

# Teste de *hysteresis* nas exportações de manufaturados brasileiros: uma abordagem de painel com efeitos de valores limiares

João P. M. Terra Baroni\*  
Sérgio Kannebley Jr. †

2011

## Resumo

O movimento de apreciação cambial iniciado em 2003 levou à reversão do saldo do balanço de pagamentos com relativa defasagem, em fins de 2007. Apesar disso, índices de *quantum* exportados tiveram alta até recentemente. Esses movimentos lentos e assimétricos motivaram a investigação da presença de *hysteresis* no comércio brasileiro, sobretudo nas exportações de manufaturados. Apesar de trabalhos como o de Kannebley (2008), Garcia (2009) e Scarpelli (2010) comprovarem tal hipótese, pouco se pode inferir a respeito de orientações de política econômica, já que os testes utilizados apresentaram restrições. Este trabalho propõe uma nova metodologia para teste de *hysteresis*, baseada em Hansen (1999b); e que avança na capacidade de capturar efeitos não lineares via estrutura do modelo econométrico. Isso possibilita a interpretação direta dos coeficientes estimados para análise de política. Utilizam-se dados trimestrais de 1999 a 2010. Os resultados para a equação de demanda também comprovam a hipótese de *hysteresis*, constatando que reduções nos preços afetam mais as exportações do que aumentos de magnitude semelhante. Ademais, para choques pequenos nos preços a resposta das quantidades exportadas são menores.

Palavras-chave: Exportações, *hysteresis*, painel com efeitos de valores limiares.

## Abstract

The movement of exchange rate appreciation started in 2003 led to the reversal of the balance of payments with relative lag in late 2007. Despite this, indices of *quantum* exported were high until recently. These slow and asymmetric movements led to the investigation of the presence of *hysteresis* in the Brazilian trade, especially in manufactured exports. Although works such as Kannebley (2008), Garcia (2009) and Scarpelli (2010) prove this hypothesis, little can be inferred about economic policy guidelines, since the tests used had limitations. This paper proposes a new methodology for testing *hysteresis* based on Hansen (1999b), and advances in the ability to capture nonlinear effects via econometric model structure. This enables direct interpretation of estimated coefficients for policy analysis. Data collected were quarterly, from 1999 to 2010. The results for the demand equation also confirm the hypothesis of *hysteresis*, noting that reductions in export prices affect more exports than increases of similar magnitude. Moreover, for small shocks in export prices the response of export quantities are smaller.

Keywords: Exports, *hysteresis*, panel threshold.

Classificação ANPEC: Economia internacional (JEL F10).

---

\*Mestrando em Economia Aplicada pela Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto - FEA-RP. Contato: terrabaroni@gmail.com

†Professor titular do Departamento de Economia da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto - FEA-RP. Contato: skj@usp.br

# 1 Introdução

O recrudescimento do déficit em transações correntes e o declínio dos saldos comerciais têm forte vinculação com a recente apreciação cambial iniciada em 2003<sup>1</sup>. Diversos indicadores para taxa de câmbio real apontam valorizações dessa medida, em relação ao período base de janeiro de 1999, na ordem de 50%. Esse resultado comercial somente não foi agravado em razão do resistente estímulo externo, fortalecido, principalmente, pela manutenção do nível de atividade dos países em desenvolvimento.

Outro fator explicativo é a resposta assimétrica e lenta das exportações às variações cambiais. Esse efeito remete à teoria de *hysteresis*. Trata-se de um efeito não-linear que pode ser definido como a falha de um fenômeno de reverter sua tendência depois que seu efeito causador é extraído. A teoria já foi utilizada anteriormente por Krugman e Baldwin (1987) e Baldwin (1988) na tentativa de explicar a persistência do déficit comercial estadunidense de meados da década de 1970 a meados da década seguinte, sendo sua metodologia de testes desenvolvida por diversos autores, entre eles Parsley e Wei (1993), Göcke (1994), Roberts e Tybout (1997) e Piscitelli et al. (2000). Para o caso brasileiro evidências micro e macroeconômicas do fenômeno foram proporcionadas pelos trabalhos de Kannebley e Valeri (2006), Kannebley (2008) e Scarpelli (2010).

