UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E CONTABILIDADE
DE RIBEIRÃO PRETO
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

DIOGO DE PRINCE MENDONÇA

Uma análise empírica para a hipótese de *hysteresis* nas importações brasileiras

Orientador: Prof. Dr. Sérgio Kannebley Jr.

RIBEIRÃO PRETO
2010

Prof. Dr. João Grandino Rodas
Reitora da Universidade de São Paulo

Prof. Dr. Rudinei Toneto Jr.
Diretor da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade
de Ribeirão Preto

Prof. Dr. Walter Belluzzo Jr.
Chefe do Departamento de Economia

DIOGO DE PRINCE MENDONÇA

Uma análise empírica para a hipótese de *hysteresis* nas importações brasileiras

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto da Universidade de São Paulo como requisito para obtenção do título de Mestre em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Sérgio Kannebley Jr.

RIBEIRÃO PRETO
2010

Autorizo a reprodução e divulgação total ou parcial deste trabalho, por qualquer meio convencional ou eletrônico, para fins de estudo ou pesquisa, desde que citada a fonte.

FICHA CATALOGRÁFICA

Mendonça, Diogo de Prince

Uma análise empírica para a hipótese de *hysteresis* nas importações brasileiras. Ribeirão Preto, 2010.
84 p.: il.; 30 cm

Dissertação de Mestrado, apresentada à Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto da Universidade de São Paulo.
Orientador: Kannebley Jr., Sérgio

1. demanda por importação. 2. *hysteresis*. 3. *pass-through* da taxa de câmbio.

FOLHA DE APROVAÇÃO

Diogo de Prince Mendonça

Uma análise empírica para a hipótese de *hysteresis* nas importações brasileiras

Dissertação de Mestrado, apresentada à Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto da Universidade de São Paulo.

Área de concentração: Economia Aplicada.

Aprovado em: _____

BANCA EXAMINADORA

Prof. Dr. Sérgio Kannebley Jr.
Instituição: FEARP/USP
Assinatura: _____

Prof. Dr. _____
Instituição: _____
Assinatura:_____

Prof. Dr. _____
Instituição: _____
Assinatura:_____

AGRADECIMENTOS

Agradeço primeiramente aos meus pais que sempre me auxiliaram em tudo. Minha família também tem desempenhado um papel muito importante. Uma pessoa companheira durante o mestrado foi minha namorada Ariene, sempre paciente comigo. Agradeço também a um grande amigo meu, Charles.

Fico feliz de todo o apoio e interesse do orientador, Sérgio Kannebley Júnior, durante o período da dissertação.

Gostaria de agradecer aos professores Alex Luiz Ferreira e Ângelo Gurgel por participarem da banca de qualificação. Sou grato ao apoio do professor Alex Luiz Ferreira durante o mestrado.

O aprendizado na disciplina da pós-graduação ou na monitoria que obtive com a professora Roseli da Silva não pode ser esquecido. Nessa categoria, classifico também os professores Alexandre Nicolella e Alexandre Sartoris que sempre me auxiliaram com profunda paciência e interesse. Sou grato por ter sido novamente aluno do professor Jaylson Jair da Silveira. Não me esquecerei da Prof. Maria Dolores Montoya Diaz que ensinou a utilizar um programa econométrico, além das metodologias da disciplina. Desculpe-me se esqueci alguém.

Em relação às origens, agradeço aos professores-amigos José Ricardo Fucidji, Rogério Gomes e Eduardo Strachman e ao GEEIN.

Finalmente, mas não menos importante, sou grato ao pessoal da turma, em especial aos amigos que fiz no mestrado: Bia, Juliana, Priscila, Maíra, João, Roberto, Mineiro, Liliane. Além disso, agradeço aos meus amigos da cidade.

Resumo

Esse trabalho propõe testar a presença de *hysteresis* na demanda por importações e no repasse cambial para o preço das importações, no período de 1996 a 2008 no Brasil, utlizando dados em painel para 29 setores industriais. Os testes para a presença de *hysteresis* baseiam-se no conceito de *hysteresis* forte fornecido pelo modelo de Preisach (1938), captadas a partir de variáveis representativas do fenômeno calculadas a partir do algoritmo de Piscitelli et al (2000). As estimações utilizam a metodologia convencional em painel, bem como métodos de estimação considerando a possibilidade de cointegração entre as variáveis. Os resultados evidenciaram a presença de *hysteresis* no preço e no quantum importados. Como teorizou Dixit (1989), o grau de *pass-through* reduz na presença do fenômeno histerético. Além disso, obtivemos que o grau de repasse cambial para o preço das importações diminuía sob a presença de *hysteresis*, conforme proposto por Dixit.

Palavras-chave: Demanda por importação. *Hysteresis*. *Pass-through* da taxa de câmbio.

Abstract

MENDONÇA, D. Empirical analysis of the hysteresis hypothesis on the Brazilian imports. Dissertação (mestrado) – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto, Universidade de São Paulo, Ribeirão Preto, 2010.

This research proposes to test the hysteresis hypothesis on the Brazilian import demand and the exchange rate pass-through from 1996 to 2008 in a panel from 29 industrial sectors. The hysteresis test is based on the strong hysteresis concept from Preisach model, measured by algorithm from Piscitelli et al (2000). The methodology focus on the traditional panel's method and the cointegration relationship. The results indicate the presence of hysteresis at both equations. Besides, the exchange rate pass-through estimated reduced in the presence of hysteresis as proposed by Dixit (1989).

Key-words: Import demand. *Hysteresis*. Exchange rate pass-through.

Lista de Tabelas

Tabela 1 – Síntese da literatura empírica de pass-through 26
Tabela 2 – íntese da literatura empírica de demanda por importações..... 31
Tabela 3 – Estatística descritiva 49
Tabela 4 – Testes de cointegração para as duas equações..... 53
Tabela 5 – Estimativas da demanda por importações não restrita pela primeira estratégia 56
Tabela 6 – Estimativas do vetor de cointegração para a demanda por importações não restrita 61
Tabela 7 – Estimativa da equação de *pass-through* pela primeira estratégia 65
Tabela 8 – Estimativas do vetor de cointegração para a equação de *pass-through*..... 67

Lista de gráficos

Gráfico 1 – Efeito de uma valorização anormal sobre a estrutura de mercado 21
Gráfico 2 – Non-ideal relay 37
Gráfico 3 – Interpretação Geométrica 38
Gráfico 4 – Ilustração do trapezóide 40
Gráfico 5 – Variáveis de modo desagregado 48
Gráfico 6 – Relações das equações de demanda por importações e do *pass-through* 51
Gráfico 7 – Relações das equações de demanda por importações e do pass-through com as variáveis de hysteresis 52

SUMÀRIO

Introdução **12**
1. Conceito de *hysteresis* e estratégia empírica sobre as equações de demanda por importações e de *pass-through* **14**
1.1. Desenvolvimento da literatura sobre a presença de hysteresis no comércio internacional 15
1.2. Revisão da literatura empírica 23
2. Metodologia e resultados **36**
2.1. Construção da variável de hysteresis 36
2.2. Modelos e estratégia empírica 40
2.3. Fonte de dados 47
2.4. Análise descritiva 48
2.5. Resultados 54
Conclusão **70**
Bibliografia **73**
Anexo **76**

Introdução

A implementação do Plano Real em 1994, aliada ao final do processo de abertura comercial implicou na alteração da função de demanda para as importações brasileiras. O que é possível observar no passado recente é uma resposta lenta e assimétrica das importações às variações cambiais. Ou seja, aparentemente a resposta das importações é proeminente em períodos de valorização cambial, do que em períodos de desvalorização cambial. A partir da desvalorização subseqüente à mudança de regime cambial em 1999, a quantidade importada apresentou resposta inferior em magnitude em relação a apreciação cambial a partir de 2003. A preocupação decorrente de tal assimetria se deve à possibilidade da resposta do volume importado ter um caráter permanente a despeito do caráter transitório da variação cambial, principalmente, em períodos de valorização do câmbio.

Esse movimento de desvalorização do câmbio até 2002 e subseqüente valorização da moeda nacional frente ao dólar no Brasil, encontra um paralelo na história da economia estadunidense nos anos de 1980. No caso dos EUA, a apreciação cambial até 1984 trouxe a deterioração do resultado da balança comercial, enquanto a subseqüente desvalorização da moeda estadunidense levou ao aumento do preço das importações menor do que o esperado, o que se traduziu em uma baixa resposta do volume de importações ao câmbio no primeiro momento (BALDWIN, 1988). Os déficits da balança comercial dos EUA se aprofundavam pelo crescimento mais rápido das importações em relação ao das exportações, apesar da desvalorização do dólar a partir de 1985. Assim, o mecanismo cambial se revelou pouco eficiente dada a lentidão para que a balança comercial apresentasse sinais de melhora. Os EUA sustentavam um elevado volume de importações diante da perda de valor do dólar, com um déficit na balança comercial persistente que deteriorava o desequilíbrio externo estadunidense. A hipótese formulada para explicar tal comportamento baseou-se no fenômeno da *hysteresis*, que corresponderia a uma mudança permanente na demanda por importações americanas em decorrência da variação cambial transitória ocorrida no início da década de 1980.

Essa possível analogia entre as economias dos EUA e do Brasil e a possibilidade do país vir a enfrentar novos desequilíbrios externos motiva o estudo sobre essa resposta lenta das importações aos movimentos do câmbio. A importância do trabalho apresenta-se pela inexistência de estudos que testem a presença do efeito histerético entre taxa de câmbio e

importações no Brasil, objetivo do trabalho. Empiricamente para o caso brasileiro, a presença de *hysteresis* nas exportações testadas nos trabalhos de Kannebley (2006, 2008) e Kannebley e Valeri (2006), tendo sido obtidas evidências a favor dessa hipótese.

A proposição do presente estudo é uma extensão do teste implementado por Baldwin (1988) juntamente com a proposta de inclusão da variável representativa do fenômeno de *hysteresis* de Piscitelli et al (2000). Para isso, as equações de demanda por importações e de *pass-through* serão estimadas introduzindo a variável histerética. A contribuição do estudo baseia-se na inclusão dessa variável do efeito histerético, omitida nos trabalhos nacionais que estimaram funções de demanda por importações. Ademais, a maioria dos estudos no país emprega análises em séries temporais, enquanto que o estudo propõe a utilização de dados em painel para as importações setoriais para o período de 1996 a 2008.

1. Conceito de *hysteresis* e estratégia empírica sobre as equações de demanda por importações e de *pass-through*

A observação da resposta lenta das importações às variações da taxa de câmbio requer uma explicação. A hipótese para explicar tal comportamento baseia-se no fenômeno de *hysteresis*.

A decisão de uma firma de entrar no mercado de exportação apresenta custos de entrada e como não podem ser revendidos integralmente na sua saída, esses custos são considerados irrecuperáveis. Os custos de entrada devem arcar com a coleta de informações sobre padrão de consumo do mercado de destino, a implementação das redes de distribuição, entre outros gastos. Como a escolha da empresa de entrar no mercado de exportação é uma decisão de investimento, essa decisão está cercada de incerteza sobre o ambiente econômico e de irreversibilidade por ser o investimento específico à firma.

Para entrar no mercado de exportação, a firma tomará a decisão de exportar se houver um retorno anormal que compense o valor presente líquido do investimento e o custo de oportunidade de investir imediatamente, devido ao risco de perda do capital inerente a essa decisão. Quando houver uma variação da taxa de câmbio que ofereça um retorno anormal, a firma entra no mercado de exportação. Se a taxa de câmbio retornar ao seu patamar anterior, não necessariamente a firma sairá do mercado. A condição de saída da firma que exporta para o mercado doméstico será a de que seu valor presente não supere os seus custos variáveis e de manutenção do investimento. Nesse sentido, os choques temporários da taxa de câmbio (que compensam os custos irrecuperáveis para entrada da firma) terão efeitos persistentes sobre os fluxos de comércio. Essa seria a conseqüência da presença do fenômeno de *hysteresis*.

Dentre a literatura teórica, o modelo de Baldwin (1988) apresenta que a entrada e/ou saída das firmas do mercado doméstico altera a estrutura de mercado. O modelo supõe que a demanda para cada produtor seja menor e mais elástica quanto maior o número de variedades (e produtores) no mercado. Assim, a entrada e/ou saída das firmas estrangeiras no mercado doméstico altera a elasticidade-preço da demanda. Como variações temporárias da taxa de câmbio induziriam a entrada e/ou saída das firmas estrangeiras do mercado doméstico, a elasticidade-preço da demanda se alteraria em função dos choques cambiais.

O próximo passo de Baldwin (1988) foi observar o grau que as mudanças na taxa de câmbio são refletidas nos preços dos bens importados, ou seja, o *pass-through* da taxa de câmbio para o preço das importações. Pela modelagem do autor, a equação de *pass-through* da taxa de câmbio apresenta que sua constante é uma função inversa da elasticidade-preço da demanda. Assim, o coeficiente da constante será instável, pois a elasticidade-preço da demanda varia em função de mudanças cambiais. De modo similar, o coeficiente referente à taxa de câmbio na equação de demanda por importações será instável (a própria elasticidade-preço da demanda) por se alterar de acordo com choques cambiais.

Esse capítulo está dividido em duas partes. A primeira aborda o desenvolvimento da literatura acerca do fenômeno de *hysteresis*. A segunda parte apresenta a literatura empírica para a estimação do grau de *pass-through* da taxa de câmbio para o preço das importações, e a experiência recente nacional acerca da demanda por importações. A seguir detalha-se o conceito do fenômeno de *hysteresis* e suas conseqüências teóricas.

1.1. Desenvolvimento da literatura sobre a presença de *hysteresis* no comércio internacional

O termo *hysteresis* originou-se da física na área do magnetismo descrevendo o fato que um estímulo temporário levaria a um efeito permanente (Cross, 1993). No ramo econômico, a teoria de comércio internacional começou a se desenvolver sob o tema *hysteresis* quando a apreciação cambial nos EUA até 1984 deteriorou a balança comercial e a subseqüente desvalorização da moeda norte-americana não reverteu a situação externa. O fenômeno de *hysteresis* foi a hipótese formulada para explicar a lentidão para que o mecanismo cambial levasse a melhoras na balança comercial.

As decisões de investimento estão cercadas de algum grau de incerteza e de irreversibilidade. Os modelos de *hysteresis* em comércio internacional consideram a entrada e a saída de firmas do mercado externo como decisões de investimento. As firmas também podem postergar o investimento, adotando a estratégia “esperar e ver”.

A firma incorre em custos de entrada ao atuar em um mercado externo, pois necessitará construir sua reputação mediante propaganda, atender às normas sanitárias daquele país, formar a rede de distribuição do seu produto, entre outros gastos. Entretanto,

esses gastos são irrecuperáveis (*sunk costs*) por serem específicos à firma, impossibilitando sua revenda integral caso a firma decida sair do mercado externo (GÖCKE, 2002).

A presença dos *sunk costs* e de incerteza implica que a decisão de exportar da firma somente ocorrerá na obtenção de retornos anormais. O retorno anormal deve compensar o valor presente líquido do investimento e "premiar" o custo de oportunidade de (des) investir imediatamente, devido ao risco de perda do capital inerente a essa decisão. No caso do retorno normal, a firma adota a estratégia de "esperar e ver" para decidir futuramente a entrada ou saída do mercado.

A obtenção de retornos anormais seria permitida pelos choques temporários da taxa de câmbio, compensando o valor do investimento e a incerteza relacionada ao ambiente econômico. Quando há flutuações anormais da taxa de câmbio, há a entrada (ou saída) de empresas no mercado externo que altera permanentemente sua estrutura por conta de um efeito cambial temporário, e modifica os resultados das firmas nacionais e estrangeiras.

Quando a taxa de câmbio não ultrapassa certos limites, a estrutura de mercado é mantida. A zona de inação é o intervalo que limita a variação do câmbio para obtenção de retornos normais pelas firmas. Nesse sentido, choques que levassem a taxa de câmbio além desse intervalo induziriam a entrada e/ou saída das firmas do mercado. Assim, os *sunk costs* e a incerteza explicam a defasagem da resposta dos fluxos de comércio em relação à taxa de câmbio, pois choques de grande magnitude no câmbio teriam desencadeamentos distintos dos choques menores (BALDWIN; KRUGMAN, 1989). Desse modo, as importações não se alteram enquanto o câmbio permanece na zona de inação, passando a responder ao choque quando a taxa de câmbio extrapolar tais limites.

Por exemplo, a ocorrência de um choque temporário na taxa de câmbio induziria a efeitos persistentes nas importações, característica denominada de remanescência. Após um determinado choque na taxa cambial, sua reversão não implicaria o retorno das importações ao equilíbrio inicial de modo que necessitaria de um *overshooting* da taxa cambial para que as importações voltassem ao seu volume inicial.

Baldwin (1988, 1989, 1990), Baldwin e Krugman (1989) e Dixit (1989, 1992) iniciam o desenvolvimento da teoria de comércio internacional acerca do fenômeno histerético. Um pressuposto básico dos trabalhos é considerar a existência de custos de entrada, considerados custos irrecuperáveis.

Baldwin e Krugman (1989) apresentam um modelo com a taxa de câmbio seguindo um processo estocástico e mostram que a presença de *hysteresis* nas importações leva o fenômeno histerético para a taxa de câmbio de equilíbrio. Para um modelo de dois países, os autores consideram uma indústria com apenas uma firma estrangeira capaz de fornecer para o mercado doméstico. A estratégia de decisão ótima da firma se entra, permanece ou sai do mercado externo depende da taxa de câmbio em vigor. Os valores críticos da taxa de câmbio apresentam uma ordenação de modo que a taxa de câmbio que induz a entrada seja inferior àquela que induz à saída. No intervalo entre os valores críticos, há a zona de inação e sem movimentação de entrada ou saída de firmas do mercado externo.

Quando a taxa de câmbio ultrapassa os limites da zona de inação, a firma decide entrar ou sair do mercado doméstico o que desloca a oferta da indústria e altera a relação entre a taxa de câmbio e as importações do país, configurando o fenômeno histerético. A relação anterior entre taxa de câmbio e as importações somente será restabelecida na presença de um choque que extrapole a zona de inação no sentido contrário.

Uma questão adicional de Baldwin e Krugman (1989) é estender a análise para muitas indústrias. Os autores discutem a relação entre as taxas de câmbio limiares com o grau de vantagem comparativa da indústria e o custo irrecuperável. Os setores nacionais com vantagem comparativa apresentam custos inferiores aos demais competidores internacionais e por isso obtém níveis menores para os valores limites da zona de inação. No caso dos setores nacionais sem vantagem comparativa, seus custos são superiores aos dos concorrentes externos, e apresentam valores limiares da taxa de câmbio maiores. Nas indústrias sem vantagem comparativa, a contração da margem de lucro será percebida antes quando a taxa de câmbio se aprecia.

Dixit (1989) introduz o conceito de opções financeiras para a modelagem em comércio internacional. O autor considera três condições: presença de custos irrecuperáveis, a presença de incerteza no ambiente econômico, e o não desaparecimento de uma oportunidade de investimento se não tomada imediatamente. Há duas decisões inerentes: se e quando investir. Como as informações são obtidas gradualmente, esperar pode apresentar um valor positivo se essas três condições estão presentes (Dixit, 1992). A firma esperaria para investir de modo a ter maior certeza que o estado favorável não é transitório. Se as condições atuais forem favoráveis o suficiente, a ação de investir deverá ser tomada, sem mais esperar. Assim como

abandonar o mercado somente será decidido quando um nível crítico de prejuízo for atingido, pois o prejuízo pode ser momentâneo.

Assim, Dixit (1989) mostrou que o tamanho da zona de inação da taxa de câmbio que leva a entrada ou saída é uma função crescente da incerteza em torno da taxa de câmbio corrente. Quando a firma encontra-se no estado de decisão de participar do mercado externo, ela pode entrar no mercado no presente ou esperar e observar a realização da taxa de câmbio no próximo período para considerar a entrada novamente. Aplicando a teoria de opções de economia financeira, Dixit (1989) mostra que o valor da opção aumenta com o grau de incerteza sobre a taxa de câmbio. Quando o nível de incerteza é alto, a firma decidirá esperar para tomar a decisão em um momento mais favorável da taxa de câmbio. Assim, há a expansão dos limites de taxa de câmbio que passam a permitir a entrada ou saída da firma.

Quando a taxa de câmbio flutua dentro da zona de inação, a estrutura de mercado se mantém. Dentro dos limites da zona de inação, as mudanças cambiais não seriam transmitidas para o preço das importações levando a um grau de *pass-through* menor com a presença de *hysteresis*.

Baldwin (1988) desenvolve um modelo de concorrência imperfeita com produtos diferenciados para demonstrar a possibilidade de *hysteresis* nos preços e na quantidade importadas. A razão da escolha do modelo de Baldwin (1988) como base no presente trabalho foi por relacionar as equações de *pass-through* e de demanda por importações com a presença de *hysteresis* nas importações. O modelo será desenvolvido na seção seguinte.

Entretanto, esses modelos não obtiveram sucesso em apresentar evidências condizentes com os modelos de *hysteresis* no comércio internacional. Na área macroeconômica, esses modelos fundamentavam os testes empíricos para a presença de *hysteresis* de forma agregada. Segundo Parsley e Wei (1993), a examinação empírica para a possibilidade de *hysteresis* não foi desenvolvida no mesmo ritmo dos desenvolvimentos teóricos.

A tentativa de encontrar evidências da presença de *hysteresis* levou ao desenvolvimento dos testes na área microeconômica. Segundo os modelos de *hysteresis* em comércio internacional, o pagamento de custos irrecuperáveis leva à persistência dos movimentos de entrada e saída do mercado externo. Assim, Roberts e Tybout (1997) buscam evidências de custos irrecuperáveis no nível da firma para verificar a presença do fenômeno histerético.

A partir de um modelo de *hysteresis*, Roberts e Tybout (1997) verificam que o movimento de entrada e saída das firmas seria função apenas dos lucros correntes da atividade exportadora na ausência de custos irrecuperáveis. A presença desses custos deve explicar o *status* e o histórico exportador da firma por estar contabilizado na formação de expectativas para a entrada e a saída futura do mercado externo.

A estratégia empírica de Roberts e Tybout (1997) é estimar o *status* corrente do exportador como função da experiência prévia no mercado externo, de características observáveis que afetem seus lucros futuros de exportar e de choques não-observados serialmente correlacionados. Se a decisão de exportar não incorre em custos irrecuperáveis, então essa decisão é independente do histórico passado de exportação da firma. Durante o período de 1981 a 1989, Roberts e Tybout (1997) rejeitaram a hipótese nula de ausência dos custos irrecuperáveis para 650 firmas colombianas. Assim, o modelo de *hysteresis* é relevante empiricamente. Entretanto, esses modelos microeconômicos de *hysteresis* não serão abordados com maior profundidade dado que são voltados para o caso das exportações. Assim, o item a seguir discorre com maiores detalhes sobre o modelo de Baldwin (1988), no qual o presente trabalho se baseia.

