

Escola de **ECONOMIA** de São Paulo

**Textos para
Discussão**

253

Maio
de 2010



Hysteresis e o Comércio Exterior de Produtos
Industrializados Brasileiros

Sérgio Kannebley Júnior

Diogo de Prince

Maíra Camargo Scarpelli

Os artigos dos *Textos para Discussão da Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas* são de inteira responsabilidade dos autores e não refletem necessariamente a opinião da FGV-EESP. É permitida a reprodução total ou parcial dos artigos, desde que creditada a fonte.

Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas FGV-EESP
www.fgvsp.br/economia

***Hysteresis* e o Comércio Exterior de Produtos Industrializados Brasileiros**

Sérgio Kannebley Júnior
Prof. FEA-RP/USP

Diogo de Prince
Mestre FEA-RP/USP

Maíra Camargo Scarpelli
Mestre FEA-RP/USP

Resumo

Este artigo investiga a hipótese de hysteresis para as exportações e importações de produtos manufaturados pelo Brasil no período recente. Para isso é utilizada uma medida empírica de *hysteresis 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 de produtos manufaturados brasileiros são determinadas fortemente pela demanda internacional, sendo inclusive a medida empírica de taxa de câmbio real relevante a relação entre os preços internacionais e os preços de exportação nacionais. Com relação à hipótese de *hysteresis*, a mesma 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 das importações manufaturadas e para dez setores industriais.

Abstract

This article investigates the hypothesis of hysteresis for the Brazilian manufactured exports and imports in recent years. For that it was used an empirical measure of strong hysteresis (macroeconomic) developed by Piscitelli et al. (2000) and tested its significance in sectoral supply and demand equations for exports and in sectoral equations for import demand. The results shows that Brazilian manufactured exports are strongly determined by international demand, being the empirical measure of real exchange rate expressed by the ratio between international prices and export prices nationals the relevant measure to explain the export performance. With respect to the hysteresis hypothesis, it was rejected for the aggregate of manufactures exports, but accepted in some industrial sectors. For imports this hypothesis was accepted for aggregate of manufactured imports and for ten industrial sectors.

JEL classification: F10; F31;C22

Introdução

Nos anos de 1990 a economia brasileira sofreu importantes transformações na medida em que experimentou a transição de um regime econômico com baixo grau de relações comerciais com o exterior, para um regime próximo do livre comércio. Uma das conseqüências mais notórias do processo de abertura comercial foi o súbito aumento das importações e a drástica reversão dos saldos comerciais. Como resultado do descompasso entre o crescimento das exportações e importações, foi verificado uma drástica reversão do saldo da balança comercial posteriormente ao ano de 1994 ¹. Com a mudança de regime cambial realizada em 1999, associada a sensíveis desvalorizações da taxa de câmbio real, ocorreu, ainda que lentamente, uma nova reversão da balança de pagamentos que está novamente ameaçada pelo intenso movimento de valorização cambial presente após 2003 e pela recente desaceleração da economia mundial após a crise financeira internacional de 2008. Sendo assim, sob a atual conjuntura de firme valorização da taxa de câmbio, retomada da demanda interna e desaceleração da economia mundial, a problemática da sustentabilidade dos superávits comerciais e do potencial déficit em conta corrente volta ao centro do debate político-econômico.

Relacionado a essa conjuntura retorna também 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. O que se observou na experiência recente brasileira é uma relação defasada e assimétrica entre taxa de câmbio e balança comercial. Por relação assimétrica 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 da mesma medida. Teoricamente, essas evidências remontam à teoria de *hysteresis* 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. Preferem adotar estratégias de “esperar e ver” para tomar decisões que devem implicar custos de saída ou reentrada, fazendo com que valorizações ou desvalorizações não gerem um efeito imediato e simétrico sobre as exportações/importações.

¹ O superávit de US\$ 13 bilhões registrado em 1993 transformou-se, ao final de 1997, em um déficit comercial no montante de US\$ 7 bilhões.

Com isso, torna-se preocupante a possibilidade da 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 *hysteresis* no comércio exterior seria de que variações cambiais, ao alterarem as perspectivas de rentabilidade das atividades de exportações/importações, e ao induzir movimento de entrada/saída do comércio exterior, alterariam, por conseguinte, a estrutura de comércio. Sendo assim, o retorno ao nível pré-valorização, não necessariamente estaria garantindo que a estrutura de comércio prevalecente anteriormente ao movimento contínuo de valorização fosse restabelecida ².

Para melhor compreender a resposta das funções do comércio exterior às variações cambiais deveria se levar em conta a hipótese de *hysteresis*, já que a desconsideração dessa hipótese poderia levar à produção de estimativas de elasticidade viesadas, em razão da omissão dos efeitos de alterações estruturais nessas funções provenientes de alterações na estrutura de comércio subjacente. O teste para a hipótese de *hysteresis*, e a produção de estimativas de elasticidades que incorporassem seus efeitos, permitiria inferir a sensibilidade das exportações e importações às variações cambiais recentes sob tal hipótese e melhor avaliar os efeitos da política cambial sobre o comércio exterior brasileiro. Esse é propriamente o objetivo desse trabalho.

Para isso será 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 *hysteresis* para o caso brasileiro, propõe-se a inclusão nas formas funcionais dos modelos convencionais de oferta e demanda de uma medida empírica de *hysteresis forte* (macroeconômica) desenvolvida por Piscitelli et al. (2000).

Além dessa seção introdutória, esse trabalho ainda conta com mais três, sendo a primeira composta por uma sistematização do argumento teórico de *hysteresis* e a discussão sobre a metodologia de representação do fenômeno de *hysteresis*. Na segunda seção é

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 semi-manufaturados, 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.

apresentada uma breve descrição do comportamento agregado das variáveis de interesse e as transformações histeréticas de medidas alternativas de taxa de câmbio. Na terceira seção são apresentados e discutidos os resultados, enquanto na última seção são apresentadas as considerações finais do trabalho, com a discussão dos possíveis efeitos da política cambial sob a hipótese de *hysteresis*.

1. *Hysteresis* e Comércio Exterior

O termo *hysteresis*, 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 comércio internacional, a *hysteresis* ocorre quando choques temporários na taxa de câmbio provocam efeitos permanentes sobre as quantidades e preços de produtos exportados ou importados.

Quando aplicados aos modelos de comércio internacional, o conceito de *hysteresis* está associado à interpretação da decisão de participar do mercado externo na forma de uma decisão de investimento. A hipótese básica é fundamentada, principalmente, 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, irreversíveis. 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. Analogamente, a decisão de deixar o mercado é comparada a uma reversão do investimento.

De modo geral, pode-se assumir que a firma entrará no mercado exportador quando a expectativa de acréscimo de rendimentos superar os custos irreversíveis 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 irreversíveis 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 investimento (desinvestimento) na atividade exportadora, o exportador obterá um lucro (prejuízo) anormal, optando por entrar (sair) no mercado externo. Esse tipo de argumentação está presente em diversos artigos

teóricos à respeito da hipótese de *hysteresis* em comércio internacional, como por exemplo, os trabalhos de Baldwin (1986, 1988), Baldwin e Krugman (1989), Dixit (1989), entre outros.

Subjacentes a esses modelos teóricos em economia está o modelo microeconômico de *hysteresis*, chamado de modelo *non-ideal relay*. Uma ilustração de sua aplicação pode ser feita para representar a decisão das firmas individuais de entrada e saída de mercados. Assume-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 produzia no período imediatamente anterior – custo fixo de entrada, k_j ; específico à firma e nulo caso decida-se 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 ao 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 o rendimento não seja suficiente para cobrir o componente variável do custo.

Conforme pode ser observado no gráfico 1, há dois valores de taxa de câmbio de interesse para a firma, chamados de gatilho de entrada α_j , e gatilho de saída, β_j , em que $\alpha_j > \beta_j$. Na perspectiva da empresa, somente choques cambiais que ultrapassem esses valores levam a mudanças em seu status exportador; 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. Segundo Dixit (1989), em um ambiente de incerteza, essa zona de inação será ampliada, pois as firmas adotam a estratégia de “esperar e ver” para decidir futuramente, buscando melhores garantias de que o nível favorável não é transitório e assim, evitar movimentos de entrada e saída desnecessários. O comportamento da firma, portanto, adota a forma de um circuito denominado *loop* de *hysteresis*, que segue o formato típico de um conversor de *non-ideal relay*, representado pela figura 1, denotado por $R_{\alpha\beta}$.

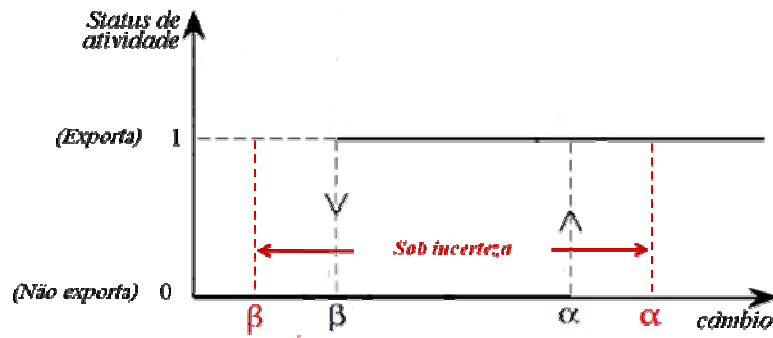


Figura 1 - Modelo de *non-ideal relay*
 Fonte: Göcke (2002).

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:

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

Mayergoyz (1986) apresenta um método de agregação macroeconômica do comportamento de y_t , baseado no modelo de Preisach, que equivale à superposição dos operadores de *hysteresis non-ideal relay*, $R_{\alpha\beta}$, 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 2.

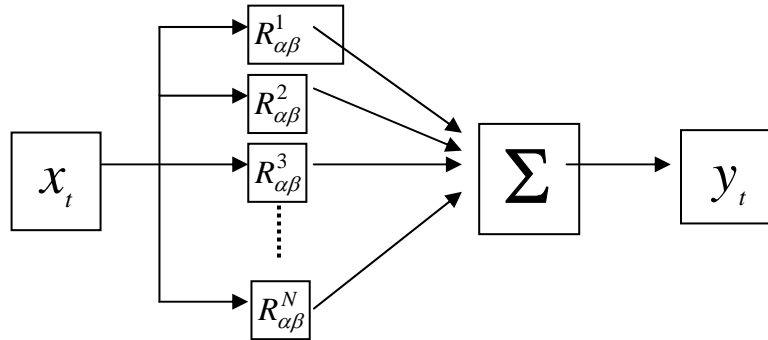


Figura 2 - Superposição de operadores *non-ideal relay*
 Fonte: *Systems with hysteresis* (<http://euclid.ucc.ie/hysteresis/node12.htm>)

Nesse modelo de agregação, cada firma é caracterizada por um par ordenado (β_j, α_j) , em que $\alpha_j \geq \beta_j$; logo, todos os possíveis pontos estão localizados acima da linha de 45° do plano (β, α) da figura 3. Partindo da situação simplificada em que não há nenhuma firma exportadora ao câmbio x_0 , as variações cambiais fazem com que os gatilho de entrada e saída das empresas sejam atingidos, tal que a área acima da linha de 45° será dividida nos subconjuntos S_t^+ , de firmas exportadoras, e S_t^- , de firmas não-exportadoras. A alteração da divisão desses conjuntos representa a variações nas exportações em nível macroeconômico.