Este trabalho traz a concepção de uma nova metodologia de teste baseado na propriedade de remanescência presente em fenômenos histeréticos, que pode levar a respostas assimétricas do sistema<sup>2</sup>. Para isso pretende-se aplicar um método econométrico que tem como característica principal a capacidade de captar efeitos não-lineares em modelos com dados em painel. Este modelo é baseado em Hansen (1999b) e com ele pretende-se testar a hipótese de macro-hysteresis nas exportações de produtos manufaturados brasileiros. O período de análise é trimestral, de 1999 a 2010, caracterizado pela adoção do regime de câmbio flutuante e relativa estabilidade das políticas econômicas.

A seção 2 demonstra brevemente as concepções teóricas sobre *hysteresis* em comércio internacional e os testes existentes na literatura. A análise da veracidade da teoria para o caso brasileiro está na seção 3. Em seguida, na seção 4, discute-se detalhes da metodologia de teste proposta. Resultados e discussões das estimações são encontrados na seção 5. Por fim, na seção 6, são realizados os comentários finais.

## 2 Revisão da Literatura Teórica e Testes de *Hysteresis*

Os primeiros manuscritos sobre *hysteresis* utilizados no campo econômico remontam a meados da década de 1980, quando Blanchard e Summers (1986) e Baldwin e Krugman (1986) buscaram nesta teoria uma explicação para os problemas econômicos encontrados naquele período. Particularmente para os estudos de comércio exterior, as publicações pioneiras em revistas científicas sobre o assunto são de Krugman e Baldwin (1987), Baldwin (1988), Dixit (1989a, 1989b), Baldwin e Krugman (1989) e Baldwin (1990). A primeira destas analisa o déficit comercial americano durante os anos 1980, utilizando de modelos econométricos com várias defasagens. A hipótese de *hysteresis* é levantada, sem, contudo, formalizar algum modelo teórico. Baldwin (1988) formaliza um modelo com horizonte infinito, estrutura de demanda generalizada e a presença de firmas domésticas. Dixit (1989a, 1989b) baseia sua concepção teórica em um paralelo do mercado de opções, no qual a empresa tem a opção de entrar ou sair do mercado, dado o histórico da taxa de câmbio. Baldwin e Krugman (1989) fizeram duas contribuições: a) deixaram a taxa de câmbio apresentar um comportamento estocástico; b) desenvolvem um modelo de *feedback* de *hysteresis* do comércio para a taxa de câmbio. Baldwin

<sup>1</sup>O déficit em transações correntes registrado no primeiro trimestre de 2011, de US\$ -14,631 bilhões, foi o maior para o período da série histórica do Banco Central (BC) iniciada em 1979.

<sup>2</sup>Remanescência, em oposição à persistência, é definido como a propriedade de que choques temporários (transitórios) podem levar a efeitos permanentes no sistema.

(1990) reestrutura o modelo básico, permitindo a existência de múltiplos equilíbrios. Um modelo de *hysteresis* em equilíbrio geral foi posteriormente apresentado em Ljungqvist (1994).