1.1.1. Modelo de Baldwin (1988)

No modelo de Baldwin (1988), a defasagem da resposta das importações à taxa de câmbio ocorreria pelo fenômeno da *hysteresis* tanto nos preços como nas quantidades pela existência de custos de entrada irreversíveis (em um ambiente de incerteza), F, e de manutenção do investimento, G, sendo admitido que F>G. Assim, uma firma entrante em potencial decide ingressar no mercado se o valor presente dos lucros (S_τ) for superior aos custos de entrada, isto é, $S_\tau > F$. A decisão de uma firma estrangeira (referenciada pelo asterisco) de entrar no mercado externo ocorrerá se $S_\tau^* > F$ (condição de entrada). Já uma firma instalada no mercado decide deixá-lo se o valor presente de suas receitas não superar o valor presente dos custos variáveis e de manutenção do investimento, ou seja, $S_\tau < 0$, $S_\tau^* < 0$ (condição de saída) [1].

[1] Os lucros operacionais seriam os lucros totais descontados os custos irrecuperáveis, semelhante a Baldwin (1990).

O autor supõe um modelo no qual cada firma se depara com uma demanda que depende do número total de marcas na indústria, sendo menor e mais elástica quanto maior o número de marcas na indústria[2]. Assim, a função inversa de demanda para cada firma é idêntica, porém diferente para cada variedade. As firmas doméstica e estrangeira típicas escolhem o nível de vendas (x_t e y_t, respectivamente) para maximizarem $\sum_{t=0}^{\infty} R^t (P[m_t, x_t]x_t - c_t^* e_t x_t - G) - F$ e $\sum_{t=0}^{\infty} R^t (P[m_t, y_t]y_t - c_t^* e_t y_t - G) - F$, respectivamente, no qual R é a taxa de desconto, m_t o número de variedades no mercado doméstico, c_t o custo de produção no exterior e e_t a taxa de câmbio[3]. Conseqüentemente, as funções de lucro operacional são estabelecidas para as firmas domésticas em termos do número de variedades no mercado doméstico, $LO(m_t)$, e para as firmas estrangeiras em termos do número de variedades e da taxa de câmbio $LO^*(m_t,e_t)$. O valor presente dos lucros operacionais (LO) das firmas estrangeiras e domésticas, respectivamente, é estabelecido por $S_\tau = \sum_{i=0}^{\infty} R^i (LO_{\tau+i}[m_{\tau+i}]$ e $S_\tau^* = \sum_{i=0}^{\infty} R^i (LO_{\tau+i}^*[m_{\tau+i}, e_{\tau+i}]$.

Considerando uma taxa de câmbio constante, o equilíbrio inicial é definido assumindo que $S_\tau = S_\tau^* = S^0$ é função decrescente de m, que é igual a m^0 em equilíbrio. O valor m^0 estaria entre dois valores limiares, $m_i < m^0 < m_s$. Se $m < m_i$, há a entrada de firmas no mercado pela obtenção de lucros superiores. Inversamente, se $m > m_s$, a saída de firmas do mercado é induzida pelos prejuízos antecipados. Assim, qualquer m entre m_i e m_s constitui um equilíbrio.

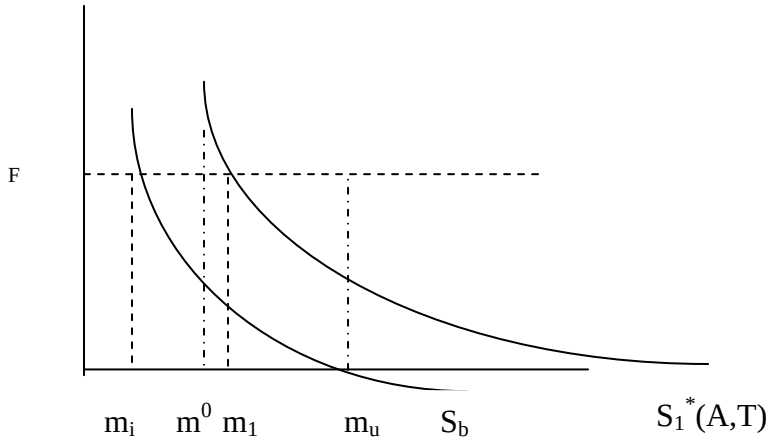
Para verificar a relação entre as variações da taxa de câmbio e a estrutura de mercado é importante definir o comportamento da função S_τ^* durante os períodos de valorização, $S_\tau^*(A,T)$ e desvalorização, $S_\tau^*(D,T)$, ambas monotonicamente decrescentes em A e D, no qual T é o tempo. Considerando A' e D' os valores limiares da taxa de câmbio, no qual

[2] Quando o número de marcas aumenta, a demanda desloca-se para baixo, refletindo o fato de que os consumidores substituem parcialmente altos níveis de consumo de cada marca por uma maior diversidade de marcas – lembrar que cada produtor vende apenas uma marca.

[3] Dixit (1989) critica suposição de Baldwin (1988) das firmas anteciparem perfeitamente a trajetória da taxa de câmbio por ser irrealista. Segundo Baldwin (1988), essa suposição não é crucial para obter a presença do fenômeno histerético.

$S_1^*(A',T) = F$ e $S_1^*(D',T) = 0$ para $m_1=m^0$.[4]. Para qualquer pequeno choque cambial (choque normal), em que A<e<D, não há entrada ou saída de firmas por não satisfazer as condições de entrada ou de saída.

Caso os valores limiares da taxa de câmbio sejam ultrapassados, há deslocamentos das curvas S. Um choque de valorização cambial grande (anormal) faz com que $S_\tau^* > F$ e leva a entrada de firmas estrangeiras no mercado doméstico, aumentando m_t. Tal situação é apresentada no gráfico 1. A interrupção na entrada de firmas estrangeiras ocorre quando $S_\tau^* = F$, com novo valor de equilíbrio para m, m_1. A estrutura de mercado inicial m^0 será recuperada se houver um choque cambial anormal de desvalorização. Assim, há uma alteração da estrutura de mercado em decorrência de uma variação cambial temporária.



Fonte: Baldwin (1988)

Gráfico 1 - Efeito de uma valorização anormal sobre a estrutura de mercado

Para a transmissão da baixa resposta das importações ao câmbio, Baldwin (1988) foca no fenômeno da *hysteresis* sobre o preço das importações (P_t). A partir das condições de maximização de lucros, o autor obtém que os preços seriam formulados de acordo com a seguinte expressão de *pass-through*:

$$P_t = \frac{1}{1 - 1/\varepsilon[m_t, y_t]} c_t^* e_t \qquad (1),$$

no qual ε a elasticidade-preço da demanda.

Como pequenos choques cambiais não seriam capazes de alterar permanentemente m_t, haveria deslocamentos transitórios dos preços causados pelas variações temporárias dos

[4] Não será comentado a respeito de S_τ, pois choques cambiais não afetam as firmas domésticas.

custos, segundo (1). A ocorrência de choques cambiais anormais deslocaria m_t de forma permanente. Em razão da mudança na elasticidade-preço da demanda, os preços também se alterariam permanentemente, além de acompanhar a variação do custo. Assim, desvalorizações anormais que levassem à saída de firmas do mercado doméstico fariam com que a elasticidade ε diminuísse, causando um aumento permanente nos preços. Inversamente, uma valorização anormal aumentaria ε e diminuiria P_t de forma permanente. Segundo Baldwin (1988), esses deslocamentos permanentes nos preços seriam captados por quebras estruturais na constante da equação (2).

$$\log P_t = \beta_0 + \beta_1 \log(c_t^* e_t) + \eta_t \qquad (2),$$

no qual $\beta_0 = \log\left(\frac{1}{1 - 1/\varepsilon[m_t, y_t]}\right)$ e η_t é o erro idiossincrásico.

As equações (1) e (2) focam no aspecto do preço das importações, mas o *quantum* também deve ser analisado nesse contexto. Assim, a relação entre a equação (2) e a demanda por importações é dada pela elasticidade-preço da demanda. Baldwin (1988) estimou a demanda por importações (Q_t^D) pela forma funcional:

$$Q_t^D = b_0 + b_1 P_t + b_2 Y_t + \lambda_t \qquad (3),$$

no qual Y_t é o produto nacional bruto, o parâmetro b_1 a elasticidade-preço da demanda (ε_t) e λ_t é o erro idiossincrásico. Como a ocorrência de choques cambiais anormais leva a variações da elasticidade-preço da demanda pela entrada ou saída de firmas no mercado doméstico, o parâmetro b_1 deve ser instável nesse contexto. Dessa maneira, Baldwin (1988) caracteriza o fenômeno da *hysteresis* no preço e na quantidade das importações.

A aplicação do modelo de Baldwin (1988) em um ambiente de sobre-valorização cambial para os EUA nos anos de 1980 apontou três implicações derivadas das equações (2) e (3) acima:

i) ocorrência de quebra estrutural, pois o modelo permite a existência de equilíbrios múltiplos, e o choque da taxa de câmbio real levaria a transição entre os equilíbrios;

ii) essa quebra estrutural deve se traduzir na instabilidade do termo constante da equação de *pass-through*, em razão desse termo estar inversamente relacionado com a elasticidade-preço da demanda;

iii) em contrapartida, deveria ser observado uma variação na elasticidade-preço da demanda da equação da demanda das importações, acarretando instabilidade para o parâmetro referente ao preço das importações.

Essas três implicações serão referência para o teste da presença de *hysteresis* nas importações. A seguir discorre-se sobre a literatura empírica.

1.2. Revisão da literatura empírica

A literatura empírica apresentada no trabalho é dividida em duas partes. Essas duas partes sintetizam a literatura sobre as duas equações a serem estimadas no presente estudo, baseando-se em Baldwin (1988). A primeira seção da literatura empírica refere-se à equação de *pass-through*. O propósito dessa equação é mensurar a transmissão da taxa de câmbio para o preço das importações, no qual desconhecemos trabalhos nacionais na área.

A segunda parte aborda a literatura sobre a estimação da demanda por importações. O foco é dado aos estudos nacionais sobre a estimação da demanda por importações. Diversos trabalhos sobre essa equação foram desenvolvidos no Brasil principalmente após 1994. Esse período desencadeou estudos com esse foco devido ao final do processo de abertura comercial aliado a implementação do Plano Real, que alteraram a demanda por importações estimada anteriormente. O item a seguir discorre sobre a literatura empírica acerca da equação de repasse cambial.

1.2.2 Literatura empírica acerca da equação de *pass-through*

O estudo da relação entre taxa de câmbio e preço dos bens importados tornou-se abundante a partir da década de 1970. Sob o regime de taxas de câmbio flutuantes, havia uma considerável variância no valor das moedas e o saldo da balança comercial dos países continuava a não se ajustar às variações cambiais. A busca por explicações para esse comportamento da balança comercial levou a examinar a relação entre a taxa de câmbio e os preços dos bens internacionalmente comercializados (MENON, 1995). Ademais, o interesse para responder se a desvalorização da moeda nacional melhoraria o saldo comercial motivou os estudos na área.

A equação de *pass-through* indica o grau que as mudanças na taxa de câmbio são refletidas nos preços dos bens importados no país de destino. Se a variação da taxa de câmbio não é inteiramente repassada para o preço das importações na moeda doméstica (*pass-through* incompleto), então a quantidade importada será ajustada de forma lenta. Assim, um coeficiente baixo de *pass-through* possibilita uma menor sensibilidade dos preços e do *quantum* importados em relação ao câmbio (MENON, 1995). Caso o grau de *pass-through* seja nulo, então as variações cambiais não são repassadas para os preços. Se o grau de *pass-through* for igual a um, as variações cambiais são plenamente repassadas para os preços das importações e obtemos que o *pass-through* é completo.

O grau de *pass-through* também esclarece se o preço de importação é estabelecido em moeda local ou na do produtor. Com os preços das importações fixados em moeda local (hipótese de *local currency price*), o *pass-through* de curto prazo da taxa de câmbio para esses preços é nulo e toda variação cambial é absorvida pelo *mark-up* do exportador. De forma contrária, se os preço de importação são rígidos na moeda do produtor, toda variação cambial é repassada para o preço das importações (*pass-through* completo) e o *mark-up* do exportador não se altera (hipótese de *producer currency price*).

Segundo Goldberg e Knetter (1997), a regressão de *pass-through* típica contempla:

$$p_t = \alpha + \delta X_t + \gamma E_t + \psi Z_t + \eta_t \qquad (4),$$

em que p refere-se aos preços de importação em moeda local, X o custo do exportador, Z as mudanças de demanda como renda e preços dos concorrentes, e E a taxa de câmbio.

A tabela 1 apresenta uma os resultados da literatura de forma sintética. Campa e Goldberg (2004) estimaram as elasticidades do *pass-through* da taxa de câmbio de curto prazo pelo coeficiente a_0^j, enquanto o longo prazo era obtido por $\sum_{i=0}^{-4} a_i^j$. O resultado foi a maioria das elasticidades de *pass-through* significativa no curto e no longo prazo para as importações agregadas[5]. Os coeficientes de *pass-through* eram estatisticamente diferentes de um (*pass-through* incompleto) para a maioria dos casos no curto prazo, mas a evidência corroborava com a presença de *pass-through* completo no longo prazo para as importações agregadas e desagregadas. No caso das importações agregadas os coeficientes de *pass-through* de longo

[5] Ao estimar desagregadamente por categorias de produto, algumas dessas categorias apresentavam a maioria das elasticidades de *pass-through* como não significativas.

prazo apresentaram-se estáveis, enquanto não pode se afirmar o mesmo para os de curto prazo.

Campa, Goldberg e González-Mínguez (2005) obtiveram coeficientes de *pass-through* incompletos no curto prazo. No longo prazo, esses coeficientes são maiores do que no curto prazo, mas incompletos, exceto para economias com inflações elevadas e para *commodities*. Outro resultado emblemático foi que as elasticidades de *pass-through* entre diferentes categorias dentro de um país ou para diferentes países em um mesmo setor não eram distintas no longo prazo.

Com o intuito de averiguar assimetria no coeficiente de *pass-through* da taxa de câmbio, Pollard e Coughlin (2004) obtiveram grau de *pass-through* zero para três categorias e completo para cinco categorias, dentre a totalidade de 20 setores[6]. Na sua grande maioria, os coeficientes de *pass-through* para as diferentes categorias foram incompletos tanto no curto como no longo prazo.

No sentido de verificar a assimetria do comportamento da transmissão da taxa de câmbio para o preço das importações, os autores substituíram $\beta_1 \Delta e$ por $\beta_{1A}(A\Delta e) + \beta_{1D}(D\Delta e)$ no qual A e D seriam, respectivamente, variáveis *dummy* referentes aos períodos de valorização e de desvalorização da taxa de câmbio. Para certas categorias, a direção da variação da taxa de câmbio era relevante para o coeficiente de *pass-through*, embora outras apenas apresentassem esses parâmetros estatisticamente significativos exclusivamente para os períodos de desvalorização ou de valorização do câmbio.

Olivei (2002) aponta para a rejeição da hipótese de *pass-through* completo no longo prazo com exceção de 3 categorias dentre as 34 totais para os EUA. Em relação a estabilidade do coeficiente de *pass-through*, ao dividir a amostra em dois subperíodos 1981 a 1989 e 1990 a 1999, Olivei (2002) obteve que houve um declínio no coeficiente no segundo período, tendência observada por outros autores. Entretanto, Sahminan (2005) apresentou evidências de estabilidade do grau de *pass-through* para Tailândia, Indonésia e Cingapura. Outro ponto de discordância foi obter o grau de repasse cambial para o preço das importações completo para a Indonésia, Filipinas e Tailândia e incompleto para Cingapura no longo prazo.

---

[6] Igualmente a Campa e Goldberg (2004) e Campa, Goldberg e González-Mínguez (2005), os autores utilizaram o somatório dos coeficientes relativos às quatro defasagens de Δe como longo prazo e β_1 como curto prazo.

Tabela 1- Síntese da literatura empírica de pass-through					
Autor	Forma funcional	Resultado	Período	Metodologia	País
Olivei (2002)	$\Delta\left(\frac{P\text{int}}{Pd*}\right)_t = \alpha_t + \beta_1\Delta\left(\frac{epp}{Pd*}\right)_t + \beta_2\Delta\left(\frac{Pd}{Pd*}\right)_t + \beta_3\Delta\left(\frac{Y}{Pd*}\right)_t + \varphi\Delta\left(\frac{P\text{int}}{Pd*}\right)_{t-1} + \eta_t$	*Pass-through* incompleto para a maioria dos setores	(T) 1981-99	TS (MQO)	EUA
Pollard e Coughlin (2004)	$\Delta P\text{int}_{it} = \beta_1\Delta En_{it} + \beta_2\Delta Pd_{it} + \beta_3\Delta CMg_{it} + \beta_4\Delta Y_{it} + \eta_t$	*Pass-through* incompleto no longo prazo	(T) 1978-2000 20 categorias	TS (MQO)	EUA
Campa e Goldberg (2004)	$\Delta P\text{int}_t = \alpha + \sum_{k=0}^{4} a_k\Delta En_{t-k} + \sum_{k=0}^{4} b_k\Delta CMg_{t-k} + \beta\Delta Y_t + \eta_t$	*Pass-through* completo no longo prazo	(T) 1975-2003	TS (MQO)	Países da OCDE
Campa, Goldberg e González-Mínguez (2005)	$\Delta P\text{int}_t = \alpha + \sum_{k=0}^{4} a_k\Delta En_{t-k} + \sum_{k=0}^{4} b_k\Delta fp_{t-k} + \eta_t$	*Pass-through* incompleto no longo prazo	(M) 1989-2004	TS (MQO)	Países da Zona do Euro
Sahminan (2005)	$P\text{int}_t = \beta_0 + \beta_1 En_t + \beta_2 Pd_t + \beta_3 CMg_t + \eta_t$	*Pass-through* completo no longo prazo para três dos quatro países da amostra	(M ou T) 1974-2000	TS (VEC)	Indonésia, Filipinas, Tailândia e Cingapura
Barhoumi (2005)	$P\text{int}_{it} = \beta_0 + \beta_1 En_{it} + \beta_2 Pd_{it} + \beta_3 CMg_{it} + \beta_4 Y*_{it} + \eta_{it}$	*Pass-through* incompleto no longo prazo	(A) 1980-2003	Painel (FMOLS e DOLS)	24 países
Testes de *hysteresis*					
Baldwin (1988)	$P\text{int}_t = \sum D_i + \sum_{k=0}^{5} \beta_k C*_{t-k} + \eta_t$	Presença de *hysteresis*	(T) 1975-87	TS (MQO)	EUA
Anderton (1999)	$\Delta P\text{int}_{it} = \beta_0 + \beta_1 CMg_{t-1} + \beta_2 Pd_{t-1} + \beta_3 P\text{int}_{t-1} + \sum_k D_k + \eta_t$	*Pass-through* diferente entre os setores Presença de *hysteresis* em geral	(T) 1974-92	TS (MQO) 5 setores	R.U.

Obs: Olivei (2002) refere-se a Pd* e a Pd como preço doméstico ao atacado e ao varejo.
Campa, Goldberg e González-Mínguez (2005) utilizam fp para o preço doméstico do país da firma exportadora.
Barhoumi (2005) adiciona Y*, a renda do país exportador.
As variáveis Pint, CMg, En, Pd e Y referem-se, respectivamente, aos preços de importação, ao custo no exterior, à taxa de câmbio nominal, ao preço doméstico e a produção do país importador.

Diferentemente, Barhoumi (2005) utilizou a metodologia de painel para mensurar o grau de *pass-through* para 24 países em desenvolvimento[7]. O autor obteve que esses países apresentam um grau de repasse cambial maior no longo prazo, mas incompleto e heterogêneo entre os países.

Os poucos trabalhos que propuseram testar a presença de *hysteresis* na equação de *pass-through* são Baldwin (1988) e Anderton (1999). Baldwin (1988) procurou estimar os pontos de quebra para os EUA. Esperava-se que a entrada de firmas estrangeiras gerasse instabilidade no termo constante da equação, pois a relação entre custo marginal e o preço das firmas estadunidenses se alteraria por causa da mudança na elasticidade-preço da demanda. Essa alteração da estrutura era mensurada por variáveis *dummy* de intercepto. Os resultados corroboraram a hipótese de existência de *hysteresis* nos preços.

Da mesma maneira, Anderton (1999) testou a presença de *hysteresis* para o Reino Unido. Como o intercepto seria uma função da margem de lucro, o autor introduziu *dummies* de intercepto para capturar as mudanças na margem de lucro. O autor obteve significância e o sinal esperado (negativo) dessas variáveis *dummy* para cinco setores (dentre os seis da amostra), evidenciando a presença de *hysteresis* no preço das importações.

A revisão da literatura sobre a equação de *pass-through* pode orientar a discussão da presente pesquisa ao resumir os resultados encontrados. Primeiro, as equações utilizadas nos trabalhos não diferem substancialmente. Segundo, o grau de pass-through tende a ser incompleto no longo prazo, à exceção do trabalho de Campa e Goldberg (2004). Terceiro, os coeficientes de *pass-through* no longo prazo tendem a ser maiores que no curto prazo. Para o propósito do estudo, Pollard e Coughlin (2004) obtiveram que somente havia transmissão da taxa de câmbio para o preço das importações quando a variação cambial era considerável. Esse resultado poderia indicar uma certa lentidão da resposta dos preços das importações ao câmbio. Quarto, a presença de *hysteresis* no preço das importações foi evidenciada pelos estudos escassos na área. O item a seguir discorre sobre a equação de demanda por importações.

1.2.3 Literatura empírica sobre a equação de demanda por importações

[7] O autor comenta o pouco número de trabalhos sobre a equação de *pass-through* para países em desenvolvimento, mas essa dificuldade esbarra na falta de dados, segundo o autor.

Internacionalmente, a literatura sobre a demanda por importações é vasta, com o objetivo de auxiliar a política cambial e de comércio exterior do país. A forma funcional é a representação log-linear abaixo:

$$M^d = \beta_0 + \beta_1 produc + \beta_2 epp + \varepsilon_i \qquad (5),$$

no qual M^d é o volume de importações, *produc* uma *proxy* da renda doméstica e *epp* uma medida de preços relativos. A partir dessa forma funcional, há algumas modificações na forma funcional de acordo com o propósito do trabalho. Essas variações na forma funcional podem ser vista pela síntese da literatura mais recente sobre a demanda por importações no âmbito internacional e nacional na tabela 2.

Cronologicamente, os primeiros trabalhos selecionados na literatura internacional referem-se à Coréia do Sul. Balassa (1991) obteve as elasticidades da demanda por importações, destacando o efeito da renda maior que um. Mah (1993) analisou a evidência de aumento nas elasticidades-renda e preço, fruto da liberalização comercial dos anos de 1980[8]. No mesmo sentido, Thomakos e Ulubasoglu (2002) obtiveram que a liberalização comercial na década de 1980 alterou as elasticidades estimadas do comércio internacional para a Turquia, mas com magnitudes menores do que as da Coréia do Sul.

Adam, Katsimi e Moutos (2008) alteram a forma funcional da demanda por importações para verificar se a desigualdade de renda (INEQ) afeta o volume importado, com 36 países na amostra abrangendo desenvolvidos e em desenvolvimento. O resultado foi que quanto maior a desigualdade de renda, maior a demanda por importações. A elasticidade-renda das importações foi acima da unidade, enquanto houve uma baixa elasticidade-preço.