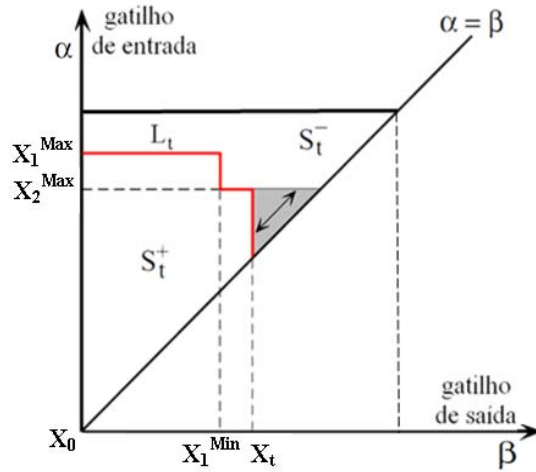


Figura 3 - Aplicação do modelo de Preisach ao comércio exterior
Fonte: Göcke (2002).

A linha divisória L_t , é formada pela trajetória da taxa de câmbio, de modo que desvalorizações cambiais deslocam L_t horizontalmente e valorizações cambiais produzem deslocamentos verticais. Após diversas flutuações do câmbio, o resultado final é uma linha com formato de escada; no entanto, máximos (mínimos) locais que superem o extremo anteriormente obtido irão “apagar” as coordenadas que formavam o degrau anterior, substituindo-o pelo novo valor máximo (mínimo). Porém, 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 *hysteresis* é função da seqüência de máximos e mínimos locais não dominados, essa construção explora a propriedade de memória seletiva do modelo, um de seus principais diferenciais.

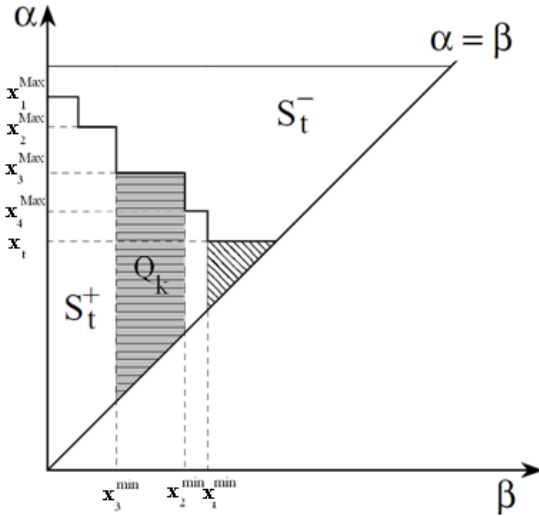
Logo, para um conjunto contínuo de agentes, de acordo com o Piscitelli et al. (2000), o modelo de agregação de Preisach pode ser escrito como:

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

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

Piscitelli et al. (2000) sugerem a representação alternativa do modelo, na qual o conjunto S_t^+ é considerado a união dos N trapezóides retangulares Q_k , como apresentado na figura 4. Considerando uma distribuição uniforme das firmas sobre a área triangular, ou seja,

assumindo 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 trapezóides:



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

Figura 4 – Medida de *hysteresis* pelo método Preisach-Piscitelli
Fonte: Elaborado a partir de Göcke (2002)

Logo, o método de Piscitelli et al. (2000) pode ser resumido em três etapas: (i) a especificação dos valores máximo e mínimo de α e β que determinam os vértices do triângulo retângulo formado pelo subconjuntos S_t^+ e S_t^- ; (ii) seleção dos valores de câmbio máximos e mínimos não-dominados; (iii) cálculo da área S_t^+ . A primeira etapa é executada somente uma vez ao início do procedimento, porém, as etapas (ii) e (iii) são realizadas recursivamente de modo que a seqüência de máximos e mínimos é atualizada à medida que um novo valor da variável de insumo é adicionado à série temporal, ou seja, à medida que um novo valor de câmbio é obtido para o período. Assim, a variável de *hysteresis* pelo método de Piscitelli et al. (2000) é uma alternativa para testar a presença do fenômeno.

Embora a literatura sobre *hysteresis* seja extensa, há uma dificuldade prática na definição de testes em nível macro capazes de detectar o efeito de *hysteresis* de modo apropriado, distinguindo o comportamento histerético de outros fatores que geram também

³ Piscitelli et al. (2000) demonstram que sua variável de hysteresis 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 *hysteresis* de Piscitelli et al (2000) é uma tentativa de avanço empírico nesse tema.

O teste para a presença de *hysteresis* 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 *hysteresis* é realizado a partir de uma equação base:

$$y_t = \mathbf{w}_t' \boldsymbol{\beta} + \delta H_t + u_t \quad (4)$$

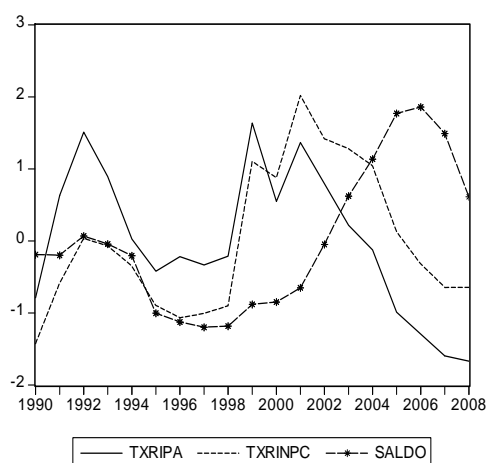
em que y_t é a variável dependente (quantidade exportada), H_t é a variável de *hysteresis* construída a partir da taxa de câmbio, \mathbf{w}_t é um vetor composto por outras variáveis explicativas e u_t é um termo de erro. De modo geral, o teste para a presença de *hysteresis* corresponde ao teste de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

⁴ Os testes para a presença de custos irreversíveis de entrada e saída (*sunk costs*) no mercado externo têm sido conduzidos em nível microeconômico com base na proposição metodológica de Roberts e Tybout (1997). Baseado na concepção microeconômica de *hysteresis* apresentada anteriormente esses autores desenvolvem um modelo de *hysteresis* para comércio exterior com horizonte infinito e conduzem testes a partir de modelos de escolha discreta dinâmica.

2. Seção descritiva

Objetivamente, o que se observou ao longo dos anos de 1990 e 2000, foi uma resposta lenta (defasada) e assimétrica (resposta à desvalorização mais intensa que a valorização) dos saldos comerciais brasileiros frente a variações cambiais. O gráfico 1 apresenta, de modo normalizado, as séries de taxa real calculadas segundo os deflatores do índice de preços ao atacado (TXRIPA) e do índice nacional de preços ao consumidor (TXRINPC), além do saldo comercial entre os anos de 1990 a 2008. Posteriormente à desvalorização cambial no início da década de 1990, com a implantação do Plano Collor, os saldos comerciais atingem o pico de US\$ 15,2 bilhões em 1992⁵. Nível semelhante somente é alcançado em 2002 (US\$ 13,2 bi), após a desvalorização cambial ocorrida com a implantação do regime de taxas flexíveis em 1999, elevando-se até US\$ 46,2 bilhões em 2006, e posterior retração para US\$ 24,5 bilhões em 2008. Sem buscar exaurir a análise dos indicadores, é interessante observar separadamente a resposta das exportações e importações às variações da taxa de câmbio real para melhor compreender a recente inflexão dos saldos comerciais.

Gráfico 1 – Medidas de Taxa de Câmbio Real e Saldo Comercial - 1990 a 2008

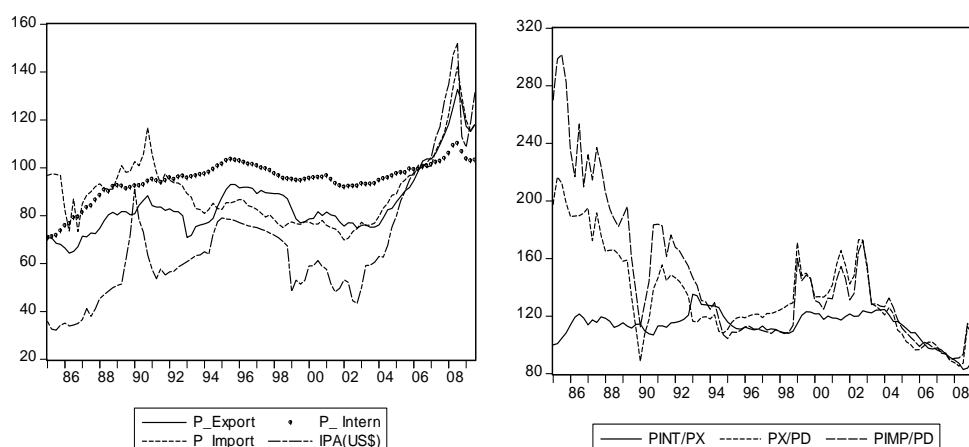


⁵ É interessante observar que relativamente ao saldo comercial de 1992, o saldo comercial de 2008 é 1,6 vezes superior, enquanto que os indicadores de taxa de câmbio TXRIPA e TXRINPC são, respectivamente, 0,6 e 0,9 vezes o nível prevalecente em 1992, o que ilustra, ainda que de modo imperfeito, a relação assimétrica entre câmbio real e saldo comercial.

Antes de conduzir essa análise é importante apresentar algumas possíveis medidas de taxa de câmbio real que são de interesse para a especificação das funções de exportação e importação aqui tratadas. Para efeito de análise descritiva serão aqui apresentados apenas indicadores agregados compostos pelos índices de preços de exportação, de importação, produzidos pela Fundação de Estudos de Comércio Exterior (FUNCEX), de preços internacionais, representado pelo índice de preços de importações dos EUA para todas mercadorias, exceto combustíveis, produzido pelo *Bureau of Labor Statistics* (BLS) e domésticos, aqui representado pelo índice de preços ao atacado (IPA) produzido pela Fundação Getúlio Vargas (FGV).