Um modelo microeconômico de *hysteresis* é formalizado em Baldwin e Krugman (1986, 1989)<sup>3</sup>. Supõe-se a existência de uma única indústria nacional capaz de ofertar mercadorias no mercado internacional. Para simplificar, utiliza-se um contexto com dois países. Uma outra suposição é de que a firma exportadora é monopolista. A demanda por suas mercadorias no período  $t$  é dada pela forma inversa:

$$p_t = d(q_t) \quad (1)$$

No qual  $q_t$  é a quantidade vendida ao mercado doméstico e  $p$  é o preço em moeda doméstica. Presume-se que os custos marginais,  $c$ , sejam constantes também em moeda doméstica. Exclui-se a possibilidade de a empresa passar a vender exclusivamente no mercado doméstico. A firma em questão está preocupada com seus lucros medidos em moeda doméstica. Se ela adentra ao mercado, se deparará com a função de lucro corrente,  $y_t$ , como

$$y_t = e_t \cdot p_t \cdot q_t - c_t \cdot q_t \quad (2)$$

sendo  $e_t$  a taxa de câmbio, medida em quantidade de moeda doméstica recebida por unidade de moeda estrangeira. A firma escolherá  $q$  para maximizar  $y$ . O problema de precificação do monopólio é, então,

$$y_t = y(e_t) \quad (3)$$

Logo, o lucro corrente é função crescente da taxa de câmbio. Para adentrar no mercado é suposto um custo único  $n$ . Este deve refletir investimentos em marketing, reputação, distribuição, dentre outros. Se a firma já está no mercado, ela ainda deve manter tais tipos de investimentos, o qual resultará no custo de manutenção  $m$ . Assume-se que  $n > m$ . A diferença entre estes custos é o custo irrecuperável associado à entrada, ponto-chave na análise.

Pode-se definir a receita líquida da empresa por meio de:

$$r_t = \begin{cases} 0 & \text{se a firma escolhe não entrar no mercado} \\ y_t - m_t & \text{se a firma já está no mercado} \\ y_t - n_t & \text{se a firma decide entrar no mercado} \end{cases} \quad (4)$$

Se a firma for neutra em relação ao risco, o objetivo é maximizar o valor presente da receita líquida. Seja  $\delta$  uma taxa de desconto constante,

$$g = e \left[ \sum r_t \cdot \delta^t \right] \quad (5)$$

A estratégia da firma claramente depende da taxa de câmbio  $e$ . Para simplificar a análise, presume-se que  $e$  seja *i.i.d.* (independente e identicamente distribuída)<sup>4</sup>. Assume-se que a taxa de câmbio é revelada no início de cada período, antes de que a firma decide se entra ou não no mercado. Dado que  $n > m$ , a participação da firma no mercado dependerá se  $y(e)$  exceder o custo de entrada.

A análise pode começar considerando uma firma que já está no mercado em um período  $t - 1$ . Ela tem duas opções: a) permanecer no mercado e receber o valor futuro esperado  $y(e) - m + \delta v_I$ , sendo  $v_I$  o valor presente de suas receitas futuras, calculada antes que ela saiba do valor da taxa de câmbio; b) sair do mercado, sem receber receita corrente, mas com a opção de entrar novamente no mercado mais tarde e receber  $\delta v_O$ , com  $v_O$  sendo o valor presente das receitas futuras de uma firma que está fora do mercado.

<sup>3</sup>Nos trabalhos citados, os modelos são estruturados para empresas importadoras. A equivalência para empresas exportadoras é realizada sem perda de consistência teórica.

<sup>4</sup>Um modelo mais complexo, com a taxa de câmbio seguindo um movimento Browniano é estabelecido em Dixit (1989b).

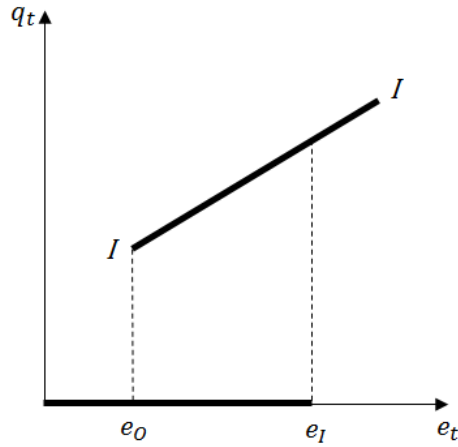


Figura 1: *Non-ideal Relay*  
 Fonte: Baldwin e Krugman (1989).