Os trabalhos selecionados que testaram a presença de *hysteresis* na demanda por importações foram Baldwin (1988), Baldwin e Krugman (1987), Parsley e Wei (1993), Anderton (1999) e Penkova (2005). Baldwin (1988) verificou se a presença de *hysteresis* na relação entre a quantidade de importações e taxa de câmbio com dados trimestrais entre 1967 e 1987. Ao estimar a equação de demanda de importações dos EUA, a demanda após o ponto de quebra era mais elástica, o que implicava na entrada de firmas estrangeiras no mercado estadunidense. O autor verificou mudanças de comportamento antes e depois das quebras, mas apenas em um dos testes houve a

[8] Giorgianni e Milesi-Ferreti (1997) obtiveram elasticidades-renda e preço próximas de Balassa (1991), mas desconsideraram o efeito da liberalização comercial. Isso nos leva a considerar as elasticidades de Mah (1993) como referência para a Coréia do Sul.

mudança do parâmetro. Essa é uma evidência da ausência do fenômeno da *hysteresis* para o volume importado, não corroborando a terceira implicação.

Baldwin e Krugman (1987) apresentavam como objetivo testar se a persistência dos déficits comerciais dos EUA dos anos de 1980 era conseqüência da hipótese de *hysteresis* nos fluxos de comércio. Com dados trimestrais de 1977 a 1986, variáveis *dummy* verificavam se as quantidades importadas eram deslocadas, ocorrendo quebras estruturais derivado da *hysteresis*. Entretanto, as evidências rejeitaram a hipótese da *hysteresis* pela insignificância das variáveis *dummy*.

Parsley e Wei (1993) propunha testar se o efeito da depreciação da taxa de câmbio após sucessivas depreciações seria distinto ao da depreciação após uma seqüência de desvalorização, mensurado pelo medidor de fase. Ou seja, o movimento cambial no último período seguido da variação acumulada no mesmo sentido deveria implicar na ultrapassagem dos valores limiares da zona de inação, alterando a estrutura vigente.

Os dados utilizados por Parsley e Wei (1993) para esse primeiro teste são as importações estadunidenses de produtos químicos homogêneos do Canadá. A introdução do medidor de fase (Ψ) é uma *proxy* do efeito da *hysteresis*. O medidor de fase representa o efeito assimétrico da taxa de câmbio sobre as importações, no qual

$$\Psi_t = D_t \Delta E_t V_t \qquad (6),$$

em que D_t indica se a variação da taxa de câmbio foi no mesmo sentido da variação acumulada, ou seja, $D_t = \begin{cases} 1 \text{ se } \Delta E_t \text{ e } V_t > 0 \\ -1 \text{ se } \Delta E_t \text{ e } V_t < 0 \\ 0 \text{ caso contrário} \end{cases}$, ΔEt é a variação da taxa de câmbio real no presente e $V_t = \sum_{i=0}^{\tau} \Delta E_{t-i}$ representa a direção acumulada da taxa de câmbio. Assim, o coeficiente do medidor de fase deve captar esse efeito assimétrico da taxa de câmbio sobre as importações e seu sinal esperado é negativo. A evidência indicou a insignificância do coeficiente do medidor de fase. A escassa evidência da presença de *hysteresis* foi interpretada como conseqüência de contratos de longo prazo de importações, que enfraquecem a resposta das importações ao câmbio.

Tabela 2- Síntese da literatura empírica de demanda por importações					
Autor	Forma funcional	Resultado	Período	Metodologia	País
Balassa (1991)	$M^d{}_t = \beta_0 + \beta_1 En_t + \beta_2 \text{Pint}_t + \beta_3 Pd_t + \beta_4 Y_t + \varepsilon_t$	$\varepsilon_R > 1$	(A) 1973-88	TS (MQO)	Coréia do Sul
Mah (1993)	$M^d{}_t = \alpha + \sum_{j=0}^{m} \beta_j Y_{t-j} + \sum_{i=0}^{m} \beta_i \left(\frac{\text{Pint}}{Pd}\right)_{t-i} + \varepsilon_t$	$\varepsilon_R = 1{,}25$ $\varepsilon_P = -3{,}05$ Quebra estrutural	(T) 1971-88	TS (MQO)	Coréia do Sul
Giorgianni e Milesi-Ferreti (1997)	$M^d{}_t = \beta_0 + \beta_1 Y_t + \beta_2 \text{epp}_t + \varepsilon_t$	$\varepsilon_R = 1{,}4$ $\varepsilon_P = -0{,}69$	(T) 1973-95	TS (DOLS)	Coréia do Sul
Thomakos e Ulubasoglu (2002)	$M^d{}_{it} = c_i + \alpha_i + \beta_{1i} \text{Pint}_{\text{it}} + \beta_{2i} Pd_{it} + \beta_3 \text{E}_{it} + \varepsilon_{it}$	$\varepsilon_R < 1$ $\varepsilon_P \cong 1$	(A) 1970-95	Painel (MQ2E)	Turquia
Adam, Katsimi e Moutos (2008)	$M^d{}_t = \beta_0 + \beta_1 epp_{it} + \beta_2 \text{Y}_{it} + \beta_3 INEQ_{it} + \beta_4 (LY * INEQ)_{it} + \varepsilon_{it}$	$\varepsilon_R = 1{,}35$ $\varepsilon_P = -0{,}09$	(A) 1980-97	Painel (GMM)	36 países
Testes de *hysteresis*					
Baldwin e Krugman (1987)	$M^d{}_t = \beta_0 + \beta_1 Y_t + \beta_2 epp_t + \varepsilon_t$	*Dummy* insignificante	(T) 1977-86	TS (MQO)	EUA
Baldwin (1988)	$\Delta M^d{}_t = \beta_0 + \beta_1 Y_t + \sum_{i=0}^{m} \beta_{i+2} \left(\frac{\text{Pint}}{Pd}\right)_{t-i} + \varepsilon_t$	*Dummy* significativa	(T) 1967-87	TS (MQO)	EUA
Parsley e Wei (1993)	$\Delta M^d{}_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta Y_t + \beta_2 \Delta \text{epp}_t + \beta_3 \psi_t + \varepsilon_t$	Insignificância do medidor de fase	(M) 1980-88	TS (MQO)	EUA
Anderton (1999)	$M^d{}_t = \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{P\,\text{int}}{Pd}\right)_{t-1} + \beta_2 Y_{t-1} + \beta_3 M^d{}_{t-1} + \sum \beta_{i+3} D_t \left(\frac{P\,\text{int}}{Pd}\right)_{t-1} + \varepsilon_t$	ε_R de 0,43 a 3 ε_P de -0,42 a -1,9	(T) 1972-92 6 setores	TS (MQO)	R.U.
Penkova (2005)	$\Delta M^d{}_{it} = \beta_0 M^d{}_{it-1} + \beta_1 \Delta \left(\frac{P\,\text{int}}{Pd}\right)_{it} + \beta_2 \left(\frac{P\,\text{int}}{Pd}\right)_{it-1} + \beta_3 \Delta Y_{it} + \beta_4 D_t + \varepsilon_t$	40% de D_t significativo	(A) 1975-94	Painel (SUR)	R.U.
Literatura nacional					
Portugal (1992)	$M^d{}_t = \beta_0 + \beta_1 epp_t + \beta_2 \text{Y}_t + \beta_3 Nuci_t + \varepsilon_t$	$\varepsilon_R = 0{,}34$	(T) 1976-87	TS (VEC)	Brasil

		$\varepsilon_P = -0{,}91$			
Castro e Cavalcanti (1997)**	$\Delta M^d{}_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta epp_t + \beta_2 \Delta \mathrm{Y}_t + \varepsilon_t$	$\varepsilon_R = 2{,}17$ $\varepsilon_P = -0{,}44$	(A) 1955-95	TS (VEC)	Brasil
Azevedo e Portugal (1998)	$M^d{}_t = \beta_0 + \beta_1 epp_t + \beta_2 \mathrm{Y}_t + \beta_3 Nuci_t + \varepsilon_t$	$\varepsilon_R = 0{,}61$ $\varepsilon_P = -1{,}20$	(T) 1980-94	TS (VEC)	Brasil
Resende (2001)***	$M^d{}_t = \beta_0 + \beta_1 epp_t + \beta_2 \mathrm{Y}_t + \beta_3 Nuci_t + \beta_4 CM_t + \varepsilon_t$	$\varepsilon_R = 3{,}85$ $\varepsilon_P = -1{,}39$	(T) 1978-98		Brasil
Silva et alii (2001)****	$M^d{}_t = f(epp_t, \mathrm{Y}_t, Nuci_t)$	$\varepsilon_R = 1{,}28$ $\varepsilon_P = -1{,}18$	(T) 1994-1999	Redes neurais	Brasil
Morais e Portugal (2004)	$M^d{}_t = \beta_0 + \beta_1 epp_t + \beta_2 \mathrm{Y}_t + \beta_3 Nuci_t + \varepsilon_t$	$\varepsilon_R = 0{,}82$ $\varepsilon_P = -0{,}91$	(A) 1947-2002	TS (VEC)	Brasil

Obs: Adam, Katsimi e Moutos (2008) utilizaram a variável LY que seria igual a um quando o país fosse classificado como de baixa renda.
Azevedo e Portugal (1998) contabilizam a tarifa de importação juntamente com a taxa de câmbio real.
As variáveis Md, epp, Pint, Nuci, En, Y, Pd referem-se ao quantum importado, à taxa de câmbio real, aos preços de importação, ao nível de utilização da capacidade instalda, à taxa de câmbio nominal, à produção e ao preço domésticos.

Anderton (1999) testou a presença de *hysteresis* na demanda por importações introduzindo *dummies* de intercepto interadas com a elasticidade-preço. Um período de grandes variações da moeda sterling foi entre 1979 e 1981 e no fim de 1983 no Reino Unido, no qual Anderton (1999) introduziu as variáveis *dummy* com valor um. Essa interação com a elasticidade-renda negativa e significativa era a evidência de *hysteresis* na demanda por importações. O autor obteve a presença histerética em alguns setores industriais.

Baseando-se em Parley e Wei (1993), Penkova (2005) analisou a presença de *hysteresis* nas importações do Reino Unido no período de 1975 a 1994. A autora incluiu uma variável *dummy* para captar o efeito do fenômeno de *hysteresis*. Essa variável *dummy* assume valores diferentes dependendo de três condições. As condições número um e dois baseiam-se, respectivamente, na variação acumulada da taxa de câmbio nos últimos quatro anos, V_t, e na última variação da taxa de câmbio, ΔE_t, ambas utilizadas por Parsley e Wei (1993). A diferença encontra-se na terceira condição: se a taxa de câmbio no próximo período (*t+1*) é um máximo ou mínimo no período até o momento *t+1*. Assim, a variável *dummy* utilizada foi construída da seguinte maneira: $D_t = \begin{cases} 1 \text{ se } \Delta E_t \text{ e } V_t > 0, \text{e } E_{t+1} = Max(\text{Saída}) \\ -1 \text{ se } \Delta E_t \text{ e } V_t < 0, \text{e } E_{t+1} = \text{Min}(\text{Entrada}) \\ 0, \text{caso contrário} \end{cases}$. A expectativa sobre essa variável *dummy* é obter o sinal negativo. Por exemplo, se a taxa de câmbio se deprecia por um movimento contínuo (ΔE_t e $V_t > 0$) e a taxa de câmbio atinge um máximo no período t+1, os importadores saem do mercado, levando a uma diminuição no volume de importações. Basicamente, Penkova (2005) obteve o sinal esperado para a variável *dummy*, embora apenas 40% desses coeficientes fossem significativos dentre os diferentes países e indústrias. Nesse sentido, a autora apresenta evidência de *hysteresis* no comércio internacional para algumas indústrias.

A literatura empírica nacional sobre a demanda por importações apresentou um grande número de trabalhos, principalmente após 1994. Esse período foi marcado pelo final da abertura comercial aliado a implementação do Plano Real. Essa literatura se propôs a fornecer estimativas das elasticidades-renda e preço da demanda por importações com vistas a fornecer subsídios para a formulação de políticas econômicas.

Cronologicamente, Portugal (1992) destacou-se por utilizar uma metodologia que seria a base dos exercícios empíricos para esse fim posteriormente: o vetor de

correção de erros. O autor discutiu como tratar séries não-estacionárias, pois a estacionariedade era assumida pelos trabalhos anteriores para estimar a demanda por importações brasileiras. A metodologia utilizada pelo autor aufeiria as relações de longo prazo entre as variáveis do modelo, enquanto a metodologia de Box e Jenkins (anteriormente utilizada) não permitia tal feito. Portugal (1992) estimou a demanda brasileira para o total de bens importados, bens intermediários e bens de capital. Basicamente, os resultados obtidos foram elasticidades condizentes com a teoria, ou seja, elasticidade-renda positiva e elasticidade-preço negativa. O inconveniente na estimação da demanda por importações totais foi um viés para baixo na elasticidade-renda pela drástica redução das importações de bens de capital na década de 1980. A tabela 2 apresenta um padrão nos resultados encontrados para o Brasil.

Castro e Cavalcanti (1997) apresentaram como diferencial o teste de superexogeneidade dos regressores para que a análise fosse válida como simulador de política. Em geral, os demais autores não passaram por essa etapa.

Já Carvalho e Parente (1999) utilizaram dados mensais de janeiro de 1978 até dezembro de 1996 para estimar a demanda por importações desagregada em: bens de capital, bens intermediários, bens duráveis, bens não-duráveis, e combustíveis. As elasticidades-preço e renda obtidas foram elevadas (acima da unidade, em módulo), exceto para o setor de combustíveis, condizente com os demais trabalhos.

Resende (2001) estimou a demanda de importações totais e por categoria de uso introduzindo a capacidade de importar (uma função da disponibilidade de divisas), CM, como um regressor adicional. As elasticidades estimadas apresentadas na tabela 2 referem-se aos valores após a ruptura na década de 1990 por serem mais condizentes para comparar com os demais estudos nacionais e com o presente trabalho.

Além de estimar para a amostra disponível, Azevedo e Portugal (1998) separaram o período estudado em duas amostras, uma até o último trimestre de 1989, e outra de 1990 ao último quarto de 1995. Essa estratégia procurava separar dois períodos com papéis diferentes do PIB para as importações, tornando-se significativo o coeficiente do PIB ao longo da década de 1990.

Essa preocupação sobre a diferenciação dos regimes para a demanda de importações prosseguiu em Morais e Portugal (2004). Os autores utilizaram duas bases de dados, uma com dados anuais de 1947 a 2002 e outra com observações trimestrais de 1978 até o segundo trimestre de 2002. Os dois modelos (vetor de correção de erros e

vetor de correção de erros com mudança de regime[9]) foram utilizados para as duas bases de dados. A partir dos dados trimestrais e com o modelo não-linear, os autores obtiveram que as importações são reduzidas por desvalorizações da taxa de câmbio real com defasagem de um trimestre.

A conclusão obtida pelos estudos nacionais sobre a demanda por importações foi uma elevada elasticidade-renda, principalmente a partir de 1990, e uma elasticidade-preço próxima de um em módulo. A possibilidade de instabilidade nos parâmetros da demanda por importações não foi verificada em diversos estudos, sendo mais evidente em Morais e Portugal (2004). Azevedo e Portugal (1998) dividiram o período em duas amostras para verificar a diferença nos parâmetros, mas pelo efeito da abertura comercial. No presente estudo, a possibilidade da instabilidade nos parâmetros reside na variação da elasticidade-preço da demanda com a entrada e a saída de firmas estrangeiras do mercado doméstico. O próximo capítulo aborda a metodologia e a empírica e os resultados da pesquisa.

[9] No artigo, a realização dos regimes é dada pelo processo estocástico de Markov.

2. Metodologia e resultados

O presente capítulo apresenta a construção da variável histerética, a estratégia empírica e os resultados do trabalho. As equações de demanda por importações e de *pass-through* serão estimadas no trabalho em nível agregado a partir de informações setoriais. O passo seguinte é testar a presença de *hysteresis* nessas duas equações. Duas estratégias empíricas serão empregadas no trabalho: a estimação desconsiderando a possibilidade das variáveis serem não estacionárias e auferir os vetores de cointegração. A primeira estratégia foi utilizar os estimadores de efeito fixo e de efeito aleatório considerando o regressor exógeno e de GMM (método dos momentos generalizados) com o uso de instrumentos quando for endógeno as variáveis explicativas. A segunda estratégia foi implementar os estimadores PMG (*Pooled Mean-Group*), MG (*Mean-Group*), DOLS (Mínimos quadrados dinâmicos) e FMOLS (Mínimos quadrados modificados).

Assim, este capítulo é dividido em cinco seções. A primeira apresenta a construção da variável de *hysteresis* de Piscitelli et al (2000) baseada no modelo de Preisach. A segunda aborda as equações a serem estimadas no trabalho e a estratégia empírica implementada. A terceira descreve a fonte dos dados utilizados. A quarta analisa as variáveis utilizadas e suas possíveis relações. A quinta apresenta os resultados para as duas equações estimadas.

2.1. Construção da variável de hysteresis

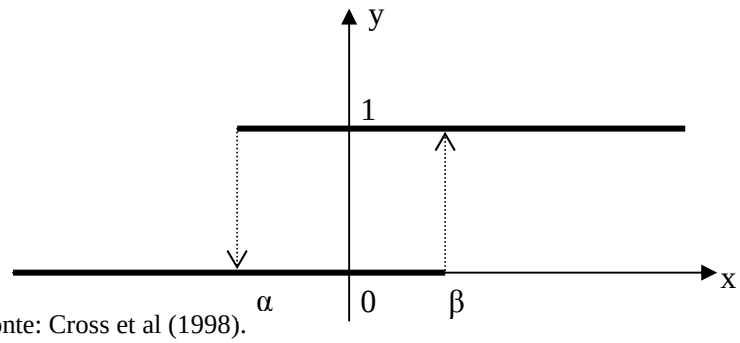
A variável de *hysteresis* é construída com base em Piscitelli et al (2000). A metodologia de construção tem como base a representação geométrica do modelo de Preisach que descreve o fenômeno de *hysteresis*. Esse modelo propunha explicar o ferro-magnetismo na década de 1930. O ferro-magnetismo exibe o fenômeno de *hysteresis*: se aplicar uma força magnética externa, sua retirada não leva ao estado anterior.

O fenômeno de *hysteresis* pode ser caracterizado pela relação de *relay* (relé) (MACKI et al, 1993). O relé é um dispositivo elétrico em que a corrente flui em um circuito e pode acionar ou desligar a corrente em um segundo circuito.

Um conversor de *hysteresis* simples seria o *non-ideal relay*, denotado por $\gamma_{\alpha\beta}$ e com valores limiares $\alpha < \beta$. A variável de produto $y(t) = \gamma_{\alpha\beta}[t_0, \eta_0]x(t)$ é função do insumo x(t) em que $t>t_0$ e do estado inicial η_0 (igual a 0 ou 1). Considerando que $y(t_0) = \eta_0$, o *non-idel relay* $\gamma_{\alpha\beta}$ tem influência do passado para determinar o futuro pelo valor atual do produto (memória local). Assim, o produto pode assumir os valores zero ou um segundo a regra de memória a seguir:

$$y(t) = \gamma_{\alpha\beta}x(t) = \begin{cases} \eta_0, \text{ se } \alpha < x(t) < \beta \text{ para todo } \tau \in [t_0, t] \\ 1, \text{ se existir } t_1 \in [t_0, t] \text{ talque } x(t_1) \geq \beta, x(\tau) \geq \alpha \text{ para todo } \tau \in [t_0, t] \\ 0, \text{se existir } t_1 \in [t_0, t] \text{ talque } x(t_1) \leq \alpha, x(\tau) \leq \beta \text{ para todo } \tau \in [t_0, t] \end{cases} \quad (7),$$

no qual y(t)=1 se $x(t) \geq \beta$ e y(t)=0 se $x(t) \leq \alpha$ para qualquer $t \geq t_0$.



Fonte: Cross et al (1998).

Gráfico 2 – Non-ideal relay

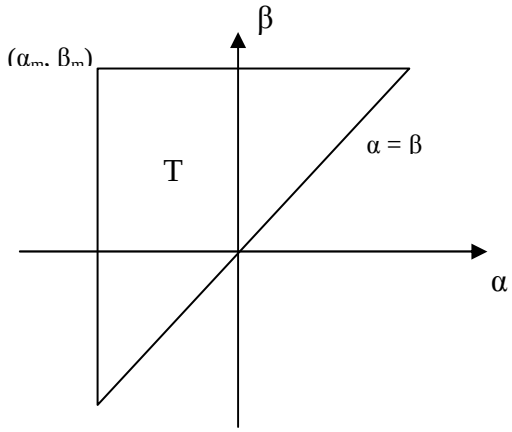
O *non-ideal relay* apresenta como característica a não-linearidade e pode ser ilustrado pelo gráfico 2. O produto é alterado quando o insumo ultrapassa os valores limiares [α, β] heterogêneos para cada *non-ideal relay*. Na região superposta, enquanto o insumo x(t) se mantiver nesse intervalo, o produto não se altera. Esse intervalo é denominado de zona de inação. Göcke (2002) apresenta uma aplicação desse modelo de *hysteresis* para a decisão de entrada da firma no mercado, no qual a empresa incorre em custo irrecuperável de entrada (além dos custos variáveis de produção) caso não esteja presente no mercado. De acordo com o preço do mercado, a firma mudaria ou manteria seu estado de atividade em razão do diferencial entre preço, custo de produção e de entrada.

O comportamento agregado de y(t) pode ser representado pela superposição de operadores de *hysteresis non-ideal relay* e levando ao operador de *hysteresis* Γ no

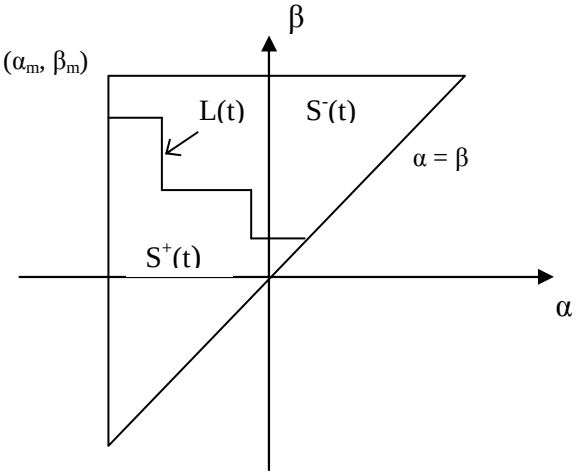
modelo de Preisach. O modelo de Preisach é um modelo de *hysteresis* forte e pode ser escrito como[10]

$$y(t) = \Gamma[x(t)] = \iint_{\alpha \geq \beta} \mu(\alpha, \beta) \gamma_{\alpha\beta} x(t) d\alpha d\beta \qquad (8),$$

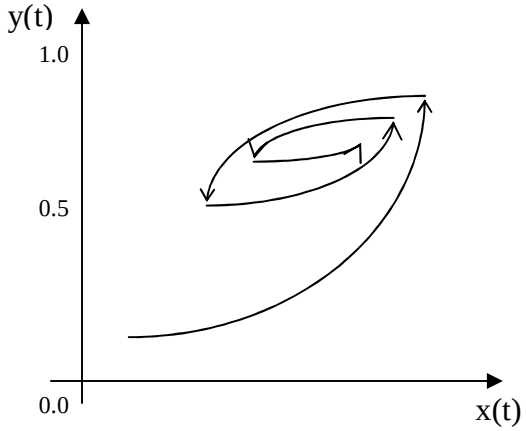
em que $\mu(\alpha, \beta)$ é a função peso do operador $\gamma_{\alpha\beta}$.