Uma diferenciação importante no que tange às variáveis representativas da taxa real de câmbio é considerar sua construção seja pela ótica da oferta ou da demanda. Sob a ótica da demanda de exportações, uma medida adequada seria a relação entre os preços internacionais e os preços de exportação nacionais (PINT/PX). Já pela ótica da oferta de exportações, uma medida de interesse seria a relação entre preços de exportação nacionais e os preços domésticos (PX/PD). Não havendo interesse no presente trabalho na estimação da equação de oferta de importações, então será considerada relevante aqui a medida de taxa real de câmbio para as importações definida segundo a ótica da demanda doméstica, dada pela razão entre os preços de importação nacionais e os preços doméstico (PIMP/PD). No gráfico 2, esses índices de preços em moeda estrangeira (*US\$ dollar*) são apresentados separadamente, a fim de melhor distinguir suas trajetórias e compreender sua influência nas diferentes medidas de taxa real de câmbio acima mencionadas.

Gráfico 2 – Índices de Preços e Medidas Alternativas de Taxa de Câmbio Real



Inicialmente é interessante destacar a similaridade entre o comportamento dos preços dos produtos exportados e importados pelo Brasil. Essa similaridade é em parte indicativa de que, em termos agregados, a economia brasileira tem um baixo poder de determinação de preços no mercado internacional na medida em que os preços de exportação e importação partilham de uma tendência comum ⁶. Como resultado disso, nota-se claramente a semelhança entre as medidas PX/PD e PIMP/PD. Isto significa dizer que tanto sob a ótica da oferta de exportações, como pela ótica da demanda de importações, houve no período de 1990 e 1994 um forte movimento de apreciação da taxa de câmbio real, que somente se reverte, com a desvalorização cambial ocorrida em 1999. Contudo, a partir de 2002, retorna o movimento de apreciação cambial, que transitoriamente se desfaz em 2008 com a crise financeira internacional. Assim sendo, sob a ótica da oferta de exportações, tornou-se menos vantajoso relativamente ofertar para o resto do mundo, enquanto que para os consumidores domésticos torna-se mais atraente comprar do resto do mundo. Entretanto, quando se observa a medida (PINT/PX), percebe-se que sob a ótica do demandante internacional houve uma menor oscilação nos preços relativos durante maior parte do período, indicando uma relativa estabilidade, até que somente em 2004 inicia-se uma elevação do preço relativo das exportações domésticas, apreciando essa medida de taxa real de câmbio e desincentivando a demanda das exportações domésticas por parte do resto do mundo. A observação desses indicadores ilustra o fato de que a política cambial praticada nesse período traz um efeito muito mais sensível na perspectiva interna (oferta de exportações ou demanda de importações) do que na perspectiva internacional do comércio exterior.

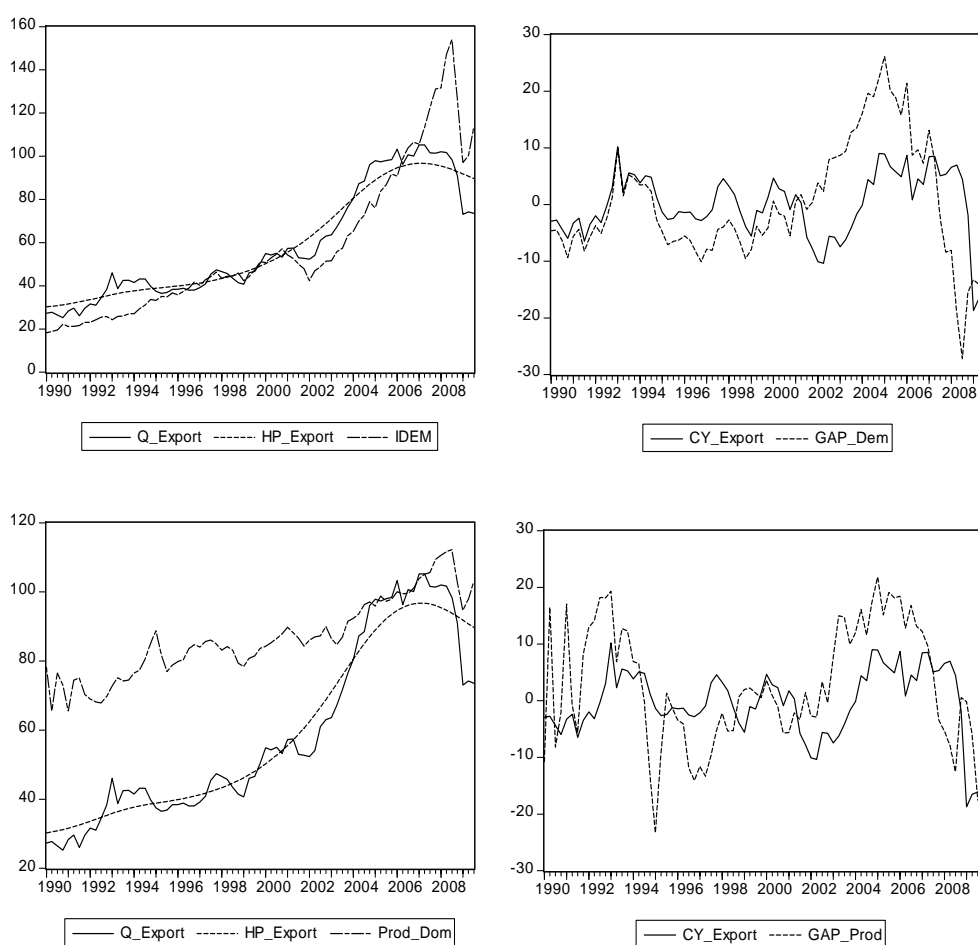
O gráfico 3 apresenta o índice de quantum exportado de produtos manufaturados, sua tendência extraída pelo filtro de Hodrick-Prescott (HP_Export) e seu componente cíclico (CY_Export), o índice de produto da indústria de transformação (Prod_Dom) e o índice de demanda internacional (IDEM), e os componentes cíclicos construídos a partir dos resíduos das regressões do índice de quantum exportado contra os índices de produto industrial (GAP_Prod) e contra o indicador de demanda internacional (GAP_Dem), para o período do primeiro trimestre de 1990 ao terceiro trimestre de 2009 ⁷. Esse gráfico demonstra a

⁶ Entretanto, essa observação pode ser parcialmente enganosa porque quando se observa com um pouco mais de atenção o comportamento desses índices agregados e por categorias de produtos percebe-se que os índices agregados sofrem uma significativa influência dos preços dos produtos básicos ou semi-manufaturados na determinação desses índices médios de preços. Esses tipos de bens são bens de menor diferenciação no mercado internacional e fortemente influenciados pelos movimentos da demanda internacional. Já a maior parte dos produtos manufaturados são transacionados em mercados em que a diferenciação de produtos e variedades é mais intensa, permitindo práticas de precificação baseadas em princípios de concorrência imperfeita.

⁷ Os índices de quantum, preços e demanda externa foram produzidos pela FUNCEX.

similaridade entre o componente de tendência HP_Export e o índice de demanda internacional. Essa similaridade é reforçada quando se comparam o componente cíclico (CY_Export) e os resíduos extraídos das regressões lineares, sendo o coeficiente de correlação entre GAP_Dem e CYEXP igual a 0,45, enquanto que a correlação entre GAP_Prod e CY_Export é de 0,38.

Gráfico 3 – Índices de Quantum e Demanda Externa – 1990 a 2008



Com relação à influência da taxa de câmbio sobre as exportações, um segundo exercício descritivo é a comparação entre os componentes cíclicos apresentados anteriormente e as medidas de taxa real de câmbio para oferta (PX/PD), para demanda (PINT/PX), conforme exposto no gráfico 4 e sintetizado na matriz de correlação apresentada na tabela 1. Em primeiro lugar, é interessante notar 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. É importante notar que os resíduos da relação de oferta, GAP_Prod, e de demanda, GAP_Dem, têm correlação praticamente nula (0,01) com a medida de taxa de câmbio PX/PD, mas que ambos possuem correlação positiva com PINT/PX, o que corresponde ao sinal esperado pela teoria. Adicionalmente, percebe-se em todas as relações apresentadas a defasagem na resposta dos componentes cíclicos, principalmente, aos movimentos de valorização das medidas alternativas de taxa real de câmbio. Destaca-se em todos os casos a persistência na expansão do ciclo em meados dos anos 2000, mesmo após a forte apreciação das diferentes medidas, seja em 2003 para PX/PD, seja em 2004 para PINT/PX. Sendo assim, essa segunda análise, complementar às percepções trazidas pelas comparações entre os componentes cíclicos e tendências apresentados anteriormente, sugere que as exportações manufaturadas sofrem uma influencia determinante da demanda internacional, sendo importante considerar essa relação na interpretação dos resultados das equações estimadas para setores industriais selecionados apresentados posteriormente.

