(Y_2 Y_2')^{-1} \right]_{ii}$ e $\hat{\omega}_{11,2} = \hat{\omega}_{11} - \hat{\omega}_{12} \hat{\Omega}_{22}^{-1} \hat{\omega}_{21}$. Pode ser demonstrado que $t_i^+ \Rightarrow N(0,1)$ à medida que $T \rightarrow \infty$.

Hansen (1992) propõe três testes para instabilidade dos parâmetros baseados no estimador FM-OLS. Supondo um modelo de regressão $y_{1t} = \beta' y_{2t} + u_{1t}$, constrói testes considerando três tipos de hipóteses alternativas, dada a hipótese nula de que β é constante para toda a amostra. O primeiro teste considera um único ponto de quebra em algum ponto t do tempo, em que $1 < t < T$, e T é o tamanho amostral. Tratando esse ponto de quebra como desconhecido, esse teste é o *SupF*, que escolhe o valor máximo de uma sequência de testes F do tipo testes de Chow, com uma formulação *LM*, denotado por F_m . O segundo e terceiro testes testam o parâmetro β modelado como um processo martingale diferença $\beta_t = \beta_{t-1} + \varepsilon_t$ com $E(\varepsilon_t | I_{t-1}) = 0$ e $E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = \delta^2 G_t$, em que G_t é a inversa de uma matriz de variância-covariância. O segundo teste chamado de *MeanF* pode ser visto como uma média dos testes F_m , e o terceiro, chamado de L_c é uma versão do teste bayesiano para quebra estrutural proposto por Gardner (1969 *apud* HANSEN, 1992). Os testes *MeanF* e L_c têm como hipótese nula $H_3: \delta^2 = 0$, enquanto a alternativa é dada por $H_4: \delta^2 \neq 0$. Segundo Hansen (1992), o primeiro teste é mais apropriado para descobrir se há alguma súbita quebra de regime, enquanto o segundo e o terceiro são mais apropriados para testar se o modelo está corretamente especificado. Mais especificamente, o teste L_c pode ser usado como um teste com a hipótese nula de cointegração, contra a hipótese alternativa de ausência de cointegração.

APÊNDICE B
MCE e análise estatística dos resíduos do modelo FM-OLS
Exportações: MCE e comportamento dos resíduos do modelo FM-OLS

TABELA B.1

Setores	Média	Desvio-padrão	Correlação erro tradicional e com <i>hysteresis</i>	Teste normalidade ¹	Modelo de correção de erros		Primeira autocorrelação
					lag	alpha estatística-t	
Oferta							
Total de exportações restrito	0,37	0,30	0,97	0,11	-	-	0,50
Com <i>hysteresis</i>	0,02	0,30		0,57	-	-	0,46
Veículos	-0,03	0,41	0,95	0,36	1	-0,23	0,69
Com <i>hysteresis</i>	-0,03	0,35		0,88	3	-0,40	0,66
Demanda							
Total de exportações irrestrito	0,03	0,12	-	0,32	1	-0,27	0,76
Total de exportações restrito	-0,96	0,15	0,95	0,63	-	-	0,78
Com <i>hysteresis</i>	0,02	0,13		0,13	-	-	0,80
Abate	0,03	0,28	0,80	0,22	-	-	0,74
Com <i>hysteresis</i>	0,02	0,24		0,16	1	-0,22	0,67
Beneficiamento	-0,03	0,21	0,91	0,02	2	-0,51	0,19
Com <i>hysteresis</i>	0,12	0,21		0,02	3	-0,66	0,23
Borracha	0,01	0,17	0,82	0,00	1	-0,43	0,60
Com <i>hysteresis</i>	0,01	0,14		0,03	1	-0,48	0,45
Calçados	-0,02	0,14	0,98	0,25	3	-0,22	0,58
Com <i>hysteresis</i>	-0,02	0,14		0,09	1	-0,34	0,57

(continua)