(3.a)



(3.b)



(3.c)

Gráfico 3 – Interpretação Geométrica

Considerando todos os *non-ideal relay* de acordo com os valores limiares α e β heterogêneos, podemos representá-los por um triângulo T como o do gráfico (3.a) abaixo[11]. As linhas $\beta = \alpha$, $\beta = \beta_m$ e $\alpha = \alpha_m$ definem o triângulo T. A qualquer

[10] Os modelos de *hysteresis* forte apresentam o comportamento histerético nos níveis macro e microeconômico, em que os microelementos são descritos pelos operadores de *non-ideal relay*.
[11] Um único operador de *non-ideal relay* representa em um único ponto no triângulo T.

instante do tempo, o triângulo T pode ser subdividido em dois subconjuntos $S^+(t)$ e $S^-(t)$ que contemplam, respectivamente, $\gamma_{\alpha\beta} = 1$ e $\gamma_{\alpha\beta} = 0$. A intersecção entre esses dois subconjuntos, $L(t) = S^+(t) \cap S^-(t)$, é determinada pelos valores extremos de x. A linha de intersecção esclarece que apenas os valores extremos não-dominados são considerados (memória seletiva) (MAYERGOYZ, 1986)[12]. Quando x aumenta, a reta L(t) é deslocada horizontalmente, enquanto uma diminuição de x desloca L(t) verticalmente. No gráfico (3.c) apresenta-se um exemplo a relação histerética agregada entre x(t) e y(t), em que toda reversão na direção do insumo resulta em transição de segmento na relação entre insumo e produto (Göcke, 2002, p. 178). A contrapartida geométrica dessa relação encontra-se na figura (3.b).

Como $\gamma_{\alpha\beta}$=0 em S^- e $\gamma_{\alpha\beta}$=1 em S^+, a equação (8) é simplificada para

$$y(t) = \Gamma(x(t)) = \iint_{S^+} g(\alpha, \beta) d\alpha d\beta \qquad (9).$$

A equação (19) aborda que o produto depende dos valores de *L(t)* e, conseqüentemente, dos extremos não-dominados.

A variável de Piscitelli et al (2000) soma, em cada ponto do tempo, a área dos trapezóides S^+ (Q_k) admitindo uma função *g(a,b)* uniforme[13]. Assim, o efeito histerético na variável de produto de Piscitelli (H_t^P) é construído pela seguinte fórmula:

$$H_t^P = \sum_{k=1}^{n(t)} Q_k(t) \qquad (10).$$

Uma ilustração da soma da área do trapezóide de acordo com uma variação positiva ou negativa de x(t) é apresentada no gráfico 4. Quando x(t) aumenta ($+\Delta x(t)$), os conversores cujo β respectivo tenham sido ultrapassados passam a entrar no estado "ligado". Assim, a expansão da área S^+ é obtida por uma linha horizontal dentro do triângulo T, essa variação na área é denominada de trapezóide naquele instante. Da mesma forma, caso x(t) diminua ($-\Delta x(t)$), alguns conversores serão "desligados" por superar o valor limiar α. Nesse sentido, uma redução em x(t) deslocará a linha de forma

[12] A definição de extremo não-dominado é aquele ponto de mínimo que não apresenta em sua história um mínimo menor ou aquele ponto de máximo que não tem em seu passado um máximo maior. Caso um ponto de máximo seja seguido por outro máximo, este passa a dominar aquele e esse último ponto passa a ser um extremo não-dominado (PISCITELLI et al; 2000).

[13] A suposição da distribuição da função peso *g(a,b)* ser uniforme é arbitrária. Entretanto, a variável de Piscitelli et al (2000) apresentou pouca sensibilidade a essa especificação quando comparada com distribuições de densidade de probabilidade alternativas para a função peso.

vertical no triângulo T, subtraindo a área do trapezóide que teve o “desligamento” dos conversores.

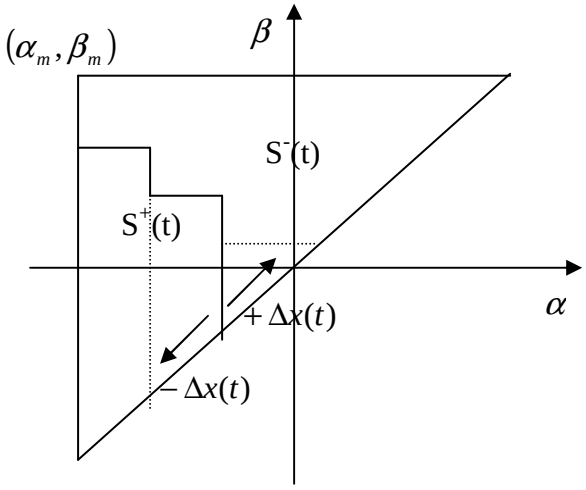


Gráfico 4 – Ilustração do trapezóide

Basicamente, o efeito da memória seletiva é representado pela característica suavizada da variável de Piscitelli et al (2000) em relação à série original. A seguir os modelos e a estratégia empírica são apresentados com a proposta de teste para a presença de *hysteresis*.

2.2. Modelos e estratégia empírica

Nessa seção são apresentadas as formas funcionais para os modelos empíricos. Esses modelos são fundamentados teoricamente em Baldwin (1988) para a presença de *hysteresis*, conforme apresentado no capítulo anterior. Para isso serão estimadas as equações de demanda por importações e de repasse cambial *(exchange rate pass-through),* incluindo explicitamente, diferentemente do trabalho original, uma variável representativa de *hysteresis*, calculada segundo o algoritmo de Piscitelli et al (2000).

2.2.1. Demanda por importações

De modo geral, a função de demanda por importações utilizada é dada por:

$$M_{it}^{d} = f\left(produc_{it}, En_{it}, Pint_{it}, Pd_{it}, tributos\right) \qquad (11),$$

em que, M^d é o *quantum* de importações, produc é a produção doméstica, tributos são as alíquotas de importação, sendo E_n a taxa de câmbio nominal efetiva , P_{int} o preço das importações em moeda estrangeira e P_d o preço doméstico, compondo uma medida da taxa de câmbio real, $\text{epp} = \frac{\text{En.Pint}}{\text{Pd}}$. Os subscritos i e t referem-se, respectivamente, ao setor i e ao tempo corrente t. As derivadas parciais expressam as relações esperadas entre a variável dependente e os regressores, dadas por $f_{En} < 0$, $f_{Pint} < 0$, $f_{Pd} > 0$ e $f_{trib} < 0$.

A forma a ser estimada será sua representação log-linear, amplamente utilizada em estudos de séries temporais[14] [15], dada por

$$M_{it}^{d} = \beta_0 + \beta_1 produc_{it} + \beta_2 En_{it} + \beta_3 Pint_{it} + \beta_4 Pd_{it} + \varepsilon_{it} \qquad (11.a),$$

no qual o sinal dos coeficientes reproduz a relação dada pela derivada parcial.

A equação (11.b) apresenta a forma restrita da demanda por importações

$$M_{it}^{d} = \beta_0 + \beta_1 produc_{it} + \beta_2 epp_{it} + \varepsilon_{it} \qquad (11.b),$$

no qual espera-se que o coeficiente da taxa de câmbio real seja negativo.

Os testes para a presença de *hysteresis* no *quantum* importado levam a substituição i) de En por H(En) e ii) de epp por H(epp) nas equações de demanda por importações não restrita e restrita, respectivamente. Ou seja:

$$M_{it}^{d} = \beta_0 + \beta_1 produc_{it} + \beta_2 H(En_{it}) + \beta_3 Pint_{it} + \beta_4 Pd_{it} + \varepsilon_{it} \qquad (11.c),$$

$$M_{it}^{d} = \beta_0 + \beta_1 produc_{it} + \beta_2 H(epp_{it}) + \varepsilon_{it} \qquad (11.d),$$

no qual os coeficientes das variáveis de *hysteresis* devem apresentar a mesma relação do insumo com a variável dependente.

Uma preocupação na estimação da equação da demanda por importações reside na endogeneidade dos regressores. A presença de endogeneidade adviria da determinação simultânea entre alguns regressores e a quantidade importada. Com exceção da taxa de câmbio nominal, a princípio todos os regressores na função (11) podem ser endógenos, seja em função da não aceitação da hipótese de país pequeno, ou então por meio da simultaneidade dos choques da demanda por importação e das demais

---

[14] Por exemplo, ver Castro e Cavalcanti (1997), Azevedo e Portugal (1998), Resende (2001) e Morais e Portugal (2004).

[15] O trabalho de Kume, Piani e Souza (2003) é a única fonte conhecida para as alíquotas de importação setoriais. Entretanto, a medida tarifária do trabalho abrange anualmente os setores de 1987 a 1998, não cobrindo o período necessário para sua inclusão no presente estudo. Assim, a variável tributos foi excluída do trabalho pela inexistência de uma medida adequada.

variáveis representativas do mercado doméstico [16]. Essas possibilidades serão testadas nos modelos estimados.

2.2.2. Modelo de *pass-through* da taxa de câmbio

O modelo de *pass-through* da taxa de câmbio baseia-se na função genérica apresentada em Goldberg e Knetter (1997), dada por [17]:

$$Pint_{it} = f(CMg_{it}, Pd_{it}, En_{it}) \qquad (12),$$

em que CMg é o custo marginal em moeda estrangeira. As derivadas parciais expressam as relações esperadas entre a variável dependente e os regressores e são dadas por $f_C > 0$, $f_{Pd} > 0$ e $f_{En} < 0$.

Dado que o preço das importações está em moeda estrangeira, $Pint = \left[\frac{Pint_{R\$}}{En}\right]$, para que seja possível a interpretação usual para o grau de repasse da taxa de câmbio ao preço importado é necessário, segundo Pyne e Roy (2009), considerar que

$$\frac{1}{Pint}\left(\frac{dPint}{dEn}\right) = \frac{1}{Pint_{R\$}}\left(\frac{dPint_{R\$}}{dEn}\right) - \frac{1}{En}.$$

Multiplicando a equação por En, podemos expressá-la convenientemente como:

$$\left(\frac{dPint_{R\$}}{Pint_{R\$}}\right)\left(\frac{En}{dEn}\right) = \left(\frac{dPint}{Pint}\right)\left(\frac{En}{dEn}\right) + 1 \qquad (13).$$

Assim sendo, a partir da estimação de uma forma funcional log-linear não restrita:

$$Pint_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 CMg_{it} + \alpha_2 Pd_{it} + \alpha_3 En_{it} + \varepsilon_{it} \qquad (12a),$$

em que a medida estimada para o grau de repasse cambial ao preço das importações é $(\alpha_3 + 1) \in [0,1]$. O grau de *pass-through* é considerado completo e nulo quando $(\alpha_3 + 1) = 1$ e $(\alpha_3 + 1) = 0$, respectivamente. Se $(\alpha_3 + 1) \in (0,1)$, então o grau de repasse

[16] Se considerarmos a hipótese de país pequeno para o Brasil, o preço das importações seria estabelecido no mercado mundial. A conseqüência dessa hipótese é uma elevada elasticidade-preço da demanda e a exogeneidade de P_{int}.

[17] A função genérica de *pass-through* baseia-se na regra de *mark-up*. Como a firma exportadora para o Brasil é tomadora de preços, a precificação do bem importado baseia-se no preço doméstico em moeda estrangeira, ou seja, o *mark-up* do exportador para o Brasil dependeria do preço doméstico em moeda estrangeira.

cambial ao preço das importações é incompleto[18]. O sinal esperado para os coeficientes é reproduzir a relação dada pela derivada parcial.

Da mesma forma para a demanda por importações, o teste para a presença de *hysteresis* no preço das importações é conduzido por meio da substituição de En por H(En) na equação (12a) acima.

Quando permitida a imposição da restrição da estimação $\alpha_2 + \alpha_3 = 0$, então é estimado o teste para a presença de *hysteresis* considerando a variável $\mathrm{Pdf}_{\mathrm{it}} = {Pd_{it}}/{En_{it}}$. A condução do teste do fenômeno histerético é realizada pela substituição das variáveis Pd e En por H(Pdf_{it}).

Um provável problema para a equação de *pass-through* é a endogeneidade do preço doméstico, em razão do grau de substitutabilidade entre o bem importado e o bem doméstico. Essa relação também será testada na estimação dos modelos.

2.2.3. Estratégia empírica

Com o princípio de obter os coeficientes das duas equações, duas estratégias de estimação foram adotadas no trabalho. Supondo a estacionariedade das variáveis e a poolabilidade, a primeira estratégia é adotada por meio dos estimadores de efeito fixo (EF) e aleatório (EA) e GMM com uso de instrumentos. A primeira estratégia inicia-se considerando as variáveis independentes exógenas por EF e EA e, posteriormente, engloba-se a possível endogeneidade dos regressores pelo estimador GMM com a utilização de instrumentos.

Entretanto, essas técnicas podem não ser adequadas na presença de variáveis não estacionárias, em razão da possibilidade de regressão espúria com dados em painel. A segunda estratégia trata a presença de variáveis não estacionárias. Outra questão trabalhada é relaxar a hipótese de homogeneidade dos coeficientes, restrição presente na estratégia anterior. Na segunda estratégia, os estimadores MG, PMG, FMOLS e DOLS estimam o vetor de cointegração em painel caso exista uma relação de longo prazo entre as variáveis.

---

[18] Em relação ao coeficiente estimado, o grau de *pass-through* é considerado completo, incompleto e nulo quando $\alpha_3 = 0$, $\alpha_3 \in (-1,0)$ e $\alpha_3 = -1$, respectivamente.

As metodologias para estimação do vetor de cointegração trazem a discussão sobre a poolabilidade. Os métodos de painel não estacionário são potencialmente aprimorados para as limitações de pequenas amostras em séries temporais. Entretanto, a poolabilidade das séries temporais tradicionalmente sacrifica a permissão de heterogeneidade das séries temporais individuais. Assegurar a heterogeneidade leva a uma ampliação da aplicação da cointegração em painel (Pedroni, 2004). Quando o vetor de cointegração do processo gerador de dados é heterogêneo, os estimadores *group-mean* levam a estimativas consistentes para a média amostral dos vetores de cointegração heterogêneos (Pedroni, 2000). Assim, os métodos de MG, FMOLS e DOLS consideram a heterogeneidade no vetor de cointegração, enquanto o estimador PMG permite a heterogeneidade no curto prazo e considera a poolabilidade no longo prazo.

A primeira estratégia serve como termo de comparação apesar de desconsiderar a possibilidade de regressão espúria e de heterogeneidade. A segunda permite relaxar também a hipótese de homogeneidade dos coeficientes e captar a relação de longo prazo.

2.2.4. Métodos de Estimação

Inicialmente utiliza-se os estimadores de efeito fixo (EF) e aleatório (EA). A suposição de exogeneidade dos regressores está presente nesse procedimento. A escolha entre os dois estimadores baseia-se no usual teste de Hausman.

A endogeneidade dos regressores é um possível problema na estimação do modelo. A técnica GMM com o uso de instrumentos é o procedimento adotado no trabalho para a presença de variáveis explicativas endógenas. Existem duas condições para tornar adequado o emprego de instrumentos por GMM: os testes de subidentificação e de sobreidentificação. O teste de subidentificação baseia-se no teste de Anderson sobre as correlações canônicas. Sob a hipótese nula, a equação é subidentificada. A rejeição da hipótese nula indica que os instrumentos excluídos da equação são válidos e o modelo é identificado. O teste de sobreidentificação de Sargan-Hansen (1982) verifica as condições de ortogonalidade entre o instrumento e o termo de erro, no caso de instrumentos em excesso. A hipótese nula do teste apresenta que os instrumentos satisfazem a condição de ortogonalidade, necessária para aplicar GMM.

As estimativas de desvio-padrão dos estimadores de EF, de EA e de GMM foram corrigidas para as presenças de heterocedasticidade e de autocorrelação por meio da matriz de variância consistente pelo método de Newey-West (1987)[19]. A correção da estimativa de desvio-padrão torna válida a inferência sobre os testes de hipóteses.

A segunda estratégia inicia-se com os testes de cointegração. Os testes de cointegração de Pedroni e de Johansen são realizados no trabalho. Pedroni (1995, 1999) fundamenta-se no conceito de se houver cointegração, o resíduo será estacionário. Caso contrário, o resíduo apresentará tendência estocástica. Os testes de Pedroni (1995, 1999) consideram um modelo com heterogeneidade nos coeficientes das *cross-sections* do painel e a possibilidade de incluir interceptos e tendências individuais. Considerando a regressão auxiliar $\hat{e}_{it} = \varphi_i \hat{e}_{i,t-1} + v_{it}$ baseada no resíduo ($\hat{e}_{it}$) com coeficiente heterogêneo (φ_i), testa-se a hipótese nula de não cointegração ($\varphi_i = 1$). Assim, há duas hipóteses alternativas: a homogênea (dimensão *within*) em que $\varphi_i = \varphi < 1$ para todo i e a heterogênea (dimensão *between*) em que $\varphi_i < 1$ para todo i (HARRIS; SOLLIS, 2003).

Maddala e Wu (1999) propuseram uma combinação dos testes individual de cointegração pelo método de Johansen. Os p-valores individuais (π_i) das estatísticas do traço e do máximo autovalor são agregados para obter ambas as estatísticas em painel. A hipótese nula é a inexistência de uma relação de longo prazo.

Após descartar a ausência de uma relação de longo prazo, apresentamos métodos para estimar o vetor de cointegração. Considerando um painel heterogêneo, utilizamos os estimadores PMG de Pesaran, Shin e Smith (1999) e MG de Pesaran e Smith (1995). Baseando-se no modelo dinâmico geral (ARDL) (p,q) abaixo:

$$y_{it} = \sum_{j=1}^{p} \lambda_{ij} y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q} \delta_{ij}^{'} X_{i,t-j} + \mu_i + \varepsilon_{it} .$$

A equação pode ser reescrita como um modelo de correção de erros:

$$\Delta y_{it} = \phi_i (y_{i,t-1} - \theta_i^{'} X_{it}) + \sum_{j=1}^{p} \lambda_{ij}^{*} \Delta y_{i,t-j} + \sum \delta_{ij}^{'*} \Delta X_{i,t-j} + \mu_i + \varepsilon_{it} \qquad (14),$$

no qual $\phi_i = -(1 - \sum_{j=1}^{p} \lambda_{ij})$, $\theta_i = \sum_{j=0}^{q} \delta_{ij} / (1 - \sum_k \lambda_{ik})$, $\lambda_{ij}^{*} = -\sum_{m=j+1}^{p} \lambda_{im}$ e $\delta_{ij}^{*} = -\sum_{m=j+1}^{q} \delta_{im}$.

Entre os estimadores para o modelo de correção de erros, temos PMG (*pooled mean-*

[19] Os estimadores de efeito aleatório não foram corrigidos para a autocorrelação nos resíduos pela ausência dessa opção no programa utilizado.

group) e MG (*mean-group*). O estimador MG ajusta a equação para cada setor e por meio de uma média aritmética obtém os coeficientes do painel. Um caso intermediário é o estimador PMG que permite os interceptos, os coeficientes de curto prazo e a variância do erro distinguir entre os setores, restringindo os coeficientes de longo prazo a serem iguais entre os setores[20]. O efeito da heterogeneidade para as médias dos coeficientes pode ser avaliado por um teste de Hausman para optar entre os estimadores PMG e MG. Sob a hipótese nula, a restrição dos coeficientes de longo prazo serem homogêneos é adequada e o estimador PMG é eficiente e consistente. Sob a hipótese alternativa, o estimador PMG é inconsistente pela suposição de poolabilidade ser inválida, enquanto MG mantém sua consistência para a média dos coeficientes de longo prazo entre os setores.

Considerando o vetor de cointegração heterogêneo, utilizaremos os estimadores FMOLS e DOLS *between dimension*. A partir de um sistema cointegrado

$$\begin{aligned} y_{it} &= \alpha_i + \beta x_{it} + \mu_{it} \\ x_{it} &= x_{it-1} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \qquad (24),$$

no qual α_i considera os efeitos fixos específicos individuais na relação de cointegração e $\xi_{it} = (\mu_{it}, \varepsilon_{it})$. A matriz de covariância assintótica de ξ_{it} é $\Omega_i = L_i L_i^{'} = \Omega_i^0 + \Gamma_i + \Gamma_i^{'}$, em que Ω_i^0 é a covariância contemporânea e Γ_i a soma ponderada das autocovariâncias. O estimador FMOLS de dimensão *between* é dado por

$$\hat{\beta}_{FMOLS} = N^{-1} \sum_{i=1}^{n} \left(\sum_{t=1}^{T} (x_{it} - \bar{x}_i)^2 \right)^{-1} \left(\sum_{t=1}^{T} (x_{it} - \bar{x}_i) y_{it}^* - T \hat{\tau}_i \right) \qquad (15),$$

em que $y_{it}^* = (y_{it} - \bar{y}_i) - \frac{\hat{L}_{21i}}{\hat{L}_{22i}} \Delta x_{it}$ e $\hat{\tau}_i = \hat{\Gamma}_{21i} + \hat{\Omega}_{21i}^0 - \frac{\hat{L}_{21i}}{\hat{L}_{22i}} \left(\hat{\Gamma}_{22i} + \hat{\Omega}_{22i}^0 \right)$. A média dos coeficientes setoriais leva ao estimador agregado.

O procedimento para obter o estimador DOLS altera a equação de cointegração para

$$y_{it} = \alpha_i + \beta x_{it} + \sum_{k=-Ki}^{K_1} \gamma_{ik} \Delta x_{i,t-k} + \mu_{it}^* \qquad (16),$$

[20] O estimador PMG restringe que o vetor θ_i seja comum entre todos os setores, o restante permanece variante entre os setores, como na equação (14). A maximização da função de verossimilhança é o procedimento para a estimação do vetor de cointegração.

no qual o regressor em diferença e defasado é incluído para controlar o efeito de *feedback* endógeno[21]. O coeficiente beta é dado por

$$\hat{\beta}_{DOLS} = \left[N^{-1} \sum_{i=1}^{n} \left(\sum_{t=1}^{T} z_{it} z_{it}^{'} \right)^{-1} \left(\sum_{t=1}^{T} z_{it} \tilde{y}_{it} \right) \right] \quad (17),$$

no qual $z_{it} = \left\{ (x_{it} - \bar{x}_i), \Delta x_{i,t-K}, ..., \Delta x_{i,t+K} \right\}$ e $\tilde{y}_{it} = (y_{it} - \bar{y}_i)$. A média dos coeficientes setoriais leva ao estimador agregado.

2.3. Fonte de dados

O estudo abarca um painel de 29 setores no período de 1996 a 2008 trimestralmente. Os índices de preço (Pint) e de *quantum* (Md) das importações setoriais foram fornecidos pela FUNCEX (Fundação de Estudos de Comércio Exterior). A variável de produto doméstico ajustado sazonalmente (Produc) provém das informações produzidas pelo IBGE (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística). O índice de preços domésticos (Pd) adotado foi o IPA-OG (Índice de Preços no Atacado – Oferta Global) produzido pela FGV (Fundação Getúlio Vargas). A compatibilização setorial do IPA-OG e do produto doméstico com a classificação da FUNCEX baseou-se em Haguenauer, Markwald e Pourchet (1998).