Gráfico 4 - Componentes Cíclicos e Taxa Real de Câmbio – Exportações, 1990-2009

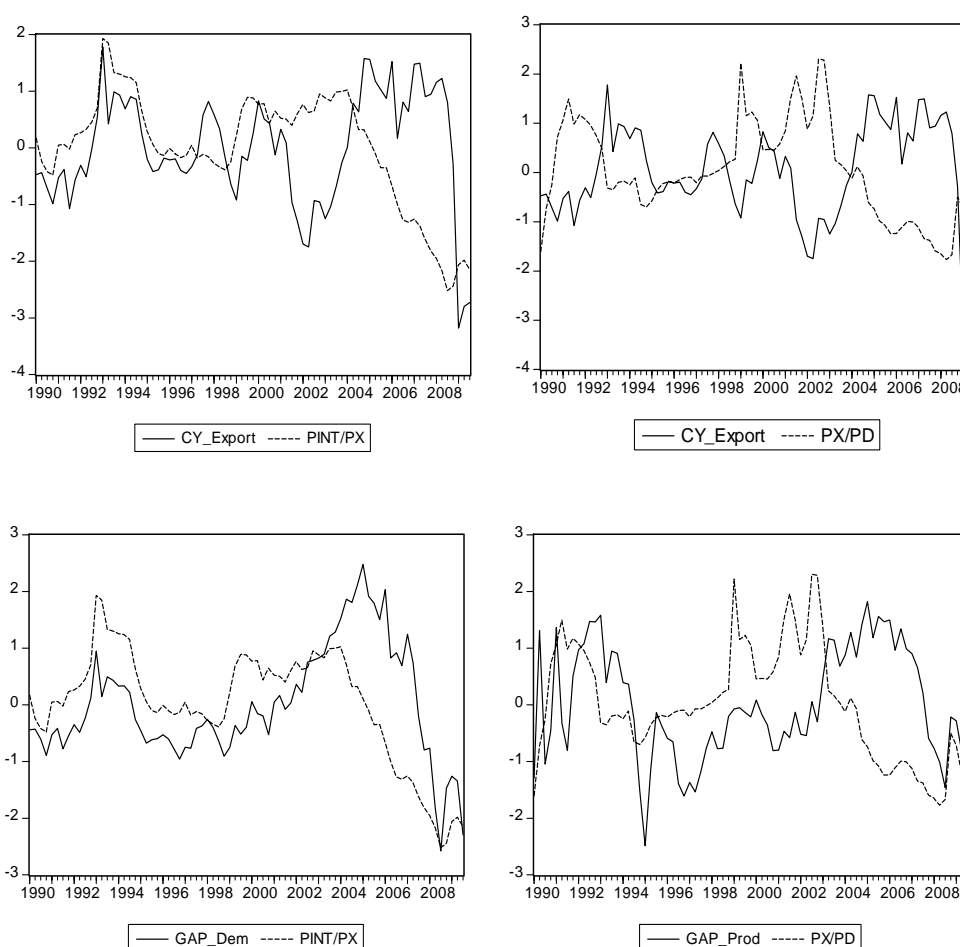


Tabela 1 - Matriz de Correlação de Componentes Cíclicos e Taxa de Câmbio Real

	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

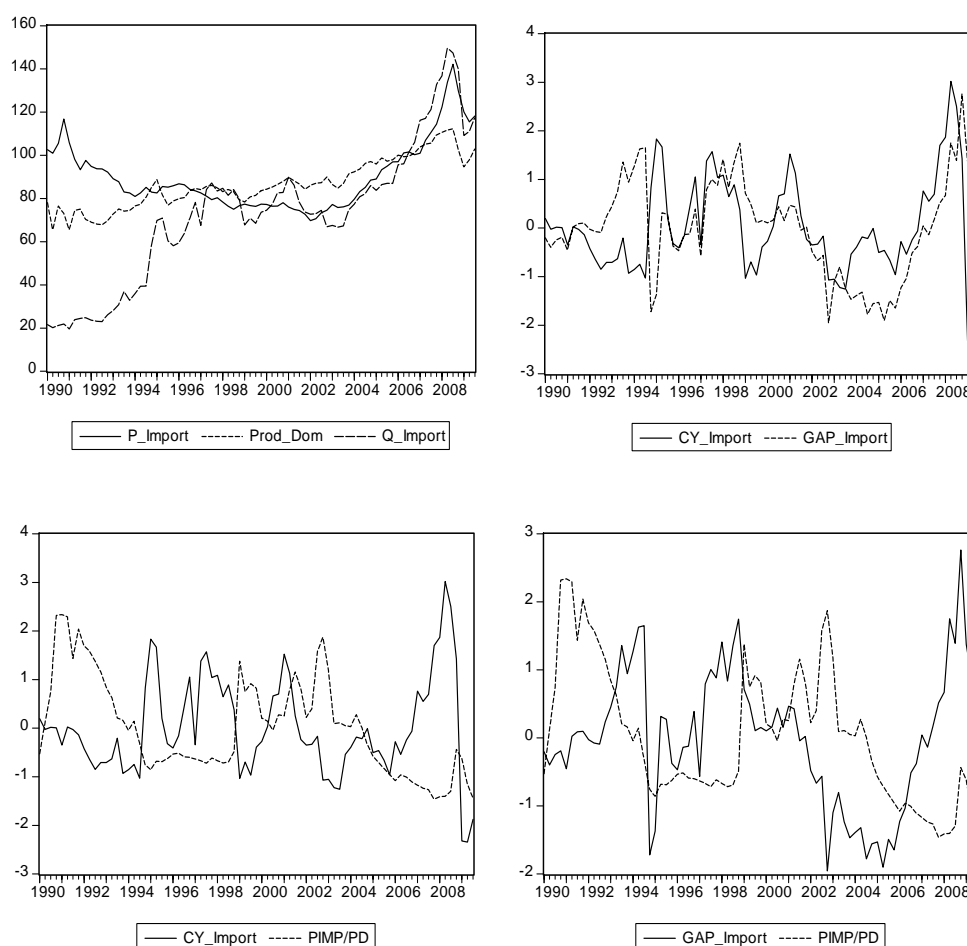
Pelo lado das importações observa-se um comportamento distinto de seus índices. Inicialmente, é interessante notar que o comportamento dos índices de preços e de quantum das importações caminham juntos a partir do início dos anos de 2000. Ou seja, o crescimento das importações nesse período ocorreu tanto em razão da elevação dos volumes importados, bem como dos preços. Os componentes cíclicos para o quantum importado foram calculados a partir da extração da tendência por meio do 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. Esses indicadores estão apresentados no gráfico 5 a seguir.

Em primeiro lugar, é interessante notar 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 0,27⁸. Entretanto, restringindo o período para 1995 em diante esse coeficiente de correlação sobe para 0,45. Ou seja, também é notória a indicação de existência de uma relação entre o componente de tendência do índice de quantum importado com o componente de demanda doméstica, aqui representado pelo produto da indústria de transformação nacional. Já a correlação entre os componentes cíclicos com a medida de taxa real de câmbio, dado pelo relativo PIMP/PD, também é negativa para os dois componentes cíclicos, indicando que movimentos de valorização da taxa de câmbio levam a aumentos dos volumes importados e vice-versa. A correlação entre PIMP/PD e CY_Import é de -0,32, enquanto o coeficiente de correlação entre PIMP/PD e GAP_Import é igual a -0,11. Novamente, quando se restringe o

⁸ A maior variabilidade de GAP_Import no início da amostra se deve ao fato da variável *dummy* não captar adequadamente o aumento progressivo das importações após 1993, o que faz com que 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.

período a partir do primeiro trimestre de 1995, o coeficiente de correlação entre PIMP/PD e GAP_Import sobe para -0,21, permanecendo inalterado o coeficiente de correlação entre PIMP/PD e CY_Import.

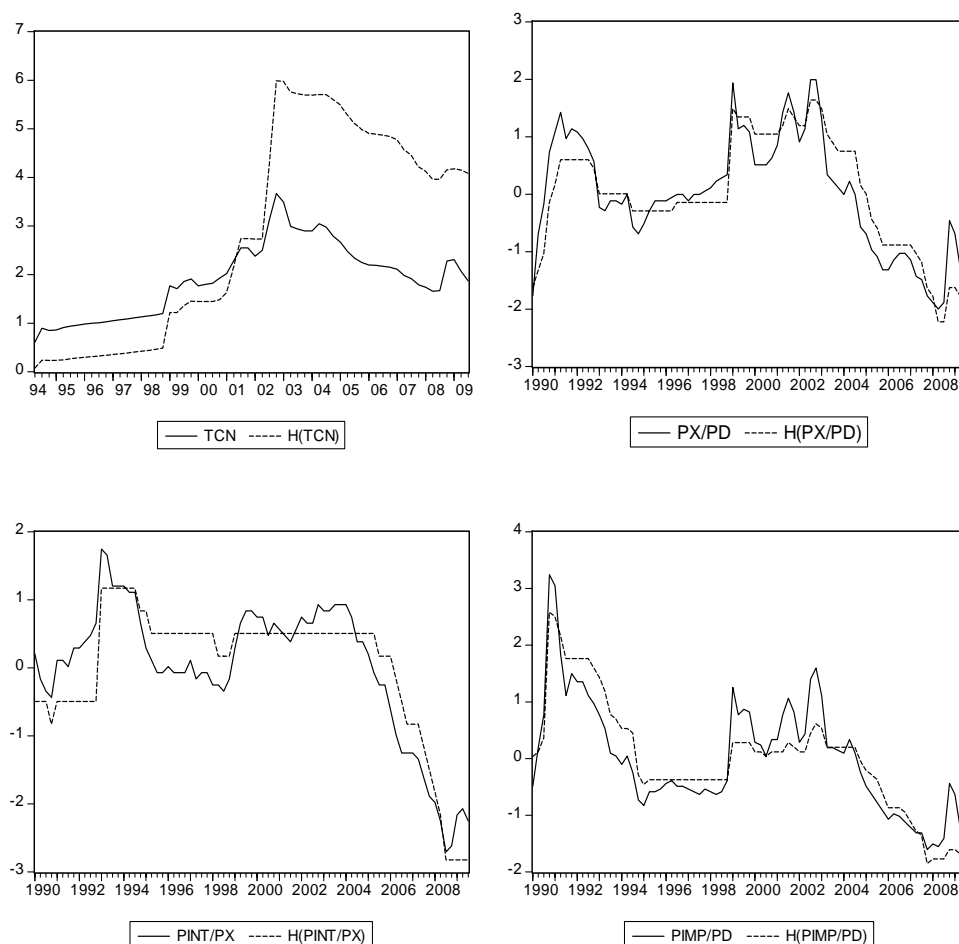
Gráfico 5 – Importações, Taxa Real de Câmbio e Demanda Interna – 1990 a 2008



Outro aspecto interessante é a análise do comportamento da taxa nominal de câmbio (TCN) e das diversas medidas de taxa real de câmbio discutidas anteriormente, agora sob a ótica de *hysteresis*. Essas variáveis estão apresentadas no gráfico 6, com e sem sua transformação histerética. Inicialmente é interessante notar que, relativamente à taxa nominal, sua transformação histerética ($H(TCN)$) dá mais ênfase aos movimentos de desvalorização cambial relativamente aos movimentos de valorização, conforme também demonstrado pelo coeficiente de assimetria de 0,20 para a variação de TCN e 1,37 para a variação de $H(TCN)$. Notoriamente, ganham mais ênfase os choques do primeiro trimestre de 1999 e do terceiro trimestre de 2002, ao passo que a recente desvalorização cambial do quarto

trimestre de 2008 é subestimada pela variável histerética. Essas observações pontuais podem ser sumarizadas pelos seus respectivos coeficientes de excesso de curtosis de 2,23 e 1,37.

Gráfico 6 –Medidas de *Hysteresis* da Taxa de câmbio



As transformações para as medidas de taxa real de câmbio podem ser vistas também nesse gráfico e percebe-se, em termos gerais, que, existe uma redução da variabilidade da variável transformada, refletindo o conceito de que apenas as variações de grande dimensão tem relevância na determinação do nível médio da variável. Outra característica da transformação histerética é de que, usualmente, os choques nas variáveis originais não são refletidos integralmente na variável transformada, denotando a existência de diferentes valores limiares, que ao serem integrados suavizam o efeito das variações da variável original. Essas características podem ser observadas nas diversas medidas de taxa real de câmbio apresentadas aqui. Para complementar a análise, na tabela 2 abaixo são apresentadas as medidas de assimetria e excesso de curtosis das três medidas de taxa real de câmbio em

logaritmo natural e da taxa nominal de câmbio e de suas respectivas transformações histeréticas para efeitos de comparação. De modo geral, não é possível afirmar que existe uma tendência clara em direção ao grau de assimetria, mas, com exceção da variável $H(PINT/PD)$, para todas as demais transformações existe uma redução no excesso de curtosis dessas variáveis.