Setores	Média	Desvio-padrão	Correlação erro tradicional e com <i>hysteresis</i>	Teste normalidade ¹	Modelo de correção de erros		Primeira autocorrelação	
					lag	alpha estatística-t		
Elementos químicos	Tradicional	0,01	0,13	0,86	-	-	0,72	
	Com <i>hysteresis</i>	-0,01	0,18	0,82	2	-0,34	-4,72	0,61
Madeira	Tradicional	0,02	0,19	0,69	1	-0,20	-2,90	0,57
	Com <i>hysteresis</i>	-0,01	0,17	0,26	-	-	-	0,57
Máquinas e tratores	Tradicional	-0,01	0,30	0,83	-	-	-	0,75
	Com <i>hysteresis</i>	-0,02	0,28	0,40	1	-0,12	-2,14	0,71
Material elétrico	Tradicional	-0,03	0,21	0,75	-	-	-	0,71
	Com <i>hysteresis</i>	0,00	0,16	0,00	1	-0,50	-5,04	0,50
Outros produtos metalúrgicos	Tradicional	0,01	0,21	0,85	2	-0,20	-2,97	0,66
	Com <i>hysteresis</i>	0,00	0,22	0,09	1	-0,22	-3,45	0,71
Têxtil	Tradicional	0,08	0,22	0,70	2	-0,23	-3,19	0,68
	Com <i>hysteresis</i>	0,00	0,18	0,02	3	-0,45	-5,26	0,60
Veículos	Tradicional	-0,01	0,39	0,84	1	-0,21	-3,00	0,52
	Com <i>hysteresis</i>	-0,01	0,38	0,65	1	-0,24	-3,37	0,64

Fonte: Elaboração própria.

Nota: ¹ Apresenta-se o valor-p obtido.

TABELA B.2
Importações: MCE e comportamento dos resíduos do modelo FM-OLS

Setores	Média	Desvio-padrão	Correlação erro tradicional e com <i>hysteresis</i>	Teste normalidade ¹	Modelo de correção de erros			Primeira autocorrelação
					lag	alpha	estatística-t	
Demanda por importações								
Total de importações	-0,01	0,13	0,97	0,74	1	-0,54	-4,44	0,40
	Com <i>hysteresis</i>	0,01	0,11	0,06	1	-0,55	-3,99	0,38
Borracha	-0,03	0,14	0,77	0,09	1	-0,42	-3,37	0,44
	Com <i>hysteresis</i>	-0,03	0,14	0,00	1	-0,40	-2,91	0,34
Elementos químicos	0,00	0,14	0,79	0,44	1	-0,36	-2,67	0,18
	Com <i>hysteresis</i>	-0,01	0,15	0,00	3	-0,69	-3,48	-0,05
Equipamentos eletrônicos	-0,07	0,36	-	0,27	1	-0,12	-2,36	0,38
Extrativa mineral	0,00	0,18	0,87	0,80	3	-1,10	-4,72	0,13
	Com <i>hysteresis</i>	-0,01	0,20	0,16	3	-1,09	-4,70	0,13
Farmacêutica e perfumaria	0,01	0,12	0,93	0,61	3	-0,26	-2,51	0,58
	Com <i>hysteresis</i>	0,00	0,12	0,52	2	-0,27	-2,19	0,52
Madeira	0,00	0,21	-	0,21	2	-0,18	-1,70	0,53
Minerais não metálicos	-0,01	0,14	0,88	0,05	1	-0,86	-7,57	0,35
	Com <i>hysteresis</i>	0,01	0,14	0,01	2	-0,73	-5,72	0,39
Outros produtos metalúrgicos	0,02	0,17	0,89	0,88	1	-0,32	-3,27	0,58
	Com <i>hysteresis</i>	0,01	0,16	0,32	1	-0,41	-3,48	0,63
Peças	-0,02	0,15	0,89	0,03	3	-0,40	-2,54	0,36
	Com <i>hysteresis</i>	0,01	0,14	0,00	2	-0,68	-3,84	0,30

(continua)

(continuação)

Setores	Média	Desvio-padrão	Correlação erro tradicional e com <i>hysteresis</i>	Teste normalidade ¹	Modelo de correção de erros			Primeira autocorrelação
					lag	alpha	estatística-t	
Plástica	Tradicional	0,02	0,16	0,01	1	-0,62	-6,01	0,31
	Com <i>hysteresis</i>	-0,01	0,12	0,02	1	-0,85	-6,09	0,17
Químicos diversos	Tradicional	0,00	0,27	0,28	-	-	-	0,24
	Com <i>hysteresis</i>	-0,02	0,29	0,96	3	-0,36	-2,17	0,23
Siderurgia	Tradicional	0,00	0,22	0,03	1	-0,46	-4,83	0,40
	Tradicional	-0,02	0,32	0,06	1	-0,16	-2,40	0,57
Têxtil	Com <i>hysteresis</i>	-0,02	0,30	0,06	1	-0,19	-2,43	0,59
	Tradicional	-0,03	0,34	0,00	2	-0,48	-3,99	0,36
Veículos								

Fonte: Elaboração própria.

Nota: ¹ Apresenta-se o valor-p obtido.