A taxa de câmbio nominal efetiva (E_n) foi construída a partir da ponderação das taxas de câmbio de 33 países com a moeda nacional. Os pesos adotados foram as participações desses mesmos países nas importações brasileiras para cada setor industrial em consideração. Essas informações foram extraídas da base Aliceweb e OCDE (Organização para a Cooperação e Desenvolvimento econômico). A ponderação foi construída a partir da média móvel de três anos das participações dos países nas importações setoriais.

As variáveis ganho (ganho/hora), ulc (*unitlaborcost*) e custo marginal do exterior (CMg) foram obtidas de modo que $ganho_{it} = \sum_{i=1}^{29} \gamma_i ganho_t$, $ulc_{it} = \sum_{i=1}^{29} \gamma_i ulc_t$ e

[21]O estimador DOLS controla o efeito do *feedback* de forma paramétrica, enquanto o procedimento de FMOLS corrige esse efeito em termos de Δx_{it} de modo não-paramétrico.

$CMg_{it} = \sum_{i=1}^{29} \gamma_i PPI_t$, no qual γ_i são as médias ponderadas utilizadas na construção da taxa de câmbio nominal efetiva e PPI é o índice de preços ao produtor de outros países[22]. A fonte das variáveis é a base de dados da OCDE.

O nuci (nível de utilização da capacidade instalada) da economia doméstica foi construído a partir da extração da tendência da série de produção doméstica pelo filtro Hodrick-Prescott. As variáveis ganho, ulc e nuci foram empregadas como instrumentos.

2.4. Análise descritiva

O logaritmo das variáveis utilizadas para estimação dos modelos são apresentados de modo desagregado no gráfico 5. Com base 100 em 2006, as séries descrevem uma grande dispersão da tendência das variáveis entre os setores no início da amostra, indicando a possibilidade de coeficientes heterogêneos para uma regressão.

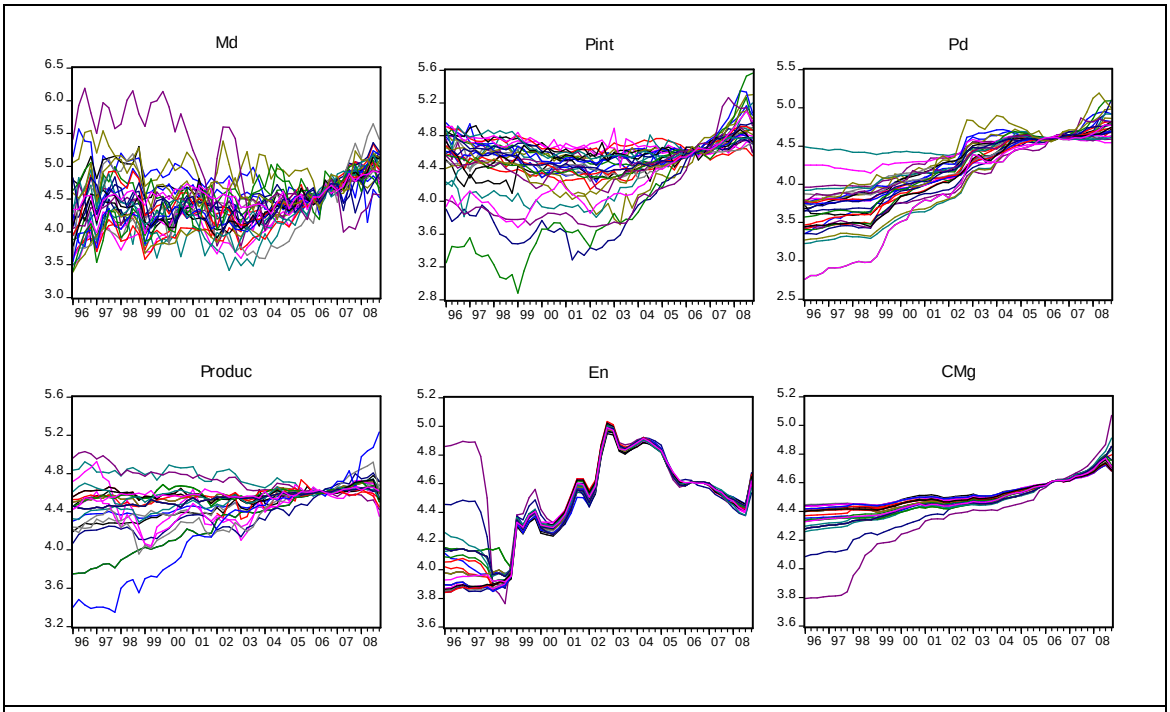


Gráfico 5 – Variáveis de modo desagregado

A tabela 3 apresenta as estatísticas descritivas das variáveis. Nessa tabela, o baixo desvio-padrão (d.p. *between*) e a elevada correlação média ($\overline{\varphi}_{ij}$) entre os setores

[22] O indicador *unit labor cost* mensura o custo médio do trabalho por unidade de produto pela razão entre os custos totais e o produto real, segundo o Glossário de termos estatísticos da OCDE.

para a mesma variável indicam um movimento comum das séries para as variáveis de *quantum* importado, preços internacional e doméstico, taxa de câmbio efetiva, custo marginal no exterior e produção doméstica, visualizado também no gráfico 5. Ou seja, a presença de fatores comuns parece presente pelo movimento comum das variáveis Md, Pint, Pd e Produc[23]. As variáveis En, H(En) e CMg apresentam uma menor variabilidade entre os setores para a mesma variável em razão do procedimento para a construção dos indicadores a partir de medidas ponderadas. A heterogeneidade setorial, principalmente no início da amostra, e a presença de fatores comuns para as variáveis do trabalho devem ser levados em conta ao analisar os resultados do trabalho.

Tabela 3 – Estatística descritiva

	Md	Pint	En	H(En)	Produc	Pd	CMg	epp	H(epp)
Média	4,47	4,48	4,46	0,31	4,51	4,20	4,49	4,75	0,16
d.p.	0,41	0,32	0,32	0,24	0,20	0,45	0,13	0,28	0,17
d.p. *between*	0,21	0,21	0,03	0,06	0,12	0,15	0,04	0,17	0,12
d.p. *within*	0,35	0,25	0,32	0,23	0,16	0,42	0,12	0,22	0,13
$\overline{\varphi}_{ij}$	0,40	0,51	0,94	0,97	0,59	0,96	0,98	0,30	0,12
$\overline{\varphi}_{tarifai,\mathrm{var}iáveli}$ [1]	0,93	-0,87	-0,39	-0,20	0,79	0,92	-0,15	-0,13	-0,20-
Testes de Raiz Unitária									
Breitung[2]	1,00	1,00	0,04	0,97	0,00	1,00	0,37	0,91	0,00
Fisher (ADF)[2]	0,00	0,99	1,00	1,00	0,00	1,00	1,00	0,00	0,00
Pesaran[2]	0,19	0,13	0,03	0,33	0,00	0,21	0,99	0,32	1,00

Obs.: A especificação determinista baseou-se no teste de raiz unitária das séries individuais. Os componentes deterministas para os testes de raiz unitária foram nenhum, constante e constante e tendência, respectivamente, para os grupos de variáveis i) En, H(En), Pd, CMg, H(epp); ii) EPP e iii) Md, Pint e Produc.
Breitung: Sob hipótese nula, todas as séries têm raiz unitária. Sob a alternativa, todas as séries são estacionárias.
Fisher: Sob hipótese nula, todas as séries são não-estacionárias. Sob a alternativa, alguma série é estacionária.
Pesaran: Sob hipótese nula, todas as séries têm raiz unitária. Sob a alternativa, uma fração das séries é estacionária.
[1] A tarifa efetiva anual de importação provém de Kume et al (2003) para o período de 1996 a 1998.
[2] Os testes reportam o p-valor obtido.

[23] Pela tabela 2, mesmo as variáveis Md, Pint e Produc que apresentam uma variabilidade maior entre os setores (em relação às demais variáveis) têm um desvio-padrão *between* menor do que o *within* e uma elevada correlação entre os setores considerando a mesma variável.

Considere que parcela significativa das oscilações na quantidade e no preço dos bens importados deriva das oscilações macroeconômicas. As variáveis de câmbio nominal, produção e preços domésticos devem internalizar os efeitos macroeconômicos pela sua natureza, como evidencia o considerável desvio-padrão *within* dessas variáveis na tabela 3.

A presença de tendência estocástica é outro elemento que deve ser levado em conta no conhecimento das variáveis. Os testes de raiz unitária Breitung, Fisher e Pesaran consideram, respectivamente, a homogeneidade, heterogeneidade e a dependência entre as *cross-sections*. Com base nos dois estudos de simulação de Banerjee et al (2004a, 2004b), se o painel apresenta correlação entre as *cross-sections*, como parece ser o caso, os testes de raiz unitária, com exceção do teste de Pesaran CADF, apresentam fortes distorções de tamanho e poder restrito. Por isso, focaremos no resultado do teste de Pesaran pela possível presença de fatores comuns comentada anteriormente que leva a uma dependência entre as *cross-sections*. Os resultados apresentados na tabela 3 indicam a presença de raiz unitária para a variável de preço e de *quantum* importados[24]. Na mesma tabela, os testes indicaram que as demais variáveis apresentam tendência estocástica, exceto a taxa de câmbio nominal e a produção doméstica, focando no resultado de Pesaran novamente[25]. Assim, as características temporais das variáveis não são comuns. Isto é, enquanto as variáveis de quantidade e de preço importados apresentam evidências de não estacionariedade, o mesmo não pode ser dito para a produção doméstica e a taxa de câmbio nominal efetiva. Estes resultados indicam que os testes e os resultados de cointegração adiante devem considerar a estacionariedade de algumas variáveis.

A tabela 3 ainda permite inferir sobre a relação das tarifas de importação com as variáveis do modelo. A média da correlação entre as tarifas efetivas setoriais e as variáveis do modelo para os mesmos setores i ($\overline{\varphi}_{\text{tarifa}i,\text{variável}i}$) pelo período anual de 1996 a 1998 é elevada. Isso pode amenizar a ausência dos dados tarifários entre as variáveis explicativas do modelo.

A relação entre a mediana das variáveis nas equações de demanda por importações e de repasse cambial para o preço das importações estão descritas no

[24] A presença de raiz unitária foi testada para cada série temporal. Os testes apontaram para a aceitação da hipótese nula de raiz unitária na maioria das séries para o *quantum* importado, corroborando o resultado do teste de Pesaran.

[25] No caso da taxa de câmbio nominal, obtivemos a presença de raiz unitária pelo teste de Fisher com um alto p-valor, o que diminui a força do argumento que a taxa de câmbio nominal é estacionária.

gráfico 6. Primeiramente, o gráfico da esquerda indica que o *quantum* importado está negativamente associado à taxa de câmbio real, a correlação média entre as duas variáveis para o mesmo setor foi de -0,49. Há uma menor relação entre a quantidade importada e a taxa de câmbio real a partir de 2006 com uma menor variabilidade da última.

A produção doméstica influencia mais claramente o crescimento do *quantum* importado a partir de 2003. Assim, a demanda por importações parece responder mais para a taxa de câmbio real do que para a produção doméstica em geral. Entretanto, a correlação média entre a quantidade importada e a produção doméstica para o mesmo setor foi de 0,49, valor absoluto igual à correlação com a taxa de câmbio real.

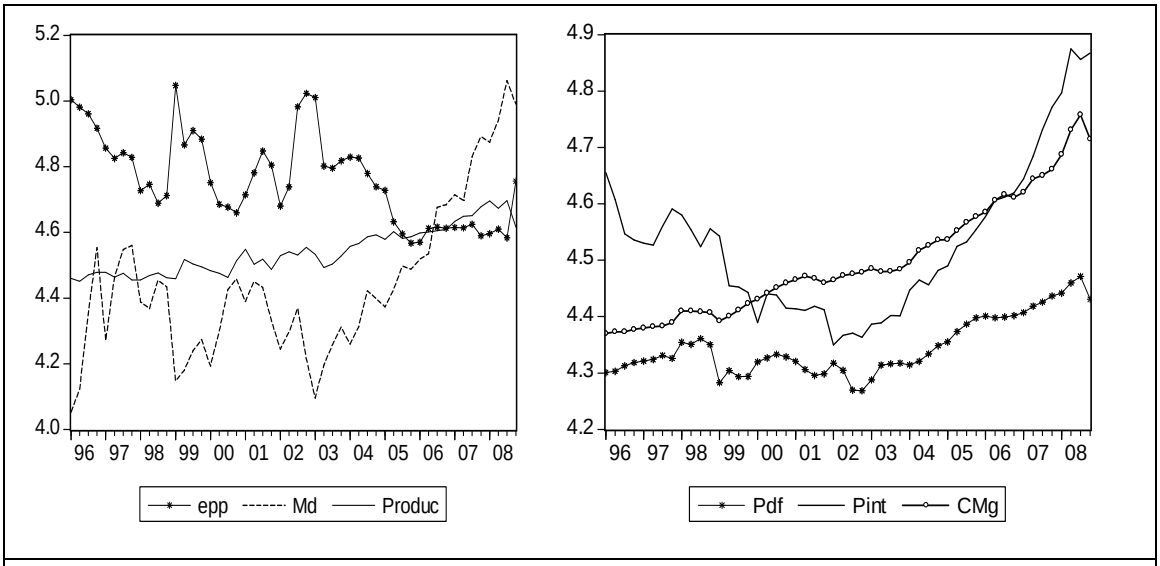


Gráfico 6 – Relações das equações de demanda por importações e do *pass-through*

A relação entre as medianas do preço das importações, do preço doméstico em moeda estrangeira (Pdf) e do custo no exterior são apresentados no gráfico 6 da direita. A inspeção visual apresenta um comportamento próximo entre as tendências dos preços doméstico em moeda estrangeira e das importações. Isso mostra que os preços doméstico e das importações tendem a caminhar juntos, com coeficiente de correlação médio entre o preço doméstico em moeda estrangeira e o preço das importações para os mesmos setores de 0,66. Cabe a ressalva que o índice de preço doméstico utilizado foi o IPA-OG que contabiliza os bens importados, e isso pode influenciar nessa forte associação.

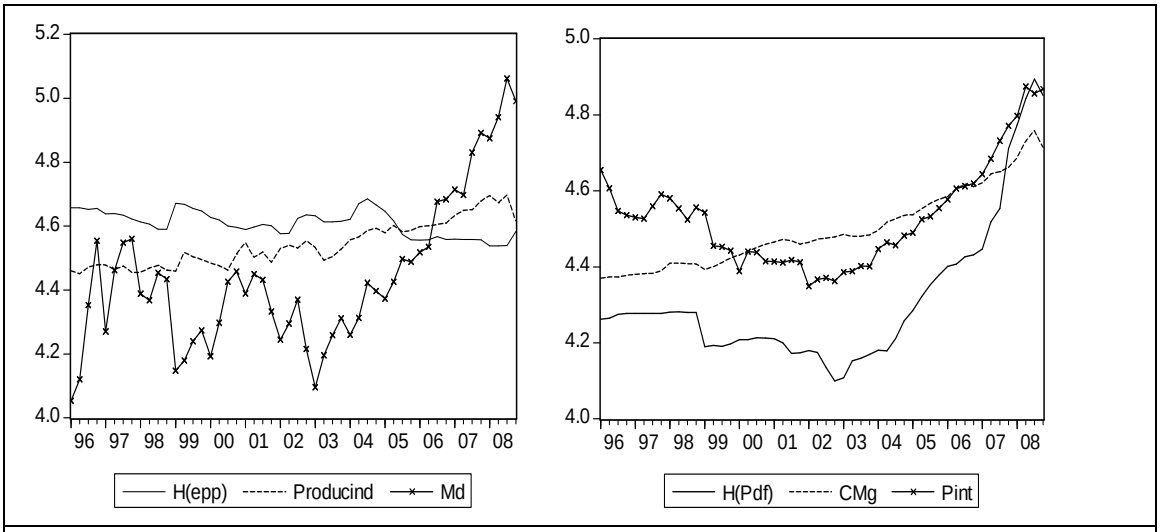


Gráfico 7 – Relações das equações de demanda por importações e do pass-through com as variáveis de hysteresis

O custo no exterior parece ter pouca influência no preço das importações com base no gráfico, exceto a partir de 2003, com coeficiente de correlação médio entre o custo no exterior e o preço das importações para os mesmos setores da ordem de 0,40. O custo no exterior parece ter sido repassado para o preço das importações, principalmente após 2003, o que explica tal coeficiente de correlação.

A relação entre as medianas das variáveis na equação de demanda por importações e de *pass-through* com as variáveis de *hysteresis* são apresentadas no gráfico 7. Basicamente, a variável de *hysteresis* não se altera se não houver a entrada ou saída de empresas exportadoras para o mercado doméstico. Comparando a variável histerética da taxa de câmbio real e epp, percebemos que a primeira é mais suave em relação à segunda. O gráfico 7 da esquerda permite avaliar que o *quantum* importado responde consideravelmente à variável histerética da taxa de câmbio real, quando há a entrada ou saída de firmas exportadoras para o mercado doméstico.

A comparação entre a variável histerética do preço doméstico em dólar e Pdf dos gráficos 6 e 7 permite inferir que grande parte dos choques apresentou entrada ou saída de empresas exportadoras para o preço doméstico. Em relação ao gráfico 7 da direita, o preço das importações segue à variável histerética do preço doméstico em dólar. Caso o preço das importações seja estabelecido no exterior, pode ser que na verdade o preço doméstico siga o preço internacional em razão da influência do preço das exportações[26].

[26] Ademais, o índice de preço doméstico utilizado (comentado anteriormente) pode interferir nesse resultado também por incluir o preço dos bens importados.

Tabela 4 – Testes de cointegração para as duas equações

Demanda por importações não restrita	Sem *hysteresis*	Com *hysteresis*
Teste de Pedroni	p-valor	p-valor
H_0: sem cointegração; Ha: cointegração (*within*)		
Panel v	0,31	0,24
Panel rho	0,28	0,39
Panel PP	0,00	0,00
Panel ADF	0,00	0,00
H_0: sem cointegração; Ha: cointegração (*between*)		
Group rho	0,01	0,05
Group PP	0,00	0,00
Group ADF	0,00	0,00
Teste de Johansen[1]	p-valor	p-valor
$r = 0$	0,00	0,00
$r \leq 1$	0,00	0,00
$r \leq 2$	0,00	0,00
$r \leq 3$	0,51	0,28

Equação de *pass-through* cambial	Sem *hysteresis*	Com H(En)	Com $H(Pd_{F\$})$
Teste de Pedroni	p-valor	p-valor	p-valor
H_0: sem cointegração; Ha: cointegração (*within*)			
Panel v	0,00	0,00	0,00
Panel rho	0,00	0,00	0,00
Panel PP	0,00	0,00	0,00
Panel ADF	0,00	0,00	0,00
H_0: sem cointegração; Ha: cointegração (*between*)			
Group rho	0,00	0,00	0,00
Group PP	0,00	0,00	0,00
Group ADF	0,00	0,00	0,00
Teste de Johansen[1]	p-valor	p-valor	p-valor
$r = 0$	0,00	0,00	0,00
$r \leq 1$	0,00	0,00	0,03
$r \leq 2$	0,00	0,00	0,83
$r \leq 3$	0,00	0,02	-

Obs.: O número de defasagens foi selecionado pelo critério de Akaike no teste de Pedroni. A especificação sem tendência determinista para ambos os testes está em linha com os resultados da primeira estratégia. As estatísticas em painel de Pedroni foram ponderadas pela variância de longo prazo.
[1] Optou-se por apresentar apenas a estatística do traço.

Entretanto, a relação entre as variáveis pode ser espúria em razão das variáveis serem não estacionárias. Assim, o próximo passo é apresentar os testes de cointegração em painel para verificar se há a presença de uma relação de longo prazo. Os testes de cointegração em painel de Pedroni e de Johansen para a demanda por importações irrestrita são apresentados na tabela 4. Há a rejeição da hipótese nula de ausência de cointegração em cinco dos sete casos, em ao menos a um nível de significância estatística de 5%, com ou sem a variável de *hysteresis*, pelo teste do Pedroni. O teste de Johansen indica a presença de mais de um vetor de cointegração para a demanda por importações não restrita, rejeitando a ausência de cointegração também. De forma complementar, a tabela A1 em anexo evidencia a presença de cointegração na equação de demanda por importações restrita pelos testes de Pedroni. O teste de Johansen, baseada na estatística do traço, rejeita a hipótese nula de ausência de cointegração e evidencia que há apenas um vetor de cointegração para a equação restrita. Sendo assim, estes testes, em conjunto, rejeitam a hipótese de regressão espúria entre as variáveis para a relação da demanda por importações, caracterizando-as como genuinamente de longo prazo.

Ambos os testes de cointegração são apresentados para a equação de *pass-through* com ou sem a variável de *hysteresis* na tabela 4. O teste de Pedroni indica a rejeição da hipótese nula de ausência de cointegração, considerando ou não o fenômeno histerético. O teste de Johansen apresenta uma indicação das variáveis explicativas serem estacionárias por causa do posto da matriz ser igual ao número de variáveis explicativas. Como a unidade temporal não é grande (t=52 trimestres ou 13 anos), há um baixo poder dos testes de cointegração e há o risco de modelar o painel como não cointegrado (Gutierrez, 2003). De qualquer maneira, testaremos novamente a presença de cointegração pela significância do vetor de ajuste de correção de erros. Assim, estimaremos a relação de cointegração e compararemos com o resultado da primeira estratégia na seção de resultados. Aparentemente, há uma relação de longo prazo entre as variáveis e que será testada novamente pelo coeficiente de ajuste da velocidade no estimador PMG. A seguir detalhamos os resultados para ambas as equações.

2.5. Resultados

A seção de resultados implementa a estimação das equações de demanda por importações e de *pass-through* pelas duas estratégias empíricas comentadas. A primeira estratégia serve de referência, enquanto a segunda apresenta resultados em linha com a presença das variáveis não estacionárias. Ademais, o teste para a presença de *hysteresis* é o foco da seção de resultados. O próximo item detalha as estimações da demanda por importações. O segundo item aborda os resultados para a equação de *pass-through*.

2.5.1. Demanda por importações

Os resultados para a demanda por importações partem da primeira estratégia empírica. Uma síntese dos resultados obtidos por essa estratégia é apresentada na tabela 5. Primeiramente assumimos a exogeneidade dos regressores. O teste de Hausman permite fazer o *tradeoff* entre eficiência (EA) e consistência (EF), no qual não rejeitou a hipótese nula a favor da eficiência do estimador de EA. Depois consideramos a endogeneidade do preço doméstico e apresentamos o modelo com instrumentos por efeito fixo (GMMFE)[27]. Como a regressão por GMM com instrumentos foi validada pelos testes de subidentificação e de Sargan, permite-se inferir sobre seus resultados. Os resultados do teste Durbin-Wu-Hausman de endogeneidade apresentados são ambíguos, indicando que a endogeneidade do preço doméstico é mais adequada[28]. Isso evidencia que o estimador GMM é consistente, propriedade não atendida pelo estimador de EA, por considerar a endogeneidade do regressor.