Tabela 2 – Estatísticas Descritivas para Medidas de Taxa Câmbio e suas Transformações Histeréticas

	TCN	H(TCN)	(PX/PD)	H(PX/PD)	(PINT/PX)	H(PINT/PX)	PIMP/PD	H(PIMP/PD)
Assimetria	0.20	0.05	-0.07	-0.33	-1.03	-1.55	0.78	0.37
Curtosis	2.23	1.37	2.37	2.39	3.53	4.89	3.80	3.29

4. Metodologia e Base de dados

As exportações foram avaliadas considerando-se o total de exportações manufaturadas, bem como, 15 setores industriais selecionados, que respondem por 88% da média das exportações manufaturadas no período de 1985 a 2005. 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. Em sua análise foram utilizados os índices de *quantum*, e preços das exportações (em dólares), disponibilizados pela FUNCEX; o índice de produto doméstico produzido pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística/Pesquisa Industrial Mensal (IBGE/PIM-PF); o índice de preços domésticos, representado pelo Índice de preços por atacado – oferta global (IPA-OG) produzido pela Fundação Getúlio Vargas (FGV); o índice de demanda externa, construído como uma ponderação dos produtos industriais 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. Por fim, o índice de preços internacionais foram representados pelos índices de preços de importações dos Estados

Unidos, fornecido pelo *Bureau of Labor Statistics* (BLS). A restrição do período final a 2005 às equações setoriais se deveu à limitação temporal dos índices de preços do BLS na classificação SITC (*Standard International Trade Classification*).

Para o total de exportações manufaturadas, nas equações de oferta foram utilizados dados trimestrais para o período de 1985 a 2009; porém, para as equações de demanda, utilizou-se o período de 1990 a 2009 devido à limitação imposta pela disponibilidade do índice agregado de demanda externa agregado, 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 *hysteresis*, 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 (isto é, $\alpha_2 = -\alpha_3$ ou $\beta_2 = -\beta_3$), representando as respectivas medidas de taxa real de câmbio para oferta e demanda de exportações dadas, respectivamente, por (PX/PD) e pela razão $(PINT/PX)$, bem como suas respectivas transformações histeréticas.

As importações foram avaliadas, inicialmente, para 28 setores no período de 1996 a 2008 trimestralmente, para os quais foram utilizados os seguintes dados: os índices de quantum e preço das importações (em dólares) fornecidos pela FUNCEX, o índice de preços domésticos, representado pelo Índice de preços por atacado – oferta global (IPA-OG) e o índice

de produto doméstico produzido pelo IBGE ⁹. O período de análise se deve à mudança na classificação das mercadorias no Brasil e 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 ocorrido no início da década de 1990.

A forma funcional irrestrita utilizada também é amplamente utilizada nos estudos nacionais e dada por ¹⁰:

$$Q_t^d = \gamma_0 + \gamma_1 Prod_Dom_t + \gamma_2 PIMP_t * (1 + T) + \gamma_3 PD_t + \varepsilon_t^d \quad (8)$$

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

no qual o teste para a presença histerética substitui $PIMP*(1 + T)$ e PD por $H(PIMP*(1 + T))$ e $H(PD)$, e T representa a tarifa média de importação ¹¹. 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.

Tendo 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 representem uma relação de cointegração entre as variáveis ¹². Assim, as estimações foram realizadas por meio do método de Mínimos Quadrados Plenamente Modificados (FM-OLS) desenvolvido por Phillips e Hansen (1990) ¹³. A estratégia para seleção dos modelos finais tem como condição necessária existir uma relação de longo prazo, representada pelos testes de estabilidade, desenvolvidos por Hansen (1992), e da consistência dos resultados estimados à expectativa teórica dos sinais dos parâmetros.

⁹ 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 participações desses mesmos países nas importações brasileiras para cada setor.

¹⁰ A forma funcional restringe 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).

¹¹ Agradecemos a disponibilização dos dados de tarifa de importação a Honório Kume e Pedro Miranda.

¹² Foram realizados pré- testes de raiz unitária, não apresentados aqui, 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.

¹³ Uma breve apresentação do método FM-OLS é apresentada no apêndice 1 desse estudo.

5. Resultados

5.1. Exportações

A tabela 3 apresenta dois conjuntos de resultados para as equações de oferta e 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 manufaturados. A equação de demanda de produtos manufaturados, no agregado, 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-câmbio real da demanda igual a 1, significativo estatisticamente em um nível de significância de 5%, para a especificação sem *hysteresis*. Na forma restrita com a variável de câmbio real histerética a elasticidade-renda da demanda praticamente não se altera (0,83), entretanto, o valor do coeficiente da elasticidade-câmbio real se eleva para 2,1, mas não se mostra estatisticamente significativo, nem em um nível de significância de 10%. Esse resultado vem de encontro às evidências apresentadas na seção descritiva, quando se argumentou a favor da demanda como principal determinante das exportações de produtos manufaturados brasileiros. No entanto, em termos agregados, se verificou que a hipótese de *hysteresis* 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 *hysteresis*. 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 quinze setores considerados, onze setores apresentaram estimações para a equação de demanda estáveis e consistentes teoricamente em, pelo menos, uma das

especificações da equação de demanda. Esses setores respondem por 61,8% da média das exportações 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 mostrou-se significativo em quase todos os casos; a exceção ocorre na equação sem *hysteresis* para o setor Têxtil; além disso, na equação com *hysteresis* 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 selecionados 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 (indicador de taxa real de câmbio para a demanda setorial), não sendo relevante na explicação dos volumes exportados desses setores os preços internacionais e domésticos isoladamente.

Para os oito demais setores, avaliando a estabilidade das equações, optou-se pela especificação que não utiliza a restrição sobre as variáveis de preço, permitindo 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 Têxtil. 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 melhor explicada por variações nos preços de exportações brasileiros e pelos respectivos componentes de demanda internacional, com exceção do setor Têxtil, conforme mencionado anteriormente.

Tabela 3 – Equações de Oferta e Demanda de Exportações

OFERTA										
Setor	C	Prod_Dom	PX/PD	PX	PD	C	Prod_Dom	H(PX/PD)	H(PX)	H(PD)
Total de exportações manufaturadas*	-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)
	-11.62 (-5,3)	3.52 (7,26)	-0.47 (-1,59)	-	-	-12.42 (-6,51)	3.70 (8,79)	-0.74 (-1,51)	-	-
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	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										
Setor	C	IDEM	(PINT/PX)	PINT	PX	C	IDEM	H(PINT/PX)	H(PINT)	H(PX)
Total de exportações manufaturadas**	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)
	0.55 (1,81)	0.85 (12,04)	1.06 (2,99)			0.56 (1,45)	0.83 (10,52)	2.06 (1,4)		
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	-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)
Maquinas 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 metalúrgicos	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)	- (1.74)	1.32 (1.11)	-1.49 (-3,14)	-0.80 (-0,34)	1.30 (2.32)	- (1.91)	-1.02 (-0,26)	-6.73 (-5,46)
Calçados	-3.70 (-1,92)	1.13 (7.33)	0.67 (1.74)	- (1.11)	- (-3,14)	-0.43 (-0,64)	1.08 (7.17)	4.00 (1.91)	- (-0,26)	- (-5,46)
Elementos químicos	-20.97 (-4,92)	1.93 (3.63)	3.72 (3.52)	- (1.11)	- (-3,14)	-2.84 (-2,7)	1.58 (6.61)	17.06 (8.23)	- (-0,26)	- (-5,46)
Veículos	-22.09 (-4,07)	1.39 (3.47)	4.52 (4.29)	- (1.11)	- (-3,14)	-3.49 (-1,65)	1.76 (3.94)	25.71 (3.75)	- (-0,26)	- (-5,46)

Entre parênteses, a estatística t calculada.

*Equações de oferta para o total de exportações manufaturadas são todas instáveis, independente da especificação

**Para o total de exportações manufaturadas, somente as equações de demanda tradicional/irrestrita e *hysteresis*/restrita são estáveis.

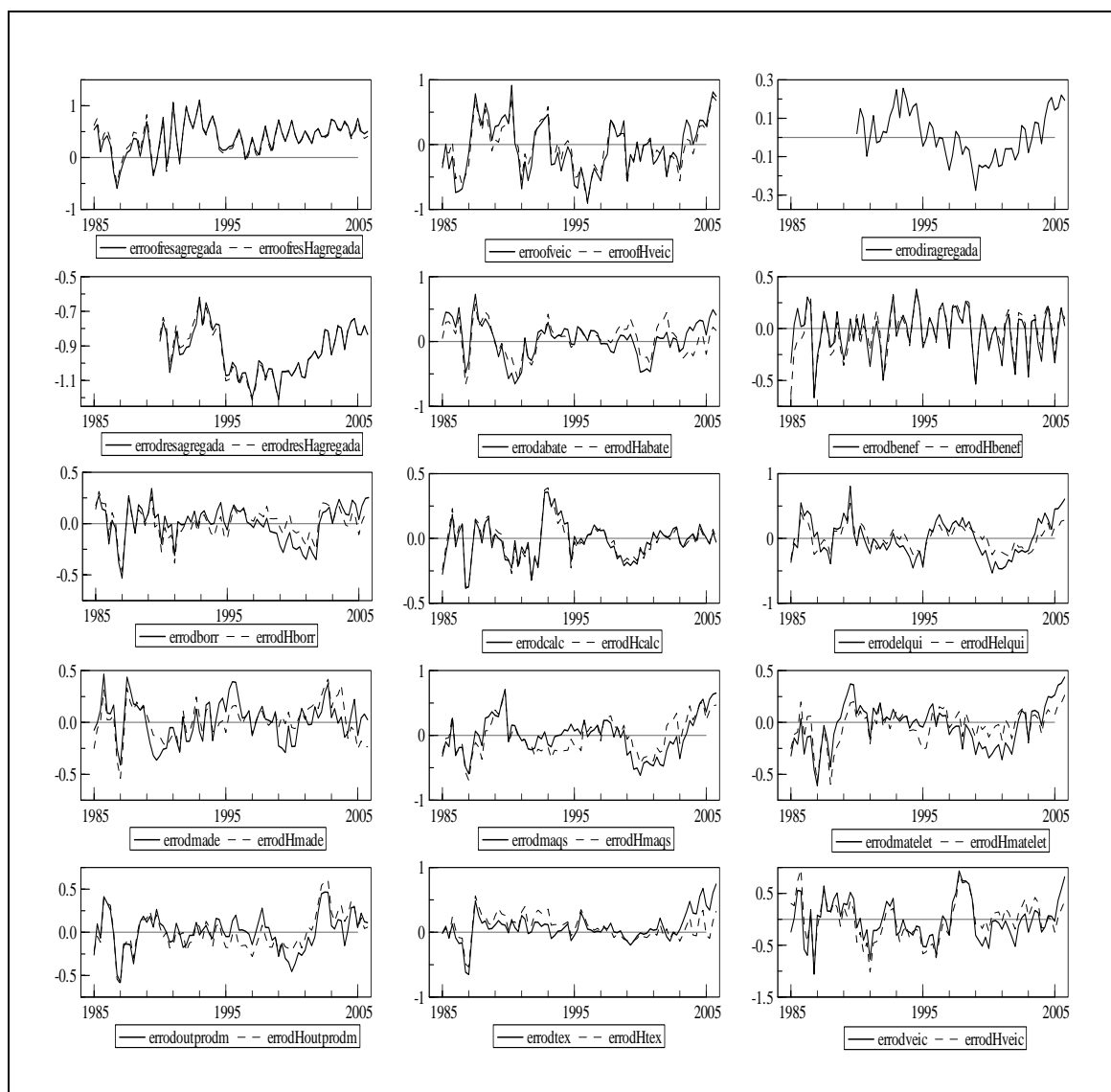
Em dez dos onze setores apresentados na tabela 3, das equações de demanda estimadas, ao menos uma das variáveis de preço ou taxa real de câmbio, em sua transformação histerética foi significativa estatisticamente, ao menos em um nível de significância de 5%. O único setor que não apresentou coeficientes significantes foi o de Outros Produtos Metalúrgicos. De modo geral, os valores absolutos dos coeficientes associados às transformações histeréticas das variáveis são superiores. O gráfico 8 ilustra a diferença entre os coeficientes estimados para as variáveis com e sem transformação histerética.