Caso a firma não esteja no mercado, ela pode adentrar ou permanecer fora. No primeiro caso receberia  $y(e) - n - \delta v_I$ ; no segundo,  $\delta v_O$ . A estratégia ótima deve respeitar as seguintes condições:

$$y(e_I) - n - \delta v_I = \delta v_O \quad (6)$$

$$y(e_O) - n - \delta v_I = \delta v_O \quad (7)$$

$e_I$  é a taxa de câmbio que induz a empresa fora do mercado a adentrá-lo e  $e_O$  é a taxa de câmbio que induz a empresa dentro do mercado a sair dele. Resta definir quais são  $v_I$  e  $v_O$ . Seja  $f(e)$  a função densidade de  $e$ , os valores esperados das receitas futuras *ex ante* são

$$v_I = \int_{e_O}^{\infty} [y(e) - m + \delta v_I] f(e) de + \int_{-\infty}^{e_O} [\delta v_O] f(e) de \quad (8)$$

$$v_O = \int_{e_I}^{\infty} [y(e) - n + \delta v_I] f(e) de + \int_{-\infty}^{e_I} [\delta v_O] f(e) de \quad (9)$$

O resultado principal é independente de uma solução fechada para  $e_I$ ,  $e_O$ ,  $v_I$  e  $v_O$ . Basta lembrar que  $y(e_I) - y(e_O) = n - m > 0$ . Sendo  $y(e)$  é função crescente em  $e$ , isso implica que  $e_I > e_O$ . Portanto, a taxa de câmbio que induz a entrada é maior que a taxa de câmbio que induz a saída do mercado. (BALDWIN; KRUGMAN, 1986, p.9)

A interpretação do resultado pode ser visualizada na figura 1, que mais tarde foi sintetizada em um modelo chamado de *non-ideal relay*<sup>5</sup>. Suponha uma empresa que está fora do mercado, com exportações nulas. A empresa estará sob o eixo horizontal ( $q = 0$ ). Nesta situação, se a taxa de câmbio exceder  $e_I$ , há um incentivo para a empresa entrar, já que este valor faz com que o valor presente das receitas futuras compensem até os custos de entrada.

Uma segunda situação seria a de uma empresa que já atua no mercado. Ela estaria sob a linha *II* na figura 1 e permaneceria com este *status* enquanto a taxa de câmbio superasse o custo de manutenção,  $m$ . Ou seja, ela só sairia do mercado se a taxa de câmbio fosse inferior a  $e_O$ .

O ponto chave na análise da figura não é, todavia, quando  $e > e_I$  ou  $e < e_O$ . O que caracteriza o sistema é a zona  $e_O < e < e_I$ , chamada posteriormente de zona de inação (DIXIT, 1989a). Enquanto a taxa de câmbio permanecer nessa banda, a empresa tenderá a manter seu *status*, seja ele de exportador ou não. Se a distribuição de  $e$  é tal que raramente ela se encontra fora da zona de inação, um choque

<sup>5</sup>Ver Cross (1994) e Göcke (2002).

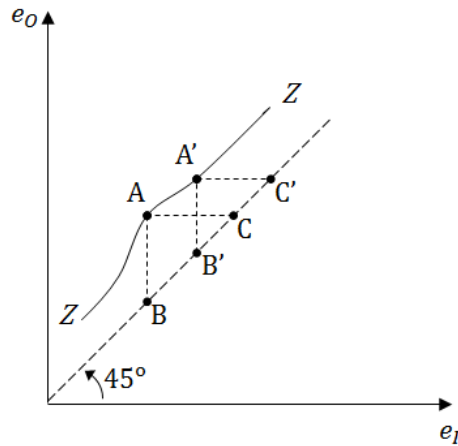


Figura 2: Comportamento agregado do *non-ideal relay*  
 Fonte: Baldwin e Krugman (1989).

que leve a taxa de câmbio para pontos extremos levaria a uma entrada ou saída de empresas. Isso levará a uma mudança estrutural na relação entre taxa de câmbio e exportações. No entanto, pequenas flutuações da taxa de câmbio não alterariam o *status* das empresas exportadoras.