Os coeficientes associados às variáveis do modelo apresentaram os sinais esperados para os estimadores de EA e GMMFE. A elasticidade-preço da demanda é obtida pela multiplicação do preço internacional (Pint) e da taxa de câmbio nominal (En), dividido pelo preço doméstico (Pd). A estimação pela primeira estratégia leva a uma demanda por importações inelástica aos preços, de magnitude 0,57 (=0,95*0,54/0,90). Esse comportamento não condiz com os resultados obtidos pela literatura nacional que obtém uma elasticidade da demanda por importações à taxa de

[27] A regressão pelo método GMM foi selecionada pelo critério de maior estatística de Sargan-Hansen, condicionadas a identificação pela estatística de Anderson. Todas as regressões com instrumentos por FD não validaram os instrumentos utilizados pela estatística de Anderson. Assim, optou-se por não apresentar essas regressões. Ademais, apresentamos apenas as regressões com efeito fixo por lidarem com o efeito não observado, omitindo o resultado do modelo *pooled*.

[28] Os modelos *pooled* por GMM (não reportados) apoiaram a endogeneidade do preço doméstico.

câmbio real acima da unidade[29]. A elasticidade-renda é pequena indicando baixa propensão a importar da economia brasileira, novamente contrariando os resultados obtidos pela literatura nacional[30]. Entretanto, o coeficiente da produção doméstica foi insignificante para o estimador GMMFE. A diferença entre os coeficientes estimados por GMMFE e EA foi o aumento na magnitude dos coeficientes em relação a EA, com exceção do coeficiente da renda.

Segundo o teste Durbin-Wu-Hausman, o preço das importações e a produção doméstica são exógenos, apresentados na tabela A2 do Anexo. A exogeneidade do preço das importações apóia a hipótese de país pequeno para o Brasil no comércio mundial. Outra condição requerida pela hipótese de país pequeno é a demanda por importações ser elástica ao preço. A demanda por importações parece responder pouco ao preço das importações, mas apresenta elasticidade praticamente unitária ao preço doméstico em dólar (0,90/0,95). Isso nos deixa em posição de que a hipótese de país pequeno talvez não possa ser considerada integralmente para o Brasil, no qual os vetores de cointegração poderão contribuir em relação a esse aspecto.

Tabela 5 – Estimativas da demanda por importações não restrita pela primeira estratégia

	EA		EA		GMMFE		GMMFE	
Produc	0,26	***	0,33	***	0,14		0,11	
Pd	0,66	***	0,50	***	0,90	***	1,23	***
Pint	-0,38	***	-0,14	***	-0,54	***	-0,47	***
En	-0,74	***			-0,95	***		
H(En)			-0,71	***			-1,70	***
C	5,55	***	1,71	***				
R^2	0,1815		0,0959		0,2194		0,1000	
Hausman[1]	0,5539		0,1417					
Subidentificação[1]					0,0002		0,0000	
Sargan[1]					0,1867		0,9685	
Endog(Pd)[1]					0,6009		0,0033	
Instrumentos					ulc		ganho	
					ppi		ppi	
Restrição testada								
Pd=-Pint=-En[1]	0,00				0,00			
Pd=- En[1]	0,00				0,54			
Pd=-Pint=-H(En)[1]			0,00				0,00	
Pd=-H(En)[1]			0,00				0,00	
En=H(En)[1]			0,00				0,00	

Obs.: ***, ** e * indicam, respectivamente, níveis de significância de 1%, 5% e 10%. Os estimadores

[29] Ver, por exemplo, a elasticidade-preço de -1,2, -1,39, -1,18 obtida, respectivamente, pelos trabalhos de Azevedo e Portugal (1998), Resende (2001) e Silva et al (2001).

[30] Ver, por exemplo, a elasticidade-renda de 2,17, 3,85 e 1,28 obtida, respectivamente, pelos trabalhos de Castro e Cavalcanti (1997), Resende (2001) e Silva et al (2001).

pooled, FE e FD foram corrigidos para a presença de autocorrelação e heterocedasticidade nos resíduos, enquanto EA foi corrigido apenas para a presença do último.
[1] Os testes reportam o p-valor obtido.
O teste de Hausman permite escolher entre o modelo de EF e EA. Sob hipótese nula, o modelo de EA é consistente. Sob a alternativa, o modelo de EF é apropriado pela inconsistência de EA.
A estatística Subidentificação reporta o p-valor do teste de Anderson. Sob a hipótese nula, a equação é subidentificada. A rejeição da hipótese nula indica que os instrumentos excluídos da equação são válidos.
A estatística de Sargan avalia a condição de ortogonalidade dos instrumentos com o termo de erro. Sob a hipótese nula, a condição de ortogonalidade é respeitada para o conjunto de instrumentos utilizados.
A estatística C analisa se o instrumento considerado respeita a condição de ortogonalidade com o termo de erro no caso de excesso de instrumentos. Sob a hipótese nula, o subconjunto de instrumentos testado é apropriado.
A avaliação da endogeneidade baseia-se no teste de Durbin-Wu-Hausman. O p-valor do teste foi reportado pela palavra Endog. Sob a hipótese nula, o estimador de painel com a variável exógena é igual ao estimador de VI. Ou seja, a variável sob suspeita é exógena.

A presença de *hysteresis* no *quantum* importado é obtida pela significância e sinal negativo de H(En), indicando que a taxa de câmbio nominal explicaria o comportamento histerético do *quantum* importado considerando ou não a exogeneidade dos regressores. Dada a presença de *hysteresis* na demanda por importações, a estimação adequada deve incluir a medida histerética. Assim, a aplicação por GMM levou a uma estimativa maior do efeito cambial nominal e a uma elasticidade-renda é insignificante, considerando o fenômeno histerético. Espera-se que o coeficiente associado ao câmbio seja maior, pois a variável histerética considera apenas aqueles choques que alteraram a estrutura do mercado (grandes choques). A elasticidade da demanda por importações aos preços eleva-se ligeiramente para 0,65 (diante dos 0,57 anterior) considerando a presença de *hysteresis*.

A hipótese nula de que os coeficientes associados às variáveis Pd, –Pint e –En sejam iguais verifica a possibilidade de estimar a demanda por importações na forma restrita. Como a hipótese nula é rejeitada, estimar a demanda por importações na forma não restrita seria a alternativa mais adequada. Entretanto, os coeficientes associados às variáveis Pd e –En são considerados iguais, ou seja, poderia introduzir a variável preço doméstico em moeda estrangeira de forma restrita na equação.

Apesar da evidência de coeficientes diferentes associados às variáveis que compõem a taxa de câmbio real (epp), a demanda por importações na forma restrita pela primeira estratégia foi apresentada na tabela A3 do Anexo. Contrapondo as estimativas com a da equação não restrita, temos uma mudança substancial na elasticidade-preço. Especificar a taxa de câmbio como endógena leva a uma demanda por importações elástica ao preço, comparável a da literatura nacional. Isso pode ser um indício de que parte da literatura nacional obteve uma elasticidade-preço acima da unidade por estimar

o coeficiente associado à variável taxa de câmbio real na forma restrita. O trabalho indica que a alternativa adequada seria estimar na forma não restrita.

A inclusão de *dummies* e outras especificações temporais (como o *random-trend model*) nas regressões na forma restrita ou não restrita foram descartadas. Essas especificações temporais visavam captar efeitos macroeconômicos ou fatores comuns não representados pelos regressores, conforme a literatura destaca. Mas os efeitos macroeconômicos ou fatores comuns são captados principalmente pelas variáveis de produção, de preço doméstico e taxa de câmbio nominal efetiva, o que explica a alta correlação dessas variáveis com as especificações temporais alternativas[31]. Com isso, optou-se pela exclusão das especificações temporais na estimação da equação.

A primeira estratégia levou a significância da variável de *hysteresis* originária da taxa de câmbio real[32]. Assim, o comportamento histerético do *quantum* importado seria explicado pelo câmbio nominal ou real. Entretanto, a primeira estratégia desconsidera que as variáveis sejam não estacionárias o que pode incorrer em uma regressão espúria. Assim, o próximo passo é estimar o vetor de cointegração.

A segunda estratégia refere-se a estimar os vetores de cointegração em razão da presença de uma relação de longo prazo na seção descritiva. Os resultados dos estimadores PMG, MG, FMOLS e DOLS com e sem a variável histerética são apresentados na tabela 6[33]. Primeiramente, o coeficiente negativo e significativo para a velocidade de ajuste da relação de longo prazo (ϕ) ou C.E. confirma a presença de cointegração entre as variáveis do modelo. Os estimadores mostram relações esperadas de longo prazo (L.P.) para os regressores, com exceção do coeficiente associado à variável preço das importações por MG, DOLS e FMOLS. Em geral, os coeficientes associados às variáveis do modelo também apresentam os sinais esperados para a relação de curto prazo (C.P.) pelos estimadores PMG e MG.

O teste de Hausman foi utilizado para considerar se a hipótese nula de homogeneidade dos coeficientes associados às variáveis na relação de longo prazo é adequada. O resultado do teste foi rejeitar a hipótese alternativa de heterogeneidade de longo prazo para a demanda por importações não restrita com ou sem a variável de *hysteresis*. Assim, o estimador PMG é indicado por ser eficiente. A elasticidade-renda

---

[31] As variáveis de produção, de preço doméstico e taxa de câmbio nominal efetiva apresentaram considerável dispersão no tempo (mensurado pelo desvio-padrão *within* na seção anterior), captando esses efeitos macroeconômicos.

[32] A endogeneidade da taxa de câmbio real é a adequada segundo o teste de Durbin-Wu-Hausman.

[33] O critério para a seleção dos *lags* dos estimadores PMG e MG foi partir do modelo geral com quatro defasagens (por os dados serem trimestrais) e eliminar os *lags* pela sua insignificância.

estimada foi 0,5, abaixo daquela obtida na literatura nacional por séries de tempo. Ou seja, a economia brasileira apresenta uma propensão a importar menor do que a estimada nos trabalhos anteriores. A primeira estratégia tinha obtido a insignificância da elasticidade-renda com o regressor endógeno.

A magnitude da elasticidade da demanda por importações à taxa de câmbio real foi de 0,39 pelo estimador PMG. Novamente obtivemos uma elasticidade abaixo daquela obtida pelos trabalhos nacionais em séries de tempo. Entretanto, o preço internacional parece afetar pouco a demanda por importações pelo estimador PMG, tal comentário é reforçado pela insignificância estatística ou pelo sinal contrário do esperado para o coeficiente associado à Pint para os estimadores MG, DOLS e FMOLS. A magnitude dos coeficientes associados às variáveis de preço doméstico e de taxa de câmbio nominal indica que o preço doméstico em moeda estrangeira é levado em consideração para a decisão de importar. Tomando o preço das importações como dado, o importador demanda os bens comparando o preço doméstico em moeda estrangeira com o preço das importações para decidir se importa o bem. A demanda por importações praticamente apresenta elasticidade unitária ao preço doméstico em moeda estrangeira (=1,02/1,15). Não há uma demanda por importações elástica ao preço, não atendendo integralmente a hipótese de país pequeno para o Brasil.

Embora tenhamos focado os comentários no resultado do estimador PMG, as técnicas DOLS e FMOLS apresentam resultados próximos, com pequenas variações de magnitude dos coeficientes associados às variáveis do modelo. A exceção desse comportamento refere-se ao coeficiente de Pint que é significativo e com o sinal esperado pelo estimador PMG, enquanto é insignificante estatisticamente e/ou com o sinal contrário do esperado para os estimadores MG, DOLS e FMOLS. Outra distinção entre os estimadores é que o estimador MG apresenta coeficientes de maior valor absoluto em geral, mesmo para a velocidade de ajuste da relação de longo prazo.

A presença de *hysteresis* marca a relação de longo prazo da demanda por importações também e a velocidade de convergência para o equilíbrio diminui marginalmente ao considerar o fenômeno histerético. A variável de *hysteresis* diminui o efeito da taxa de câmbio nominal e das demais variáveis sobre a demanda por importações, com exceção da produção doméstica, para o estimador PMG. Os demais estimadores apresentam uma elevação do efeito cambial sobre a demanda por importações quando considerado a presença de *hysteresis*, o que parece fazer maior

sentido, conforme comentado anteriormente. Assim como os demais estimadores levam a diminuição do efeito das demais variáveis sobre a demanda por importações em geral.

Tabela 6 – Estimativas do vetor de cointegração para a demanda por importações não restrita

		PMG		MG		PMG		MG		DOLS		DOLS		FMOLS		FMOLS	
L.P.	Produc	0,50	***	1,01	***	0,50	***	1,87	***	0,80	***	0,57	***	0,45	***	0,66	***
	Pd	1,02	***	0,83	***	0,76	***	0,85	**	0,63	***	0,73	***	0,76	***	0,94	***
	Pint	-0,35	***	0,08		-0,15	**	0,24		-0,11		0,18	***	0,08		0,30	***
	En	-1,15	***	-0,64	***					-0,56	***			-0,62	***		
	H(En)					-0,95	***	-0,87	***			-0,85	***			-0,96	***
C.P.	ΔMd_{t-1}	-0,14	***	0,03													
	$\Delta Produc_t$	0,26		-0,05		0,27	**	-0,08									
	$\Delta Produc_{t-1}$	0,17		0,03													
	ΔPd_t	0,52	*	0,10		-0,14		-0,22									
	ΔPd_{t-1}	0,17		0,09													
	$\Delta Pint_t$	-0,41	***	-0,32	***	-0,44	***	-0,42	***								
	$\Delta Pint_{t-1}$	-0,04		0,02													
	ΔEn_t	-0,09		0,11													
	ΔEn_{t-1}	-0,17	***	-0,05													
	$\Delta H(En)_t$					-0,57	***	-0,03									
	C	1,26	***	0,62		0,02	**	-3,08	**								
CE	ϕ	-0,27	***	-0,69	***	-0,25	***	-0,64									
	Hausman			0,14				0,21									
	Restrição testada																
	Pd=-Pint=-En[1]	0,00		0,00													
	Pd=- En[1]	0,00		0,52													
	Pd=-H(En)[1]					0,03		0,95									
	En=H(En)[1]					0,00		0,00									

Obs.: ***, ** e * indicam, respectivamente, níveis de significância de 1%, 5% e 10%.
[1] Os testes reportam o p-valor obtido.

Como ponto de referência para a estimação não restrita; apresentamos as estimativas da relação de cointegração em que a variável da taxa de câmbio real na tabela A4 do Anexo. A elasticidade da demanda por importações à taxa de câmbio real- foi ligeiramente acima da unidade o que nos leva a afirmar que a forma restrita obteve um coeficiente maior do que a forma não restrita por não adequado[34]. Uma razão para a elevada elasticidade à taxa de câmbio real obtida pela literatura nacional por séries de tempo talvez seja a restrição imposta aos coeficientes associados às variáveis Pd, -Pint e –En. A elasticidade-renda estimada na forma restrita é ligeiramente maior do que a obtida no modelo não restrito também. Ademais, a variável de *hysteresis* é significativa e com um coeficiente elevado em termos absolutos. Ou seja, há a influência da taxa de câmbio real para explicar o comportamento histerético do *quantum* importado.

A análise setorial baseia-se no estimador FMOLS por ser mais robusto pela necessidade de menos suposições (Pedroni, 2000). A heterogeneidade dos coeficientes entre os setores pelo estimador FMOLS é apresentada na tabela A5 do Anexo[35]. A elasticidade-renda estimada é significativa e com o sinal esperado apenas para 13 setores da amostra. Isso indica a pouca relevância da renda para importar em vários setores da economia brasileira. Entretanto, o coeficiente elevado associado à variável produção doméstica mostra setores em que a demanda por importações está crescendo em relação a média, a saber "Borracha", "Celulose, papel e gráfica", "Minerais não-metálicos", "Siderurgia", "Outros produtos metalúrgicos", "Máquinas e tratores", "Veículos automotivos", "Têxtil", "Refino de petróleo".

O preço das importações parece não influenciar a quantidade importada, pois apenas para cinco setores o coeficiente associado ao preço das importações é significativo estatisticamente e com o sinal esperado. A significância estatística e o sinal esperado para o coeficiente associado ao preço doméstico aliado à variável cambial para diversos setores confirmam que ao demandar o bem compara-se o preço doméstico em moeda estrangeira e o preço da importação para auferir se é favorável adquirir o bem importado.

O coeficiente associado à variável de *hysteresis* da taxa de câmbio nominal foi significativo estatísticamente e com o sinal esperado para a maioria dos setores, evidenciando a presença histerética na quantidade importada. Alguns dos setores sem

---

[34] O estimador PMG é o foco dos resultados pela homogeneidade do equilíbrio de longo prazo, segundo o teste de Hausman.

[35] Na tabela A6 do Anexo apresentamos também as estimativas heterogêneas pelo estimador DOLS.

evidência do fenômeno histerético não surpreende sua ausência por serem setores com menores diferenças de produto e com menores custos irrecuperáveis provavelmente (ANDERTON, 1999; PENKOVA, 2006). Dentre esses setores, podemos citar “Agropecuária”, “Elementos químicos”, “Celulose, papel e gráfica”, “Calçados, couros e peles”, “Abate de animais”, “Minerais não-metálicos”, “Outros produtos metalúrgicos”, “Material elétrico”, “Madeira e mobiliário”, “Químicos diversos” e “Outros produtos alimentares”.

Em suma, há uma relação de longo prazo entre as variáveis da demanda por importações. A presença de *hysteresis* na quantidade importada é explicada pela taxa de câmbio nominal ou real. Entretanto, alguns setores não apresentam evidências de presença de *hysteresis*, o que provavelmente pode ser entendido como setores com menores custos irrecuperáveis em relação aos demais por seus bens serem mais homogêneos.

A hipótese de país pequeno é parcialmente respeitada no caso da demanda por importações. A demanda por importações elástica ao preço e a precificação das importações estabelecida no exterior são conseqüências da hipótese de país pequeno. Os resultados do teste de Durbin-Wu-Hausman refutam a endogeneidade do preço das importações. Ou seja, o preço das importações é estabelecido no exterior. Entretanto, as estimativas obtidas indicam uma elasticidade-preço da demanda próxima da unidade. O coeficiente da taxa de câmbio real obtém uma estimativa maior na forma restrita, indicando um viés pela restrição não ser adequada. Como a maioria dos estudos nacionais utilizou a taxa de câmbio real na forma restrita, sua estimativa acima da unidade pode decorrer de tal viés.

A relativa inelasticidade da demanda por importações ao preço pode também ser fruto de uma dependência pelo bem estrangeiro como insumo ou produto, sem tecnologia comparável nacionalmente. Poderia haver uma dependência da economia doméstica em relação aos bens importados que não seria muito afetada pela produção doméstica no curto prazo. A próxima seção aborda a equação de repasse cambial para o preço das importações.

2.5.2. Equação de *Pass-through*

A equação de *pass-through* cambial será estimada pelo modelo de efeito fixo (EF) com base no teste de Hausman, assumindo a exogeneidade dos regressores. O

próximo passo é focar no GMMFE com o uso de instrumentos pela endogeneidade do preço doméstico. Uma síntese dos resultados da primeira estratégia é apresentada na tabela 7. Os instrumentos utilizados são válidos com base nos testes de subidentificação e de sobreidentificação. Os resultados do teste Durbin-Wu-Hausman de endogeneidade são ambíguos, inferindo que há a endogeneidade do preço doméstico e o estimador GMM com instrumentos é o resultado de referência pela primeira estratégia. Uma razão para a endogeneidade do preço doméstico pode residir no índice de preços doméstico adotado, o IPA, pois inclui os preços dos bens importados.

Os sinais esperados para os coeficientes associados às variáveis explicativas do modelo apresentam os sinais esperados, com exceção do custo marginal e da variável histerética pelo estimador GMMFE com a variável de *hysteresis*. O grau de *pass-through* obtido foi 0,70 (=1,0-0,3), baseando-se nos resultados obtidos por GMMFE. Esse grau de repasse cambial para o preço das importações é incompleto, considerando que 30% das variações cambiais levaram ao reajuste do *mark-up* do importador. Ademais, a precificação das importações também é influenciada pelo custo estrangeiro. Entretanto, o coeficiente associado à variável de preço doméstico é insignificante estatisticamente. Isso significaria que o preço doméstico não seria levado em conta quando a firma exportadora para o Brasil estabelecesse seu preço.

A comparação entre os estimadores de EF e de GMMFE mostram um aumento no grau de *pass-through*, respectivamente, de 0,63 (=1,00-0,37) para 0,70. O resultado apresentado pelo estimador GMMFE também indica um aumento do repasse do custo estrangeiro para o preço das importações. Entretanto, tal aumento poderia estar vinculado à insignificância estatística do coeficiente associado ao preço doméstico por GMMFE, dada a magnitude do coeficiente do preço doméstico no modelo de EF.

Considerando a significância da variável histerética, obtemos um coeficiente associado a ela de -0,22 (=1,00-1,22) que é inconsistente com a teoria. Sob a hipótese nula de que o grau de *pass-through* seja igual a zero, obtemos a aceitação da hipótese nula. Embora o grau de repasse cambial esteja fora do intervalo, ele seria nulo estatisticamente. Ou seja, não haveria repasse cambial para o preço das importações dada a presença do fenômeno histerético. Com a inclusão da variável histerética, o coeficiente associado à variável de preço doméstico tornou-se significativo e com um coeficiente elevado, indicando que o preço doméstico é relevante para a precificação da importação. Entretanto, o coeficiente do custo estrangeiro tornou-se insignificante, o que também é inconsistente com a teoria.

Consideremos a hipótese nula dos coeficientes associados às variáveis histeréticas do preço doméstico e da taxa de câmbio serem iguais, essa hipótese nula é rejeitada pelo estimador GMMFE. Assim, embora a inclusão da variável histerética originária da taxa de câmbio nominal seja mais adequada, a variável de hysteresis do preço doméstico em moeda estrangeira pode elucidar alguns pontos. Na tabela A7 do Anexo, há evidências robustas de *hysteresis* do preço doméstico em moeda estrangeira no preço das importações. Devemos notar que novamente o coeficiente associado ao custo estrangeiro é insignificante estatisticamente, fato inconsistente com a teoria.

Tabela 7 – Estimativa da equação de *pass-through* pela primeira estratégia

	EF		EF		GMMFE		GMMFE	
CMg	0,42	***	0,48	*	0,94	***	-0,23	
En	-0,37	***			-0,30	***		
Pd	0,36	***	0,49	***	0,14		0,98	***
H(En)			-0,71	***			-1,22	***
R^2	0,54		0,38		0,50		0,28	
Hausman[1]	0,02		0,04					
Subidentificação[1]					0,00		0,02	
Sargan[1]					0,32		0,35	
Endog(Pd)[1]					0,00		0,04	
Instrumentos					ganho		Produc	
					ulc		ulc	
Restrição testada								
Pd=- En[1]	0,70				0,00			
Pd=-H(En)[1]			0,01				0,01	
En=H(En)[1]			0,00				0,00	

Obs.: ***, ** e * indicam, respectivamente, níveis de significância de 1%, 5% e 10%. Os estimadores pooled, FE e FD foram corrigidos para a presença de autocorrelação e heterocedasticidade nos resíduos, enquanto EA foi corrigido apenas para a presença do último.

[1] Os testes reportam o p-valor obtido.