Em termos médios, desconsiderando a significância estatística dos coeficientes, os coeficientes associados à PINT para os oito setores em que as equações estimadas de modo irrestrito, apresentaram valor médio igual a 1,01, enquanto para sua respectiva transformação histerética, aumentou para 2,78. 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 (10,18 e -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 *hysteresis* 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 *hysteresis*.

O gráfico 7 apresenta os resíduos obtidos a partir das estimações das formas funcionais com e sem a variável de *hysteresis*, sendo que em apêndice, na tabela A.1, são apresentadas informações estatísticas sobre esses mesmos resíduos. É interessante observar 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 *hysteresis*, respectivamente) e alta correlação (coeficiente médio igual a 0,84). 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 *hysteresis* a reação dos setores exportadores é mais intensa, porém apenas em momentos de variações cambiais capazes de alterar substancialmente suas decisões de exportar.

Uma evidência adicional para a hipótese de cointegração entre as séries pode ser fornecida por meio da estimação de modelos de correção de erro (MCE). 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 reportadas na tabela A.2 em apêndice, e demonstram que para a maioria dos setores considerados a defasagem do TCE associado aos MCE com variáveis com hysteresis foram selecionados com ordens de defasagem superiores aos TCE's presentes nos MCE's sem a variáveis de hysteresis. Ou seja, a resposta de curto prazo do volume exportado é na maior parte dos casos mais defasada quando se considera a hipótese de hysteresis, ainda que os coeficientes associados aos TCE's não difiram sensivelmente em seus valores.

Gráfico 7 – Comportamento dos resíduos das equações de exportação



Fonte: Elaborado pelos autores

5.2 Importações

Na tabela 4 são apresentados os resultados das estimações de equações de demanda de importação de produtos manufaturados para o agregado e vinte e três setores industriais. A estimação da equação para o agregado das importações por produtos manufaturados apresenta-se estável para a sua forma restrita. Entretanto, o coeficiente da taxa de câmbio real foi insignificante estatisticamente, contrariando outros resultados apresentados na literatura empírica. A introdução da variável histeretica da taxa de câmbio real alterou as

estimativas, mantendo a estabilidade da equação ¹⁴. A elasticidade-renda da demanda estimada foi igual a 1,3 na equação sem variável histerética e igual a 1,56 na estimação com a taxa de câmbio transformada. O coeficiente associado à transformação histerética da taxa de câmbio real foi igual a -0,46, demonstrando, no agregado, a inelasticidade 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 quinze, dos vinte e oito setores selecionados, o que corresponde a 48,5% das importações no período¹⁵. Dentre esses quinze setores, nas especificações sem a variável de *hysteresis*, 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 no agregado em razão de terem sido excluídas da apresentação algumas estimações com coeficientes inconsistentes em relação à teoria.

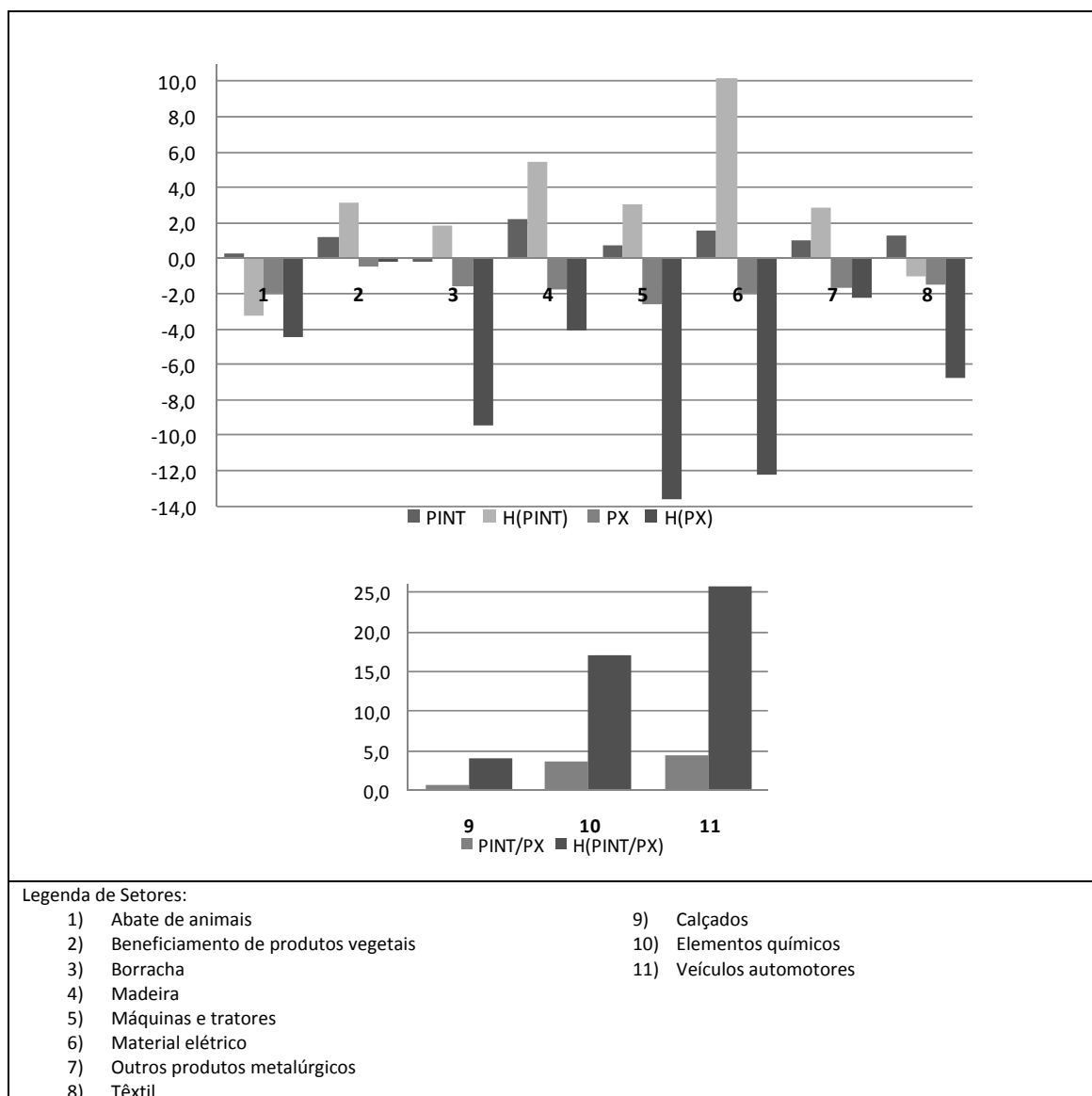
Ainda desconsiderando a hipótese de *hysteresis*, tanto para o agregado quanto para esses quinze setores, a evidência mostra que as importações são elásticas à renda. No entanto, como para alguns setores as equações de melhor adequação estatística são aquelas com forma funcional irrestrita, não há como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

A hipótese de *hysteresis* 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 *hysteresis* 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 o setor Têxtil.

¹⁴ Embora a introdução da variável histerética tenha gerado uma piora nos testes de estabilidade para a versão restrita da equação.

¹⁵ No apêndice são apresentadas as estimativas para os setores de Veículos automotores e Artigos de vestuário obtidas pelo método ADL, visto que o valor do coeficiente associado à renda mostrou-se inconsistente quando estimado pelo método FM-OLS.

Gráfico 8 – Comparação dos coeficientes de preços – Demanda por exportações



Fonte: Elaborado pelos autores

Especificamente, nos casos dos setores de Elementos Químicos, Veículos Automotores e Químicos Diversos, as especificações com as variáveis de *hysteresis* apresentaram resultados consistentes com o esperado pelas previsões teóricas. Para os setores de Equipamentos eletrônicos, Siderurgia, e Madeira e mobiliário ocorreu o inverso, visto que as equações com variáveis de *hysteresis* 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

hysteresis de preços domésticos em dólar. Ou seja, em comparação às estimações sem variáveis de *hysteresis*, os resultados indicam, de modo similar ao resultado agregado, que a hipótese de *hysteresis* 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 10, 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)).

O gráfico 9 apresenta os resíduos obtidos a partir das estimações das formas funcionais com e sem a variável de *hysteresis*, sendo apresentadas também no apêndice 2, na tabela A.2, as informações estatísticas sobre esses mesmos resíduos. 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 *hysteresis*, além da alta correlação em média (0,89). Com relação à estimação dos modelos de correção de erro (MCE), por meio do algoritmo do Pc-Gets, cujos coeficientes de ajustamento e sua respectiva defasagem no MCE reportadas também na tabela A.2, não se observa, como no caso das exportações, um aumento da defasagem dos TCE's estimados. Ou seja, a resposta de curto prazo do volume importado tende ser a mesma considerando, ou não, a hipótese de *hysteresis*.