O modelo agregado de *hysteresis*<sup>6</sup> descrito em Baldwin e Krugman (1986, 1989) é similar ao de uma única indústria. A estrutura deste torna necessária a classificação das indústrias por seus valores de taxa de câmbio de entrada no mercado,  $e_I$ , e saída,  $e_O$ . Supõe-se que cada empresa seja um ponto no plano  $e_O/e_I$ , no qual as coordenadas representam os valores críticos para cada setor. Espera-se que as empresas estejam em um ambiente de vantagem comparativa de tal forma que se  $e_I$  é alto para um setor,  $e_O$  também será (os valores são positivamente correlacionados)<sup>7</sup>.

É possível, então, indexar um valor  $z$  para as indústrias de tal maneira que  $e_I$  e  $e_O$  sejam ambas funções crescentes e contínuas em  $z$ . O resultado é ilustrado na figura 2. Os eixos  $e_O/e_I$  representam os valores da taxa de câmbio de entrada e saída para cada indústria. Como  $z$  é função crescente, a distribuição das características das empresas é inclinada para cima, representada pela linha  $ZZ$ . O pressuposto de custo irreversível,  $n > m$  e o fato de que  $e_I > e_O$  implicam no posicionamento da função acima da linha de  $45^\circ$ .

As indústrias estarão compondo a base exportadora dependendo do histórico individual dos custos. Todavia, há um equilíbrio que após estabelecido, torna-se estável no tempo. Todas as indústrias com um valor de  $z$  menor que  $\bar{z}$  estarão fora do mercado, assim como indústrias com  $z$  maior estarão exportando. Os efeitos dos choques na taxa de câmbio passam a ser função de mudanças em  $z$ .

Supondo que o ponto A na figura 2 represente a indústria marginal, a qual separa as indústrias que estão ou não na base exportadora. Neste caso, todas as indústrias em  $ZZ$  a sudoeste do ponto A estão no mercado exportador, enquanto as indústrias a nordeste do ponto estão fora (a medida que  $z$  cresce, mais firmas entram no mercado). Dessa maneira, mudanças na taxa de câmbio podem ter três repercussões. A primeira, quando o valor realizado de  $e$  está entre B e C, faz com que nenhuma firma entre no mercado. Isso ocorre porque  $e_O < e < e_I$  para a indústria A. A segunda situação ocorre quando a taxa de câmbio fica acima do ponto C, como em C'. Neste caso, a taxa de câmbio será atrativa para as indústrias situadas até o ponto A' na linha  $ZZ$ . Haverá alteração na base exportadora e a indústria no ponto marginal estará em A' agora. O terceiro ponto é quando a taxa de câmbio cai abaixo do ponto B. Haveria saída de empresas da base e nova mudança na indústria que representaria

<sup>6</sup>Também é chamado na literatura como modelo de *hysteresis* forte. (PISCITELLI et al., 2000)

<sup>7</sup>Foi excluída a possibilidade destes valores serem negativamente correlacionados para simplificar a análise. Seria o caso, por exemplo, de empresas com difícil entrada e fácil saída.

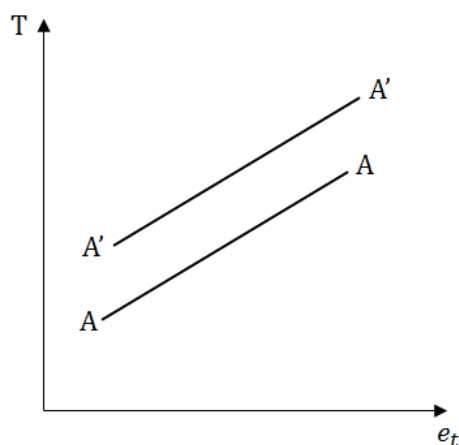


Figura 3: Mudança estrutural no total exportado  
 Fonte: Baldwin e Krugman (1989).

o ponto marginal.