O teste de Hausman permite escolher entre o modelo de EF e EA. Sob hipótese nula, o modelo de EA é consistente. Sob a alternativa, o modelo de EF é apropriado pela inconsistência de EA.

A estatística Subidentificação reporta o p-valor do teste de Anderson. Sob a hipótese nula, a equação é subidentificada. A rejeição da hipótese nula indica que os instrumentos excluídos da equação são válidos.

A estatística de Sargan avalia a condição de ortogonalidade dos instrumentos com o termo de erro. Sob a hipótese nula, a condição de ortogonalidade é respeitada para o conjunto de instrumentos utilizados.

A estatística C analisa se o instrumento considerado respeita a condição de ortogonalidade com o termo de erro no caso de excesso de instrumentos. Sob a hipótese nula, o subconjunto de instrumentos testado é apropriado.

A avaliação da endogeneidade baseia-se no teste de Durbin-Wu-Hausman. O p-valor do teste foi reportado pela palavra Endog. Sob a hipótese nula, o estimador de painel com a variável exógena é igual ao estimador de VI. Ou seja, a variável sob suspeita é exógena.

Entretanto, as estimativas apresentadas para a equação de *pass-through* desconsideraram que as variáveis sejam não estacionárias e a possibilidade de regressão espúria. Atentando para a possibilidade de regressão espúria, passaremos à segunda

estratégia e apresentaremos os vetores de cointegração pelos estimadores PMG, MG, DOLS e FMOLS na tabela 8. As estimações apresentam os sinais esperados para o estimador PMG. A obtenção de sinais contrários do esperado foi comum para os coeficientes associados às variáveis de preço doméstico, de custo estrangeiro e de *hysteresis* pelos estimadores MG, DOLS e FMOLS. Embora a relação de curto prazo apresentasse os sinais esperados em sua maioria. Talvez os resultados para os estimadores MG, DOLS e FMOLS sejam afetados pela unidade temporal não ser grande (52 períodos), apesar de Pedroni (2000) obter que as distorções de tamanho sejam relativamente pequenas em pequenas amostras, principalmente quando o número de *cross-sections* é menor do que o de tempo.

A hipótese nula de homogeneidade na relação de longo prazo foi aceita pelo teste de Hausman, indicando que a poolabilidade melhora as estimativas. Portanto, focaremos no estimador PMG. O estimador PMG indica que há cointegração pela significância da velocidade do ajuste[36]. Novamente, obtivemos que o grau de *pass-through* é incompleto, de magnitude 0,66 (=1,00-0,34). Assim, 44% das variações cambiais seriam ajustadas pelo *mark-up*. A influência do custo estrangeiro no preço das importações é menor do que a unidade. O coeficiente abaixo da unidade indica que a mudança no custo é acomodada parcialmente pelo *mark-up*, pois nem toda a variação do custo estrangeiro é repassado para o preço das importações. Ademais, o preço doméstico é levado em consideração para a decisão de precificar o bem importado no mercado interno.

O destaque é a presença do fenômeno histerético no preço das importações explicado pelo câmbio nominal. Em particular, o grau de *pass-through* se torna menor sob a presença de *hysteresis*, conforme teorizado por Dixit (1989). Assim, obtemos que o grau de *pass-through* é incompleto (0,53) no longo prazo. Podemos dizer que uma razão para esse grau de repasse cambial para o preço das importações ser incompleto reside no próprio fenômeno histerético. A existência de choques cambiais transitórios pode não mudar o preço das importações, o que diminuiria o grau de repasse cambial.

[36] Essa é uma evidência robusta para a presença de cointegração entre as variáveis da equação de *pass-through* dando seqüência ao resultado do teste de Pedroni e contrariando o resultado do teste de Johansen, ambos apresentados na seção de análise descritiva.

Tabela 8 – Estimativas do vetor de cointegração para a equação de *pass-through*

		PMG		MG		PMG		MG		DOLS		DOLS		FMOLS		FMOLS	
L.P.	CMg	0,62	***	0,33	*	1,15	***	2,64	*	-0,26	*	1,44	***	0,52	***	1,64	***
	En	-0,34	***	-0,55	***					-0,71	***			-0,50	***		
	Pd	0,25	***	0,57	**	0,62	***	-0,46		0,74	***	-0,25	***	0,39	***	-0,09	***
	H(En)					-0,47	***	0,43				0,21	***			-0,15	
C.P.	$\Delta Pint_{t-1}$					-0,12	***	-0,11	***								
	ΔCMg_t	0,90	***	0,41		0,66	**	0,55	*								
	ΔCMg_{t-1}					-0,24		-0,21									
	ΔEn_t	-0,03		0,09	***												
	ΔEn_{t-1}																
	ΔPd_t	0,46	***	0,41	***	0,37	***	0,43	***								
	ΔPd_{t-1}					-0,09		-0,01									
	$\Delta H(En)_t$					-0,02		-0,09									
	$\Delta H(En)_{t-1}$					-0,18	**	-0,27	***								
	$\Delta H(Pd_{F\$})_t$																
	$\Delta H(Pd_{F\$})_{t-1}$																
	C	0,37	***	1,72	***	-0,33	***	-0,68	**								
C.E.	ϕ	-0,17	***	-0,47	***	-0,10	***	-0,23	***								
	Hausman			0,34				0,20									
	Restrição testada																
	Pd=- En[1]	0,01		0,86													
	Pd=-H(En)[1]					0,14		0,96									
	En=H(En)[1]					0,57		0,00									

Obs.: ***, ** e * indicam, respectivamente, níveis de significância de 1%, 5% e 10%.
[1] Os testes reportam o p-valor obtido.

Outra contrapartida da presença histerética é um aumento na magnitude dos demais coeficientes da regressão. O importador repassa à variação do custo em sua totalidade quando consideramos o fenômeno histerético. Considerar que a estrutura do mercado se mantém dentro de certos limites, faz com que tenhamos maiores influências de outras variáveis (como custo estrangeiro e preço doméstico), pois o importador se ajustaria as mudanças permanecendo no mercado. Ademais, a velocidade do ajuste diminui com a presença de *hysteresis*.

Como ponto de referência para a estimação da equação com a variável de *hysteresis* da taxa de câmbio nominal; apresentamos as estimativas restritas da variável de *hysteresis* do preço doméstico em moeda estrangeira na tabela A8 do Anexo. Novamente, nos basearemos no estimador PMG com base no teste de Hausman. A significância e o sinal esperado do coeficiente da variável histerética do preço doméstico em moeda estrangeira indicam a presença de *hysteresis* no preço das importações. A inclusão da variável histerética aumenta a influência do custo estrangeiro sobre o preço das importações em relação ao resultado sem a variável representativa do fenômeno histerético.

No sentido de estender a análise setorialmente, focaremos no estimador FMOLS apresentado na tabela A9 do Anexo, comentado anteriormente[37]. O grau de repasse cambial estimado foi significativo para a maioria dos setores e relativamente elevado. Assim, os preços das importações para grande parte dos setores se movem de forma mais próxima aos seus preços internacionais, com pequena parcela das variações cambiais sendo ajustadas pelo *mark-up*. Para 10 setores, o grau de *pass-through* exacerbou o limite, tornando-se inconsistente com a teoria. Os coeficientes associados ao preço doméstico e ao custo estrangeiro apresentaram os sinais esperados, mas sem significância estatística em geral. Isso indica que parcela considerável do preço das importações responde à taxa de câmbio, com papel marginal para o preço doméstico e o custo estrangeiro.

A inclusão da variável de *hysteresis* no modelo levou a um grau de *pass-through* que não condiz com a teoria e sem significância estatística em grande parte dos setores, exacerbando os valores limiares zero e um. Entretanto, o custo no exterior passa a exercer a influência esperada sobre o preço das importações, com o preço doméstico

[37] Na tabela A10 do Anexo apresenta-se as estimativas heterogêneas dos coeficientes associados às variáveis do modelo pela técnica DOLS.

mantendo um papel marginal. As evidências dos coeficientes do modelo de forma heterogênea fogem em parte dos resultados obtidos anteriormente.

Os resultados sugerem algumas conclusões. Primeiro, o presente estudo corrobora com a evidência de *hysteresis* da taxa de câmbio nominal e do preço doméstico em dólar no preço das importações. Segundo, a indicação seria de um grau de *pass-through* da taxa de câmbio para o preço de importação incompleto de cerca de 0,53. Os choques cambiais serão repassados parcialmente para o preço de importação e em certa medida o *mark-up* será ajustado para acomodar tal choque. Uma vantagem do *pass-through* incompleto é reduzir o efeito inflacionário de uma depreciação cambial pela pequena transmissão da mudança cambial para o preço de importação. Terceiro, o grau de *pass-through* sob a presença de *hysteresis* foi menor, como previa Dixit (1989). Assim, estudos sobre o grau de *pass-through* podem estar com viés positivo por não considerarem a variável histerética. Uma das causas para o *pass-through* ser incompleto pode residir na própria *hysteresis*. Quarto, o efeito das demais variáveis (custo estrangeiro e preço doméstico) aumenta quando consideramos o fenômeno histerético. Ademais, a variação de custo só seria repassado integralmente na presença de *hysteresis*. O importador permaneceria no mercado de acordo com os limites cambiais e se ajustaria em maior magnitude às mudanças nas demais variáveis.

Conclusão

O presente trabalho visou testar a presença do efeito histerético da taxa de câmbio nas equações de demanda por importações e de repasse da variação cambial para o preço das importações em um painel de 1996 a 2008 para 29 setores no Brasil. A estrutura do trabalho baseou-se em Baldwin (1988). O autor modelou que os choques cambiais temporários alterariam a elasticidade-preço da demanda quando levassem à saída ou entrada de firmas que exportam para o mercado doméstico. Esses choques cambiais levam à instabilidade do termo constante e do coeficiente de elasticidade-preço da demanda nas equações de *pass-through* e de demanda por importações, respectivamente.

A proposição do trabalho foi testar a presença de *hysteresis* com a introdução da variável histerética construída pelo algoritmo de Piscitelli et al (2000). A inclusão da variável representativa de *hysteresis* nas equações neutralizaria a instabilidade nos coeficientes das duas equações por considerar os choques passados da taxa de câmbio. A contribuição do estudo baseia-se na inclusão dessa variável de *hysteresis*, omitida nos trabalhos nacionais que estimaram funções de demanda por importações. Ademais, a maioria dos estudos no país emprega análises em séries temporais, enquanto que o estudo propõe a utilização de dados em painel para as importações setoriais.

A estimação das equações de demanda por importações e de *pass-through* seguiram duas estratégias empíricas. A primeira estratégia supõe a estacionariedade das variáveis e a poolabilidade para estimar por efeito fixo ou aleatório e por GMM com instrumentos na presença de regressores endógenos. Entretanto, essas técnicas podem não ser adequadas na presença de variáveis não estacionárias, em razão da possibilidade de regressão espúria com dados em painel. A segunda estratégia trata a presença de variáveis não estacionárias e a heterogeneidade dos coeficientes associados às variáveis do modelo. Na segunda estratégia, os estimadores MG, PMG, FMOLS e DOLS foram utilizados para obter o vetor de cointegração em painel.

Em relação à demanda por importações, obteve-se que o preço das importações é estabelecido no mercado mundial. A decisão de importar o bem se baseia na comparação entre o preço doméstico em moeda estrangeira e o preço do bem importado para verificar se compensa adquirir o bem do exterior, dada a influência do preço doméstico e da taxa de câmbio sobre a quantidade importada. A demanda por

importações apresenta uma elasticidade próxima da unitária para o preço doméstico em moeda estrangeira e uma elasticidade-renda inferior à unidade. As duas elasticidades abaixo da unidade podem indicar uma dependência da economia brasileira ao bem importado. Com relação à elasticidade da demanda por importações à taxa de câmbio real, a evidência foi um número inferior à unidade. Isso contraria a literatura nacional de séries temporais e que poderia ter obtido um número acima da unidade por utilizar a taxa de câmbio real na forma restrita. De forma complementar, a presença de *hysteresis* na quantidade importada é explicada pela taxa de câmbio real ou nominal.

Pelo lado da precificação das importações, há um grau de repasse cambial incompleto, com ajuste do *mark-up* do produtor externo às variações cambiais. A margem considerável de ajuste do *mark-up* pelo exportador para o Brasil mostra sua relativa capacidade de fixar preços no mercado doméstico. Tal margem pode existir pela maior diferenciação de produtos em alguns mercados setoriais. Entretanto, a evidência indica que o importador fixa seu preço baseando-se no comportamento do preço doméstico em moeda estrangeira, o que explica a influência do preço doméstico na precificação do bem importado. Ademais, a presença de *hysteresis* leva a uma diminuição do grau de *pass-through*, como teorizou Dixit (1989), e a um maior efeito das demais variáveis sobre o preço das importações. Considerar que a estrutura do mercado se mantém dentro de certos limites, faz com que tenhamos maiores influências de outras variáveis (como custo estrangeiro e preço doméstico), pois o importador se ajustaria as mudanças permanecendo no mercado.

Conjuntamente, a quantidade importada não parece determinar ou ser influenciada pelo preço das importações. A variável-chave é o preço doméstico em moeda estrangeira que influencia a quantidade importada e estabelece uma referência para o importador determinar seu preço no mercado doméstico.

Dada a preocupação com a inflação na economia brasileira, a evidência da presença de *hysteresis* nas importações pode ter implicações sobre a política monetária no Brasil. Dado o fenômeno histerético no preço das importações, uma política de gerenciar a volatilidade da taxa de câmbio enfrentaria talvez um *tradeoff* na área monetária a partir das estimativas obtidas no trabalho. Com a taxa de câmbio volátil, o importador transferiria mais as variações do seu custo para o preço enquanto repassaria uma menor parcela da mudança cambial, considerando a presença de *hysteresis*. Uma taxa cambial gerenciada amenizaria o efeito da *hysteresis* nas importações, o importador transferiria para seu preço em maior grau a variação cambial e em menor grau a

mudança no custo estrangeiro. Assim, caberia a autoridade monetária decidir qual efeito seria menor para a inflação doméstica.

Bibliografia

ANDERTON, R. UK trade performance and the role of product quality, variety, innovation and hysteresis: some preliminary results. **Scottish Journal of Political Economy**, vol. 46, p. 553-570, 1999.

AZEVEDO, A.F.Z.; PORTUGAL, M.S. Abertura comercial brasileira e instabilidade da demanda de importações. **Nova Economia**, Belo Horizonte, vol. 8, n. 1, p. 37-63, 1998.

BALASSA, B. (1991): Exchange Rates and Foreign Trade in Korea. WB WP/91/635.

BALDWIN, R. Hysteresis in Import Prices: the beachhead effect. **American Economic Review**, Nashville, vol. 78; n. 4, p. 773-785, 1988.

_____. Hysteresis in trade. **Empirical Economics**, Viena, vol. 15, n. 2, p. 127-142, 1990.

_____; KRUGMAN, P.R.. The persistence of the U.S. trade deficit. **Brooking papers on economic activity**, Cambridge, n.1, p. 1-55, 1987.

_____; KRUGMAN, P. R. Persistent Trade Effects of Large Exchange Rate Shocks. **The Quarterly Journal of Economics**, Cambridge, vol. 104, n. 4, p. 635-54, 1989.

_____; GOLDBERG, L. "Exchange rate pass-through into import prices". Londres: CEPR, CEPR Discussion papers 4391, 2004.

_____; _____; GONZÁLES-MÍNGUEZ, J. "Exchange rate pass-through to import prices in the Euro Area". New York: NBER, NBER Working paper 11632, 2005.

BARHOUMI, K. Long run Exchange rate pass-through into import prices in developing countries: na homogeneous or heterogeneous phenomenon?. **Economics Bulletin**, vol. 6, n. 14, p. 1-12, 2005.

CARVALHO, A.; PARENTE, M.A. Estimação de equações de demanda por importações por categoria de uso para o Brasil (1978/1996). Rio de Janeiro: *IPEA*, Texto para discussão n. 636, 1999.

CASTRO, A.S.; CAVALCANTI, M.A.F. Estimação de equação de exportação e importação para o Brasil – 1955/95. Rio de Janeiro: *IPEA*, Texto para discussão n. 469, 1997.

CROSS, R.; DARBY, J.; IRELAND, J. "Hysteresis and unemployment: some preliminary investigations". Mimeo, University of Strathclyde, 1998.

_____. "On the foundations of hysteresis in economic systems". ***Economies and Philosophy***, vol. 9, p. 53–74, 1993. In: GÖCKE, M. "Various Concepts of Hysteresis Applied in Economics". ***Journal of Economic Surveys,*** vol. 16, p. 167-88, 2002.

DIXIT, A. Hysteresis, Import Penetration, and Exchange Rate Pass-Through. **Quarterly Journal of Economics**, Cambridge, vol. 104, n. 2, p. 205-228, 1989.

DIXIT, A. "Investment and hysteresis". ***Journal of Economic Perspectives***, vol. 6 (1), p. 107–132, 1992.

GIORGIANNI, L. & Milesi-Ferretti, G. M. (1997): Determinants of Korean Trade Flows and their Geographical Destination. IMF WP/97/54.

GÖCKE, M. Various Concepts of Hysteresis Applied in Economics. **Journal of Economic Surveys,** Oxford/Malden, vol. 16, n. 2, p. 167-88, 2002.

GOLDBERG, P.; KNETTER, M. Goods prices and exchange rates: what have we learned?. **Journal of Economic Literature**, Pittsburgh, vol. 35, n. 3, p. 1243-1272, 1997.

HAGUENAUER, L.; MARKWALD, R.; POURCHET, H. "Estimativas do valor de produção industrial e elaboração de coeficientes de exportação e importação da indústria brasileira". Rio de Janeiro: IPEA, Texto para Discussão n. 563, 1998.

HALLET, A.; PISCITELLI, L. Testing for hysteresis against nonlinear alternatives. **Journal of Economic Dynamics & Control**¸ Massachusetts, vol. 27, p. 303-327, 2002.

KANNEBLEY JR., S. **Hysteresis na exportações industrializadas brasileiras: uma análise empírica**. 2006. 147 f. Tese (Livre docência) – Faculdade de Economia, Administração e Ciências Contábeis, Universidade de São Paulo, Ribeirão Preto, 2006.

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

_____; VALERI, J. O. "Persistência e permanência na atividade exportadora: uma análise empírica para as empresas industriais brasileiras". In: XXXIV Encontro Nacional de Economia da ANPEC, 2006, Salvador. **Anais do XXXIV Encontro Nacional de Economia da ANPEC**, 2006.

KUME, H.; PIANI, G.; SOUZA, C. "A política brasileira de importação no período 1987-1998: descrição e avaliação". In: CORSEUIL, C.; KUME, H. (Org.) A abertura comercial brasileira nos anos 1990: impacto sobre emprego e salário. 1 ed. Rio de Janeiro: IPEA, 2003, v. 1, p.9-37.

MACKI, J. W.; NISTRI, PAOLO e ZECCA, P. "Mathematical Models for Hysteresis**"** *SIAM Review*, 35 (1), p. 94-123, 1993.

MAH, J.S. (1993). Structural Change in Import Demand Behavior: The Korean Experience". Journal of Policy Modeling, 15, pp.223-227.

MAYERGOYZ, I. D. Mathematical Models of Hysteresis. **Physical Review Letters**, vol. 56, n. 15, p. 1518-1521, 1986.

MENON, J. Exchange rate pass-through. **Journal of Economic Surveys**, Oxford/Malden, vol. 9, n. 2, 1995.

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, v. CD-ROM.

OLIVEI, G. Exchange rates and the prices of manufacturing products imported into the United States. **New England Economic Review**, Massachusetts, p. 3-18, 2002.

PARSLEY, D. C.; WEI, S-J. Insignificant and inconsequential hysteresis: the case of U.S. bilateral trade. **The Review of Economic Statistics**, vol. 75, n. 4, p. 606-613, 1993.

PEDRONI, P. Panel cointegration; asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests, with an application to the PPP Hypothesis. Universidade de Indiana, Working paper n. 95-013, 1995.

_____. Purchasing Power Parity tests in cointegrated panels. Universidade de Indiana: Working paper, 1999.

_____. Fully modified ols for heterogeneous cointegrated panels. **Advances in econometrics**, v.15, p. 93-130, 2000.

PENKOVA, E. “An empirical analysis of UK imports: is there evidence of hysteresis”. Universität Dortmund Discussion papers in Economics n. 05-01, Janeiro 2005.

PESARAN, M.; SMITH, R. Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels. **Journals of Econometrics**, v. 68, p. 79-113, 1995.

_____. SHIN, Y.; SMITH, R. Pooled mean group estimation of dynamics heterogeneous panels. **Journal of the American Statistical Association**, vol. 94, p. 621-634.

PISCITELLI, L.; CROSS, R.; GRINFELD, M.; LAMBA, H. A test for strong hysteresis. **Computational Economics**, Heidelberg, vol. 15, n. 1–2, p. 59–78, 2000.

POLLARD, P; COUGHLIN, C. “Size matters: asymmetric exchange rate pass-through at the industry level”. Federal Reserve Bank of St. Louis, Working paper 2003-029C, 2004.

PORTUGAL, M.S. Um modelo de correção de erros para a demanda por importações brasileira. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 22, n. 3, p. 501-540, 1992.

PREISACH, P. “Über die magnetische Nachwirkung”. ***Zeitschrift für Physik***, vol. 94, p.277-302, 1938. In: MAYERGOYZ, I. D. "Mathematical Models of Hysteresis". ***IEEE Transactions on Magnetics***, vol. 22, p. 603-608, 1986.

RESENDE, M.F.C. Crescimento econômico, disponibilidade de divisas e importações no Brasil: um modelo de correção de erros. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 31, n. 2, p. 289-330, 2001.

ROBERTS, M.J. e 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.

SAHMINAN, S. Exchange rate pass-through into import prices in Major Southeast Asian Countries. 2005. Tese de doutorado – The university of North Carolina at Chapel Hill.

SILVA, A. et al. Redes neurais artificiais e análise de sensibilidade: uma aplicação à demanda de importações brasileira. **Economia Aplicada**, Ribeirão Preto, v. 5, n. 3, p. 645-693, 2001.

THOMAKOS, D.; ULUBASOGLU,M. The impact of trade liberalization on import demand. **Journal of Economic and Social Research**, vol. 4, n. 1, p. 1-26, 2002.

Anexo

Tabela A1 – Testes de cointegração para a demanda por importações restrita		
	Sem *hysteresis*	Com *hysteresis*
Teste de Pedroni	p-valor	p-valor
H_0: sem cointegração; Ha: cointegração (*within*)		
Panel v	0,31	0,24
Panel rho	0,28	0,39
Panel PP	0,00	0,00
Panel ADF	0,00	0,00
H_0: sem cointegração; Ha: cointegração (*between*)		
Group rho	0,01	0,05
Group PP	0,00	0,00
Group ADF	0,00	0,00
Teste de Johansen[1]	p-valor	p-valor
$r = 0$	0,00	0,00
$r \leq 1$	0,40	0,42

Obs.: O número de defasagens foi selecionado pelo critério de Akaike no teste de Pedroni. A especificação sem tendência determinista para ambos os testes está em linha com os resultados da primeira estratégia. As estatísticas em painel de Pedroni foram ponderadas pela variância de longo prazo.
[1] Optou-se por apresentar apenas a estatística do traço.