Tabela 4 – Equações de Demanda por Importações – Método FM-OLS

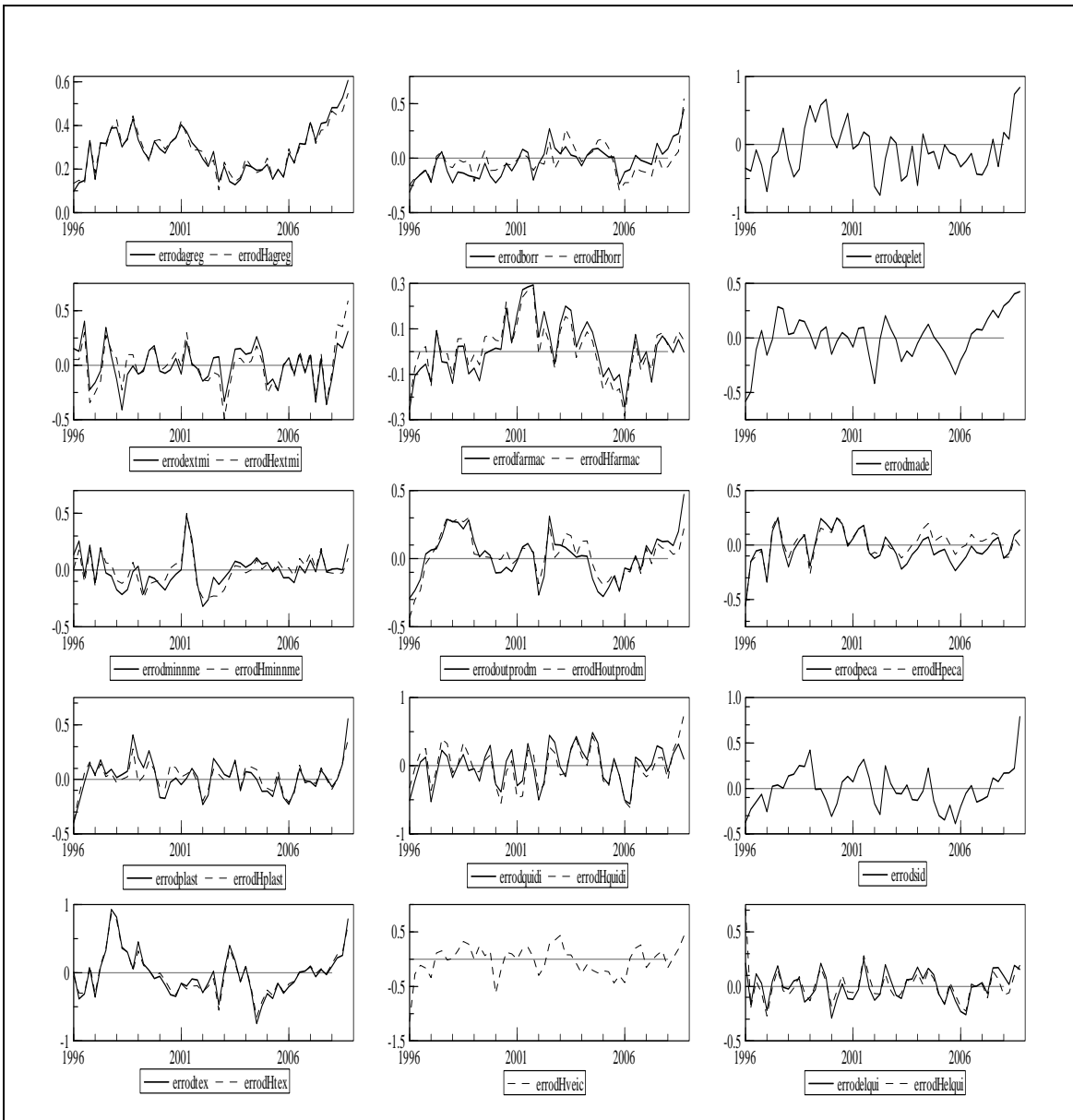
Setor	Tradicional					Com <i>hysteresis</i>				
	c	Prod_Dom	PIMP/PD	PIMP	PD	C	Prod_Dom	H(PIMP/PD)	H(PIMP)	H(PD)
Total de importações	-0,47 (-0,21)	1,28 (3,26)	-0,24 (-1,36)	-	-	-2,51 (-2,15)	1,56 (6,17)	-0,46 (-1,99)	-	-
Borracha	4,58 (1,40)	0,54 (0,68)	-	-0,51 (-1,63)	1,12 (6,50)	-4,86 (-1,68)	2,10 (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)	1,21 (12,21)
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)	0,39 (0,68)
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)	0,8 (1,69)
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)	-	-
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)	-	-

Entre parênteses, a estatística t calculada.

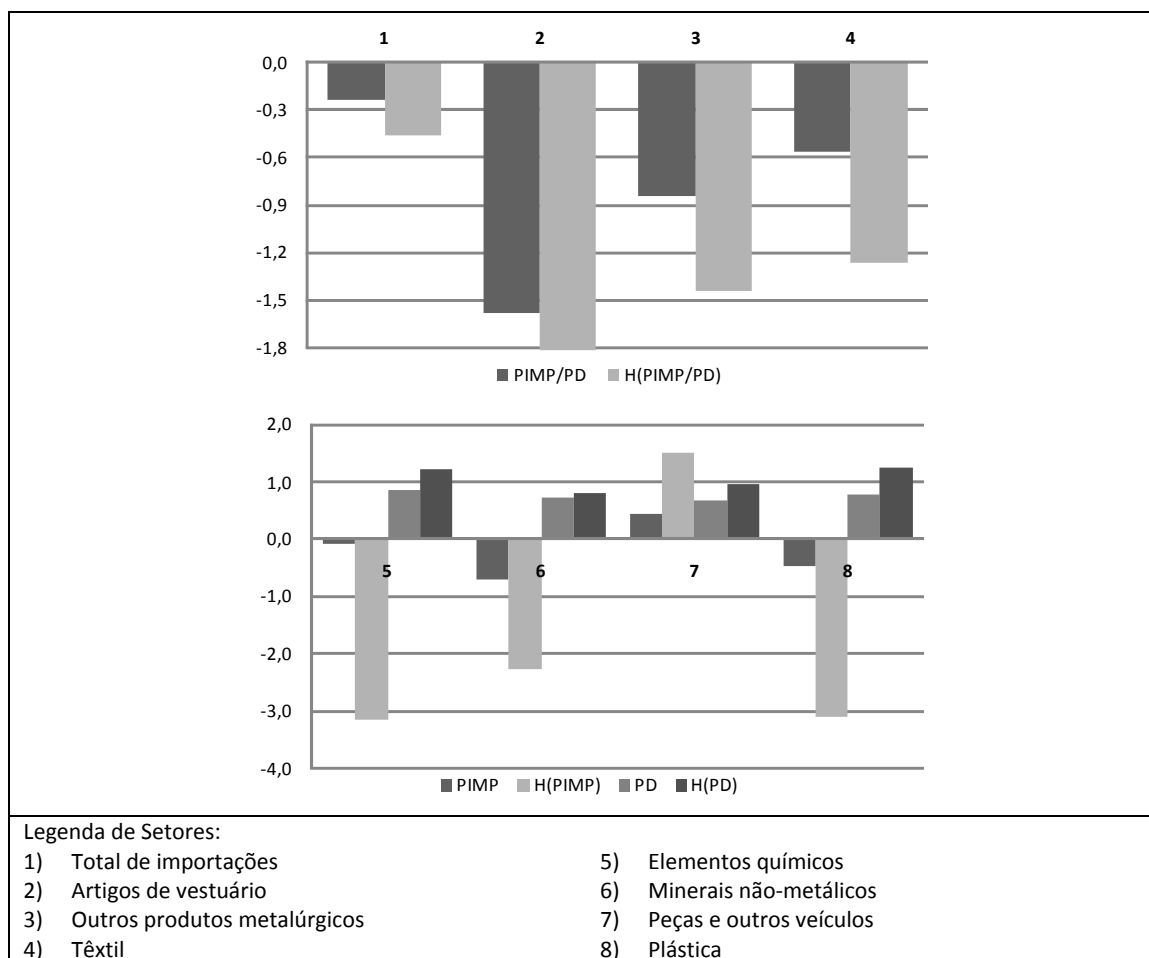
Fonte: Elaborado pelos autores.

Gráfico 9 – Comportamento dos resíduos da equação de demanda de importações



Fonte: Elaborado pelos autores

Gráfico 10 – Comparação dos coeficientes de preços – Demanda de importações



Fonte: Elaborado pelos autores.

5. Considerações Finais

Esse trabalho procura suprir uma lacuna na literatura empírica sobre a hipótese de *hysteresis*, em nível macro, no comércio exterior. A literatura empírica para a hipótese de *hysteresis* em comércio exterior ganhou novo interesse após sua integração as evidências de auto-seleção para exportar, e os testes para essa hipótese em contraposição à hipótese de aprendizado e seus desdobramentos sobre a evolução da produtividade das empresas exportadoras.

Os testes para a presença de custos irreversíveis de entrada e saída (*sunk costs*) no mercado externo têm sido conduzidos em nível microeconômico com base na proposição

metodológica de Roberts e Tybout (1997). Os estudos para *micro-hysteresis* para o caso brasileiro (Kannebley (2006), Kannebley e Valeri (2006) e Kannebley et. alii. (2008)) apresentam evidências que estão em concordância com as evidências internacionais.

Entretanto, no que concerne à hipótese de *macro-hysteresis*, tanto internacionalmente, como em termos nacionais as evidências são escassas. Isto ocorre, principalmente, em razão da dificuldade em distinguir o comportamento histerético de outros com características similares, como um comportamento dinâmico não linear, descritos por modelos do tipo SETAR ou TAR capazes de capturar respostas assimétricas típicas de choques de um processo com *hysteresis*. Hallet et. alii. (2002) lembram que um processo com *hysteresis* 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 nesse trabalho é proposto um teste para a hipótese de *hysteresis* a partir de um modelo de *macro-hysteresis* 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 quinze setores industriais no período de 1985 a 2005, e para o agregado de produtos manufaturados no período de 1990 a 2008, enquanto que para as importações foram selecionados inicialmente 26 setores industriais e o agregado das importações nacionais para o período de 1996 a 2008.

Com relação às exportações, 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, em razão das evidências empíricas demonstrarem 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, na medida em que o indicador de taxa de câmbio mais relevante para explicar a evolução dos volumes exportados é a relação entre preços de exportação domésticos e internacionais, e em que medida 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 ser realizado por grandes empresas industriais e, portanto, que o ajuste de seus volumes exportados não impactar sobre 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 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 demonstram que não é possível aceitar a hipótese de *hysteresis* para o agregado de produtos manufaturados das exportações brasileiras. Entretanto, quando analisados individualmente um conjunto de setores em que existe maior possibilidade de existência de diferenciação de produto e precificação em mercados externos distintos, foi possível demonstrar que em dez setores industriais, ao menos uma das variáveis de preço ou taxa real de câmbio, em sua transformação histerética foi significativa estatisticamente, 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 se observou que a ótica de demanda por importações possui um bom poder explicativo para o comportamento agregado das importações nacionais. Observou-se nas estimações em séries temporais que as importações são elásticas na 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 real são reestimadas considerando a hipótese de *hysteresis*, os resultados setoriais demonstram uma maior sensibilidade das importações às variações relativos entre os preços de importações ou domésticos em moeda estrangeira.

Também no caso das importações os setores, de modo geral, os setores que aceitaram a hipótese de *hysteresis* 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-*hysteresis* em exportações (Veículos, Máquinas e Tratores, Elementos Químicos, Outros Produtos Metalúrgicos).

Os resultados favoráveis à hipótese de *hysteresis* para as importações evidenciam a possibilidade de irreversibilidade na entrada em produtos importados no mercado nacional, o que implicaria na 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, mas sim de alertar que, segundo os resultados, aqui reportados, a política cambial tem um poder assimétrico sobre o direcionamento, influenciando mais decisivamente no comportamento das importações, do que propriamente na evolução

das exportações, 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.

Referências bibliográficas

AMABLE, B. et al.. *Strong hysteresis: an application to foreign trade*. Paris: Observatoire Français des Conjonctures Economiques, 1991. (Working Paper, n. 9103).

_____. *Strong hysteresis versus zero-root dynamics*. *Economics Letters*, Amsterdam, v. 44, p. 43-47, 1994.

BALDWIN, R. *Hysteresis in Trade*. *MIT mimeo*. Preparado para 1986 NBER Summer Institute, abr. 1986.

_____. *Hysteresis in import prices: the beachhead effect*. *American Economic Review*, Nashville, v. 78 (4), p. 773-85, set. 1988.

_____.; KRUGMAN, P.R. The Persistence of the U.S. Trade Deficit. *Brooking Papers on Economic Activity*, Baltimore, v. 1987(1), p. 1-55, 1987.

_____. Persistent Trade Effects of Large Exchange Rate Shocks. *The Quarterly Journal of Economics*, Cambridge, v. 104 (4), p. 635-54, 1989.

BERNARD, A.B.; JENSEN, B. *Why some firms export?* Cambridge: National Bureau of Economic Research, 2001. 32 p. (Working Paper, n. 8349)

CAMPA, J.M. Exchange rates and trade: how important is *hysteresis* in trade? *European Economic Review*, Amsterdam, v.48 (3), p. 527-48, jun. 2004.

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 (2), p. 205-28, mai. 1989.

_____. Investment and *hysteresis*. *Journal of Economic Perspectives*, v. 6(1), p. 107-32, 1992.

_____.; PINDYCK, R.S. *Investment under uncertainty*. New Jersey: Princeton University Press, 1994.

GÖCKE, M. An approximation of the *hysteresis* loop by linear partial functions – econometric modeling and estimation. *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, v. 213, p. 572-96, 1994.

_____. Micro- and macro-*hysteresis* in trade. *Aussenwirtschaft – Schweizerische Zeitschrift für internationale Wirtschaftsbeziehungen*, v. 49, p. 555-78, 1994a.

_____. A macroeconomic model with *hysteresis* in foreign trade. *Metroeconomica*, Oxford/Malden, v. 52 (4), p. 449-73, 2001.

_____. Various Concepts of *Hysteresis* Applied in Economics. *Journal of Economic Surveys*, Oxford/Malden, v. 16 (2), p. 167-88, 2002.

HALLETT, A.J.H.; PISCITELLI, L. Testing for *hysteresis* against nonlinear alternatives. *Journal of Economic Dynamics & Control*, [S.l.], v. 27, p. 303–27, 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, S. Jr. *Hysteresis nas Exportações Industrializadas Brasileiras: Uma Análise Empírica*. Tese de Livre-Docência, FEA-RP/USP, 2006

_____. “Tests for the *Hysteresis* Hypothesis in Brazilian Industrialized Exports: a Threshold Cointegration Analysis”. *Economic Modelling*, 25, p. 171–190, 2008.

KANNEBLEY, S. Jr, VALERI, J. O. “Persistência e Permanência Na Atividade Exportadora: Uma Análise Empírica Para As Empresas Industriais Brasileiras” in *Empresas Brasileiras no Comércio Internacional*, IPEA – Brasília, 2006

KANNEBLEY, S. JR., ESTEVES, L. A., SILVA, A. M. ““Persistência e Permanência Na Atividade Exportadora” IN: Potencial Exportador da Produção Brasileira: Indústria e Serviços”. Relatório de Pesquisa, 2008.

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

MAYERGOYZ, I.D. Mathematical models of *hysteresis*. *Physical Review Letters*, College Park, v. 15, p. 1518-21, 1986.

PARSLEY, D.C.; WEI, S. Insignificant and inconsequential *hysteresis*: the case of U.S. bilateral trade. *The Review of Economics and Statistics*, Cambridge, v. 75(4), p. 606-13, 1993.

PHILLIPS, P. C. B. and HANSEN, B. E. “Statistical Inference in Instrumental Regression Analysis with I(1) Processes”. *Review of Economic Studies*, v. 57, p. 99-125, 1990.

PHILLIPS, P.C. B. and LORETAN, M. “Estimating Long-Run Equilibria”. *The Review of Economic Studies*, v. 58, n. 3, p. 407-436, May 1991.

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 (4), p. 545-64, 1997.

SYSTEMS WITH *HYSTERESIS*. Desenvolvido pela University College de Cork, Ireland – Dept. of Applied Mathematics. Disponível em: < <http://euclid.ucc.ie/hysteresis/node1.htm>>.

Apêndice 1: Estimador de Mínimos Quadrados plenamente modificado (FM-OLS)

Este é um método uniequacional baseado no uso de M.Q.O. com correções semiparamétricas a fim de eliminar a correlação serial e a endogeneidade, proposto 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 $\delta^+ = \sum_{k=0}^{\infty} (\hat{u}_{1t}^+ u_{2t-k})$. 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 $(s_i^+)^2 = \hat{\omega}_{11,2} [(Y_2' Y_2)^{-1}]_{ii}$ 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 seqüência de testes F do tipo testes de Chow, com uma formulação LM, denotado por F_{nt} . O segundo e o 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_{nt} , 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 2: Análise Estatística dos Resíduos do modelo FM-OLS

Tabela A.1 – Comportamento dos resíduos do modelo FMOLS para as exportações

Oferta Setores		média	dp	correlação erro tradicional e com <i>hysteresis</i>	Teste norm alidade ¹	Modelo de correção de erros			Primeira autocorrelação
						lag	alpha	estatística t	
Total de exportações restrito	Tradicional	0,37	0,30	0,97	0,11	-	-	-	0,50
	Com <i>hysteresis</i>	0,02	0,30		0,57	-	-	-	0,46
	Tradicional	-0,03	0,41	0,95	0,36	1	-0,23	-3,58	0,69
	Com <i>hysteresis</i>	-0,03	0,35		0,88	3	-0,40	-4,42	0,66
Demanda Setor		média	dp	correlação erro tradicional e com <i>hysteresis</i>	Teste norm alidade ¹	Modelo de correção de erros			Primeira autocorrelação
						lag	alpha	estatística t	
Total de exportações irrestrito	Tradicional	0,03	0,12	-	0,32	1	-0,27	-3,70	0,76
Total de exportações restrito	Tradicional	-0,96	0,15	0,95	0,63	-	-	-	0,78
	Com <i>hysteresis</i>	0,02	0,13		0,13	-	-	-	0,80
Abate	Tradicional	0,03	0,28	0,80	0,22	-	-	-	0,74
	Com <i>hysteresis</i>	0,02	0,24		0,16	1	-0,22	-2,83	0,67
Beneficiam ento	Tradicional	-0,03	0,21	0,91	0,02	2	-0,51	-3,47	0,19
	Com <i>hysteresis</i>	0,12	0,21		0,02	3	-0,66	-4,08	0,23
Borracha	Tradicional	0,01	0,17	0,82	0,00	1	-0,43	-5,86	0,60
	Com <i>hysteresis</i>	0,01	0,14		0,03	1	-0,48	-5,22	0,45
Calçados	Tradicional	-0,02	0,14	0,98	0,25	3	-0,22	-2,31	0,58
	Com <i>hysteresis</i>	-0,02	0,14		0,09	1	-0,34	-4,43	0,57
Elem entos quím icos	Tradicional	0,01	0,13	0,86	0,52	-	-	-	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	0,98	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	0,74	-	-	-	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	0,76	-	-	-	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	0,38	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	0,00	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	0,82	1	-0,21	-3,00	0,52
	Com <i>hysteresis</i>	-0,01	0,38		0,65	1	-0,24	-3,37	0,64

¹Apresenta-se o p-valor obtido.

Fonte: Elaborado pelos autores

Tabela A.2 - Comportamento dos resíduos do modelo FMOLS para as importações

Demanda por importações						Modelo de correção de erros			Primeira autocorrelação
Setores		média	dp	correlação erro tradicional e com <i>hysteresis</i>	Teste normalidade ¹	lag	alpha	estatística t	
Total de importações	Tradicional	0,30	0,11	0,98	0,40	-	-	-	0,57
	Com <i>hysteresis</i>	-0,03	0,10		0,59	-	-	-	0,55
Borracha	Tradicional	-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	Tradicional	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	Tradicional	-0,07	0,36	-	0,27	1	-0,12	-2,36	0,38
Extrativa mineral	Tradicional	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	Tradicional	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	Tradicional	0,00	0,21	-	0,21	2	-0,18	-1,70	0,53
Minerais não-metálicos	Tradicional	-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	Tradicional	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	Tradicional	-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
Plástica	Tradicional	0,02	0,16	0,90	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	0,85	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
Têxtil	Tradicional	-0,02	0,32	0,99	0,06	1	-0,16	-2,40	0,57
	Com <i>hysteresis</i>	-0,02	0,30		0,06	1	-0,19	-2,43	0,59
Veículos	Tradicional	-0,03	0,34	0,76	0,00	2	-0,48	-3,99	0,36

¹Apresenta-se o p-valor obtido.

Fonte: Elaborado pelos autores