Tabela A2 – Demanda por importações não restrita com Produc e Pint endógenos, além de Pd

	GMMFE		GMMFE		GMMFE		GMMFE	
Produc	0,94		1,05		0,18		0,15	
Pd	0,78	***	1,07	**	1,30	***	1,35	***
Pint	-0,64	***	-0,57	***	-1,20	**	-0,68	*
En	-0,97	***			-1,34	***		
H(En)			-1,72	***			-1,85	***
R^2	0,1435		-0,0755		0,0337		-0,0590	
Subidentificação[1]	0,0387		0,0180		0,0341		0,0008	
Sargan[1]	0,5258		0,2388		0,9678		0,2123	
Endog(Produc)[1]	0,1237		0,1841					
Endog(Pint)[1]					0,2567		0,5510	
Instrumentos	ganho		ulc		ganho		ganho	
	ulc		ganho		ulc		nuci	
	ppi		ppi		nuci		ppi	

Obs.: ***, ** e * indicam, respectivamente, níveis de significância de 1%, 5% e 10%. Os estimadores pooled, FE e FD foram corrigidos para a presença de autocorrelação e heterocedasticidade nos resíduos, enquanto EA foi corrigido apenas para a presença do último.
[1] Os testes reportam o p-valor obtido.
O teste de Hausman permite escolher entre o modelo de EF e EA. Sob hipótese nula, o modelo de EA é consistente. Sob a alternativa, o modelo de EF é apropriado pela inconsistência de EA.
A estatística Subidentificação reporta o p-valor do teste de Anderson. Sob a hipótese nula, a equação é

subidentificada. A rejeição da hipótese nula indica que os instrumentos excluídos da equação são válidos.
A estatística de Sargan avalia a condição de ortogonalidade dos instrumentos com o termo de erro. Sob a hipótese nula, a condição de ortogonalidade é respeitada para o conjunto de instrumentos utilizados.
A estatística C analisa se o instrumento considerado respeita a condição de ortogonalidade com o termo de erro no caso de excesso de instrumentos. Sob a hipótese nula, o subconjunto de instrumentos testado é apropriado.
A avaliação da endogeneidade baseia-se no teste de Durbin-Wu-Hausman. O p-valor do teste foi reportado pela palavra Endog. Sob a hipótese nula, o estimador de painel com a variável exógena é igual ao estimador de VI. Ou seja, a variável sob suspeita é exógena.

Tabela A3 – Demanda por importações restrita pela primeira estratégia

	EA		EA		GMMFE		GMMFE	
Produc	0,39	***	0,48	***	0,22		0,28	
epp	-0,58	***			-1,27	**		
H(epp)			-0,50	***			-2,50	*
C	5,48	***	2,40	***				
R^2	0,1604		0,0594		0,0140		-0,4182	
Hausman[1]	0,3518		0,1823					
Subidentificação[1]					0,0267		0,2050	
Sargan[1]					0,9969		0,6737	
Endog(epp)[1]					0,0411			
Endog(H(epp))[1]							0,0015	
Instrumentos					ganho		ulc	
					ulc		ppi	
					nuci			
Restrição testada								
epp=H(epp)[1]			0,00				0,00	

Obs.: ***, ** e * indicam, respectivamente, níveis de significância de 1%, 5% e 10%. Os estimadores pooled, FE e FD foram corrigidos para a presença de autocorrelação e heterocedasticidade nos resíduos, enquanto EA foi corrigido apenas para a presença do último.
[1] Os testes reportam o p-valor obtido.
O teste de Hausman permite escolher entre o modelo de EF e EA. Sob hipótese nula, o modelo de EA é consistente. Sob a alternativa, o modelo de EF é apropriado pela inconsistência de EA.
A estatística Subidentificação reporta o p-valor do teste de Anderson. Sob a hipótese nula, a equação é subidentificada. A rejeição da hipótese nula indica que os instrumentos excluídos da equação são válidos.
A estatística de Sargan avalia a condição de ortogonalidade dos instrumentos com o termo de erro. Sob a hipótese nula, a condição de ortogonalidade é respeitada para o conjunto de instrumentos utilizados.
A estatística C analisa se o instrumento considerado respeita a condição de ortogonalidade com o termo de erro no caso de excesso de instrumentos. Sob a hipótese nula, o subconjunto de instrumentos testado é apropriado.
A avaliação da endogeneidade baseia-se no teste de Durbin-Wu-Hausman. O p-valor do teste foi reportado pela palavra Endog. Sob a hipótese nula, o estimador de painel com a variável exógena é igual ao estimador de VI. Ou seja, a variável sob suspeita é exógena.

Tabela A4 – Estimativas do vetor de cointegração para a demanda por importação restrita

		PMG		MG		PMG		MG		DOLS		DOLS		FMOLS		FMOLS	
L.P.	Produc	0,53	***	0,69		0,57	***	0,82		0,17	***	0,39	***	0,30	***	0,41	***
	epp	-1,03	***	-0,89	***					-0,74	***	-1,12	***	-0,64	***	-1,07	***
	H(epp)					-1,88	***	-1,30	**								
C.P.	$\Delta Produc_t$	0,08		-0,04		0,14		-0,06									
	Δepp_t	-0,28	***	-0,18	**												
	$\Delta H(epp)_t$					-1,20	***	-0,75	**								
	C	1,67	***	1,71	**	0,53	***	0,44									
C.E.	ϕ	-0,24	***	-0,41	***	-0,23	***	-0,47	***								
	Hausman[1]			0,81				0,57									

Obs.: ***, ** e * indicam, respectivamente, níveis de significância de 1%, 5% e 10%.
[1] Os testes reportam o p-valor obtido.

Tabela A5 – Estimativas heterogêneas da demanda por importações não restrita por FMOLS

	Sem variável de *hysteresis*								Com variável de *hysteresis*							
	Produc		Pd		Pint		En		Produc		Pd		Pint		H(En)	
Agropecuária	-2,46	***	0,30		0,59	***	-0,36		-2,09	***	0,20		0,66	***	-0,49	
Borracha	1,19	***	0,99	***	-0,14		-0,66	***	1,57	***	0,94	***	0,16		-0,71	***
Elementos químicos	0,80	**	0,58	***	0,73	***	-0,20		0,83	***	0,60	***	0,89	***	-0,30	
Celulose, papel e gráfica	1,33	***	0,38		-0,51	*	-1,42	***	2,81	***	-1,21	***	0,35		-0,34	
Artigos de	0,25		5,45	***	0,08		-1,05	***	-0,17		6,52	***	0,46	*	-1,87	**

vestuário																
Calçados, couros e peles	0,30		0,40		2,37	***	-0,19		-1,19		-0,59		2,25	***	0,46	
Abate animais	-4,53	***	0,29		-0,03		-0,02		-4,66	***	0,07		0,07		0,43	
Extrativa mineral	-1,28	***	1,39	***	-0,26	***	-0,55	***	-0,97	***	1,31	***	-0,17	***	-0,97	***
Equipamentos eletrônicos	0,02		2,50	***	-1,82		-0,89	*	-0,45		7,87	***	-2,09	*	-4,69	***
Farmacêutica e perfumaria	1,26	**	0,68	*	-0,32	*	-0,21		0,86	**	1,23	***	-0,28	***	-0,79	***
Beneficiamento de produtos vegetais	0,08		1,03	**	-0,77	***	-1,27	***	1,09		1,04	*	-0,51	***	-1,98	***
Indústrias diversas	-0,06		1,75	***	-1,78	***	-1,14	***	0,27	**	2,32	***	-2,20	***	-2,02	***
Petróleo e carvão	0,60		-0,78	**	0,40	***	0,53	**	0,30		-0,70	***	0,33	***	0,97	***
Minerais não metálicos	1,46	*	1,05	***	-0,06		-0,86	***	2,44	***	0,82	**	0,53		-0,74	
Siderurgia	2,21	**	0,80	**	-0,63	**	-1,11	***	2,71	***	0,75	***	-0,24		-2,28	**
Metalurgia não ferrosos	0,93		0,72	**	-0,36		-0,50	*	0,88		0,77	***	-0,23	*	-0,99	***
Outros produtos metalúrgicos	1,82	*	0,83	***	-0,47		-0,97	***	2,26		0,78	***	0,38		-1,37	***
Máquinas e tratores	1,69	***	-0,27		0,50		-0,14		1,79	***	-0,39		0,67		-0,04	
Material elétrico	0,06		0,80	**	-0,31		-0,18		-0,26		1,62	***	-0,38		-1,20	***
Veículos automotores	1,30	***	-1,11		3,74	***	-0,32		1,41	***	-0,92		3,65	***	-0,69	
Peças e outros veículos	0,62	***	0,39	*	0,30		-0,79	***	0,28	***	1,22	***	0,72	***	-1,51	***
Madeira e mobiliário	-0,04		0,62	***	0,08		-0,77	***	0,54		0,46		0,72	***	-0,88	***
Químicos diversos	1,02	*	0,71	***	-0,17		-0,16		1,43	***	0,43	*	0,02		0,32	
Plástica	1,00		0,85	***	-0,30		-0,97	***	3,05	***	0,63	**	-0,35		-0,77	
Têxtil	2,75	***	1,07	***	1,32	***	-0,92	***	2,67	***	1,49	***	2,02	***	-1,42	***
Laticínios	0,72		-0,42		-1,01	*	-1,58	***	0,78		-0,83		-0,30		-1,74	***
Óleos vegetais	-1,34		0,83	***	-0,04		-1,14	***	-0,27		0,62	***	0,34	***	-1,55	***
Outros produtos	-1,16	*	0,31	*	0,79	***	-0,24		-0,40		-0,14		1,08	***	0,24	

alimentares																
Refino de petróleo e petroquímicos	2,63	***	-0,13		0,33	*	-0,02		1,56	***	0,21	**	0,20	***	-0,84	***
Obs.: ***, ** e * indicam, respectivamente, níveis de significância de 1%, 5% e 10%.																

Tabela A6 – Estimativas heterogêneas da demanda por importações não restrita por DOLS

	Sem variável de *hysteresis*								Com variável de *hysteresis*							
	Produc		Pd		Pint		En		Produc		Pd		Pint		H(En)	
Agropecuária	-2,77	***	0,51		0,36	***	-0,45	*	-1,44	**	-0,34		0,11		0,43	
Borracha	2,27	***	0,86	***	0,16		-0,28	**	2,72	***	0,74	***	0,07		-0,20	
Elementos químicos	0,73		0,44	***	0,39		-0,22		-2,77		1,25	***	-0,41		-2,54	***
Celulose, papel e gráfica	-0,64		1,60	***	-0,89	***	-2,13	***	2,79	*	-1,25	**	0,35		-0,33	
Artigos de vestuário	3,71	***	6,98	***	0,77	***	-0,29		1,99		6,42	***	0,64	***	-0,85	**
Calçados, couros e peles	-3,94	***	-1,80	***	2,28	***	0,39	*	-3,97	***	-2,34	***	1,80	***	1,38	***
Abate animais	-1,64		-1,19	***	0,27		1,28	***	-12,05	***	1,12	**	0,56	***	0,93	**
Extrativa mineral	-1,71	***	1,93	***	-0,49	***	-0,98	***	0,64		0,30		-0,24	***	-0,77	***
Equipamentos eletrônicos	0,41		1,83	*	-4,91	*	-1,08	*	-1,15	***	10,13	***	-5,43	***	-6,86	***
Farmacêutica e perfumaria	1,08		1,51	***	-0,81	***	-0,83	***	0,55		1,63	*	-0,25		-1,13	***
Beneficiamento de produtos vegetais	-4,41	***	1,43	***	-0,47	***	-1,36	***	-0,69		-0,06		-0,24		-0,40	
Indústrias diversas	0,02		1,66	***	-0,27		-1,75	***	0,36	***	1,63	***	-0,48	*	-5,26	***
Petróleo e carvão	2,76	***	-1,84	***	0,27		1,10	***	0,65		-0,87	***	0,27		1,31	***
Minerais não metálicos	1,46		0,81		-1,29	**	-1,00	**	1,08		1,21	*	0,16		-1,41	*
Siderurgia	6,08	***	-0,10		-0,34		-0,72		6,42	***	-0,32		-0,08		-1,00	**
Metalurgia não ferrosos	-2,55	***	0,68	***	-0,07		-0,28		-1,40	***	0,71	***	-0,09		-0,70	***
Outros produtos	4,16	***	-0,11		0,62		0,01		6,45	***	-0,62	***	0,32		1,04	***

metalúrgicos																
Máquinas e tratores	1,64	***	-0,16		-0,22		-0,52		1,86	***	-0,82	***	0,57	**	0,34	
Material elétrico	-0,05		0,53	***	-0,78	*	0,15		-0,41		1,23	***	-0,75	*	-0,96	***
Veículos automotores	0,82		0,64		1,62	*	-1,41	***	1,43	***	-0,93		3,55	***	-0,54	
Peças e outros veículos	0,59	***	0,92	**	-0,39		-1,37	***	-0,09		1,98	***	0,45	*	-1,88	***
Madeira e mobiliário	1,77	***	-0,11		1,18	***	-0,30		1,59	***	-0,29	*	1,26	***	-0,14	
Químicos diversos	-0,43		1,16		-1,77	*	-1,10		-0,85		0,93		-1,21	***	-1,06	
Plástica	3,26	***	0,47	***	-0,29		-0,46	*	5,80	***	-0,22		0,01		0,61	***
Têxtil	3,25	***	1,42	***	1,11	***	-1,58	***	1,00		2,54	***	2,50	***	-2,89	***
Laticínios	-1,99		0,39		-1,19	***	-2,04	***	1,21		-1,42		0,04		-1,40	***
Óleos vegetais	-0,84		0,16		0,43	***	-0,28		-0,53		0,05		0,71	***	-0,96	***
Outros produtos alimentares	6,30	***	-2,28	***	1,33	***	1,20	***	2,77		-1,53	***	1,02	***	1,40	***
Refino de petróleo e petroquímicos	3,85	***	-0,22		0,34		0,09		2,61	***	0,17		0,10		-0,88	***

Obs.: ***, ** e * indicam, respectivamente, níveis de significância de 1%, 5% e 10%.

Tabela A7 – Primeira estratégia empírica para equação de *pass-through* com *hysteresis* do preço doméstico em moeda estrangeira

Variáveis	FE		GMMFE	
CMg	0,25	*	0,11	
H(Pdf)	0,70	***	0,84	***
Hausman[1]	0,00			
Subidentificação[1]			0,01	
Sargan[1]			0,99	
Endog(H(Pdf))[1]			0,44	
Instrumentos			Produc	
			ulc	

Obs.: ***, ** e * indicam, respectivamente, níveis de significância de 1%, 5% e 10%. Os estimadores pooled, FE e FD foram corrigidos para a presença de autocorrelação e heterocedasticidade nos resíduos, enquanto EA foi corrigido apenas para a presença do último.
[1] Os testes reportam o p-valor obtido.
O teste de Hausman permite escolher entre o modelo de EF e EA. Sob hipótese nula, o modelo de EA é consistente. Sob a alternativa, o modelo de EF é apropriado pela inconsistência de EA.
A estatística Subidentificação reporta o p-valor do teste de Anderson. Sob a hipótese nula, a equação é subidentificada. A rejeição da hipótese nula indica que os instrumentos excluídos da equação são válidos.
A estatística de Sargan avalia a condição de ortogonalidade dos instrumentos com o termo de erro. Sob a hipótese nula, a condição de ortogonalidade é respeitada para o conjunto de instrumentos utilizados.
A avaliação da endogeneidade baseia-se no teste de Durbin-Wu-Hausman. O p-valor do teste foi reportado pela palavra Endog. Sob a hipótese nula, o estimador de painel com a variável exógena é igual ao estimador de VI. Ou seja, a variável sob suspeita é exógena.

Tabela A8 – Estimativas por PMG e MG da equação de *pass-through* com variável histerética do preço doméstico em dólar

	Variáveis	PMG		MG		DOLS		FMOLS	
L.P.	CMg	0,74	***	0,40		-0,09	***	-0,05	***
	$H(Pd_{F\$})$	0,39	***	0,71	***	0,84	***	0,80	***
C.P.	ΔCMg_t	0,75	**	0,64	**				
	$\Delta H(Pd_{F\$})_t$	0,21	*	0,06					
	C	0,18	***	1,25	***				
C.E.	ϕ	-0,17	***	-0,37	***				
	Hausman[1]			0,23					

Obs.: ***, ** e * indicam, respectivamente, níveis de significância de 1%, 5% e 10%.
[1] Os testes reportam o p-valor obtido.

Tabela A9 – Estimativas heterogêneas da equação de *pass-through* por FMOLS												
	Sem variável de *hysteresis*						Com variável de *hysteresis*					
	CMg		En		Pd		CMg		Pd		H(En)	
Agropecuária	2,44	*	-0,35		-0,21		4,06	***	-1,10	***	1,02	*
Borracha	1,09	*	-0,42	***	0,16		2,97	***	-0,84	***	0,77	*
Elementos químicos	2,14	***	0,12		-0,61	***	2,07	***	-0,68	***	0,38	***
Celulose, papel e gráfica	1,28	***	-0,26	*	0,24		1,52	***	0,31	**	-0,55	***
Artigos de vestuário	0,84	***	-0,27	***	0,10		0,75	**	0,26		-0,26	
Calçados, couros e peles	0,37	*	0,11		-0,38		0,54	***	-0,72	***	0,35	***
Abate animais	1,25		-1,41	***	0,56		5,42	***	-2,02	***	0,64	
Extrativa mineral	-6,65	***	-1,45	***	3,67	***	-4,75	**	3,14	***	-1,80	**
Equipamentos eletrônicos	-0,06		-0,11	***	-0,04		-0,06		0,35		-0,39	***
Farmacêutica e perfumaria	1,37		-0,54	***	0,26		3,46	***	-0,64		-0,09	
Beneficiamento de produtos vegetais	-0,78		-1,21	***	1,20	***	0,48		0,41		-0,74	
Indústrias diversas	-1,14		-0,15		0,15		0,72		-0,65	***	0,81	***
Petróleo e carvão	4,42	***	-0,19		0,15		5,15	***	-0,19		0,56	
Minerais não metálicos	0,25		-0,23	*	0,00		1,47	***	-0,75	***	0,42	**
Siderurgia	-1,83	*	-1,10	***	1,30	***	0,42		0,87	**	-1,17	*
Metalurgia não ferrosos	0,82		-1,02	***	1,06	***	3,03	***	0,57		-1,21	***
Outros produtos metalúrgicos	0,93		-0,19	*	-0,02		1,81	***	-0,30		0,13	
Máquinas e tratores	0,25		-0,27	***	0,09		1,61	***	-0,41		0,09	
Material elétrico	0,83		-0,04		-0,28	*	1,75	***	-0,64	***	0,17	
Veículos automotores	1,15	***	-0,24	***	0,09		0,58		0,48	***	-0,59	***
Peças e outros veículos	0,34		-0,19	***	0,21		0,83		0,07		-0,18	
Madeira e mobiliário	1,53	***	-0,37	***	0,12		2,64	***	-0,23		-0,30	
Químicos diversos	-0,36		-1,25	**	1,00	**	2,93	***	-0,19		-0,51	
Plástica	2,45	***	0,22	**	-0,43	***	1,66	***	-0,19		0,05	
Têxtil	0,07		-0,41	***	0,05		0,64	*	-0,55		0,06	
Laticínios	-0,33		-0,99	***	1,23	***	-0,62		1,75	***	-1,89	**
Óleos vegetais	-0,32		-1,18	***	0,97	***	0,44		0,47		-0,84	
Outros produtos alimentares	0,40		-0,59	***	0,33		2,32	***	-0,99		0,61	
Refino de petróleo e petroquímicos	2,44	***	-0,44	*	0,21		3,77	***	-0,24		0,20	

Obs.: ***, ** e * indicam, respectivamente, níveis de significância de 1%, 5% e 10%.

Tabela A10 – Estimativas heterogêneas da equação de *pass-through* por DOLS

	Sem variável de *hysteresis*						Com variável de *hysteresis*					
	CMg		En		Pd		CMg		Pd		H(En)	
Agropecuária	2,04		-0,44		-0,04		3,97	***	-1,28	***	1,61	***
Borracha	0,10		-0,47	**	0,36		2,49	***	-0,73	***	0,70	**
Elementos químicos	1,97	***	0,12		-0,57	***	1,86	***	-0,62	***	0,34	***
Celulose, papel e gráfica	-2,48	**	-1,54	***	1,91	***	1,25	***	0,56	***	-0,86	***
Artigos de vestuário	1,08	*	-0,69	***	0,64		-0,10		0,42		0,04	
Calçados, couros e peles	0,97	**	0,37		-1,06	**	0,59	*	-0,72	*	0,22	
Abate animais	-0,47		-1,78	***	1,26	*	5,36	***	-2,70	***	1,62	***
Extrativa mineral	-9,48	***	-1,77	***	4,89	***	-9,49	**	5,36	***	-2,88	**
Equipamentos eletrônicos	-0,26	*	-0,03		-0,16		-0,38	***	0,35		-0,35	**
Farmacêutica e perfumaria	-2,75	***	-1,41	***	2,08	***	2,70	***	-0,23		-0,39	
Beneficiamento de produtos vegetais	-1,37	*	-1,27	***	1,37	***	0,22		-1,49		2,41	*
Indústrias diversas	-3,54	***	-0,49	*	0,70	*	-0,31		-0,43	**	0,59	**
Petróleo e carvão	6,42	***	0,40		-0,34		3,83	***	0,09		0,15	
Minerais não metálicos	-1,37		-0,60	***	0,64		1,53	***	-0,91	***	0,56	***
Siderurgia	-4,43	***	-1,83	***	2,06	***	1,09		0,74		-0,90	
Metalurgia não ferrosos	2,40	**	-0,94	***	0,77	***	7,50	***	-0,50		-0,43	
Outros produtos metalúrgicos	0,78	**	-0,31	***	0,07		2,25	***	-0,47	***	0,41	
Máquinas e tratores	-1,04	***	-0,69	***	0,65	***	0,61		-0,21		0,01	
Material elétrico	-0,57		-0,04		0,02		1,60		-0,60		0,14	
Veículos automotores	1,27	***	-0,32	***	0,19		-0,28		0,97	***	-0,89	***
Peças e outros veículos	-0,37		-0,67	***	0,74	***	0,52		0,11		-0,16	
Madeira e mobiliário	1,38	***	-0,56	***	0,31	**	3,20	***	-0,67		0,04	
Químicos diversos	-0,03		-0,98	**	0,75		3,39	***	-0,91	***	0,69	*
Plástica	2,71	***	0,20		-	**	2,57	***	-0,30		0,06	

					0,43							
Têxtil	-0,04		-0,85	***	0,50	**	0,74		-1,41	***	1,06	**
Laticínios	-1,09	*	-1,33	***	1,78	***	-0,47		1,74		-1,98	**
Óleos vegetais	-0,86		-1,30	***	1,22	***	-1,66	***	-0,76		2,00	**
Outros produtos alimentares	-1,04	***	-1,10	***	1,11	***	4,67	***	-2,82	**	2,61	*
Refino de petróleo e petroquímicos	2,62		-0,20		0,04		2,42	***	0,05		-0,31	
Obs.: ***, ** e * indicam, respectivamente, níveis de significância de 1%, 5% e 10%.												