Baldwin e Krugman (1989) consideram que a principal implicação do modelo agregado, assim como no individual, é a existência de uma banda para a taxa de câmbio que não induz a entrada nem a saída de empresas na base exportadora. Isso é reflexo da existência dos custos de entrada e saída discutidos na seção anterior. O valor total exportado,  $T$ , passa a depender não somente da taxa de câmbio, mas também da distribuição das empresas em  $z$ .

$$T = T(e, \bar{z}) \quad (10)$$

Com  $\partial T/\partial z > 0$  e  $\partial T/\partial e > 0$ . Agora suponha a análise da figura 2 considerando apenas uma indústria. Se a taxa de câmbio ficar entre  $B'$  e  $C$ , não haverá incentivos para a empresa entrar ou sair da base exportadora. Sendo esta indústria representada por  $A$ , a relação do total exportado pela indústria é demonstrada pela linha  $AA$  na figura 3. Se a taxa de câmbio mudar para o ponto  $C'$ , a indústria no ponto marginal mudará para  $A'$ , como já fora elucidado, e  $\bar{z}$  subirá. Essas alterações provocarão uma mudança estrutural no total exportado, passando de  $AA$  para  $A'A'$  na figura 3.

O caso agregado é bem semelhante ao caso de uma única empresa (figura 1). A diferença é que  $AA$  e  $A'A'$  não são os únicos resultados possíveis na figura 3, há um conjunto de resultados possíveis correspondendo ao índice contínuo  $z$ . Cada  $\bar{z}$  simboliza um possível resultado de equilíbrio.

Os testes empíricos para a hipótese de *hysteresis* forte desenvolveram-se com pequena defasagem em relação a teoria. A primeira tentativa que se tem registro é a de Baldwin (1988). O autor construiu um modelo chamado de *Beachhead*<sup>8</sup> e buscou testá-lo de maneira *ad hoc*, utilizando diferentes *dummies* de intercepto em modelos de séries temporais. Tais pontos eram escolhidos a partir da literatura histórica de movimentos da taxa de câmbio e/ou das transações comerciais. Os resultados para a economia americana nos anos 1980 apontaram a favor da existência de quebras estruturais nas equações de preços (*pass-through*), o que indicaria a favor da hipótese de *hystereis*. Baldwin (1988), contudo, ressaltou a necessidade de aprimoramento da avaliação empírica em virtude dos problemas de baixo poder dos testes contra a hipótese alternativa: as quebras poderiam ser atribuídas a outros fatores não relacionados ao modelo *Beachhead*.

Desenvolvimento posterior foi encontrado em Campa (1993). Entretanto, o teste desenvolvido por este autor buscava capturar o efeito da volatilidade cambial e dos custos de entrada sobre o investimento externo direto<sup>9</sup> nos Estados Unidos, também na década de 1980. O investimento externo

<sup>8</sup>O modelo tinha duas implicações importantes: (i) Choques na taxa de câmbio alteram a estrutura do mercado; (ii) a estrutura do mercado afeta preços e quantidades comercializadas.

<sup>9</sup>Caracteriza-se investimento direto estrangeiro quando o investidor detém 10% ou mais das ações ordinárias ou do

direto seria um indicativo da instalação de indústrias importadoras estrangeiras em território americano. Utilizando o modelo de opções de Dixit (1989a), estimou-se um painel com 61 indústrias de comércio atacadista. Os resultados indicaram que a taxa de câmbio e o grau de irreversibilidade dos custos podem deter a entrada de investimento externo direto.

Questionando a existência de *hysteresis* nas importações americanas levantada pelos autores anteriores, Parsley e Wei (1993) desenvolveram dois testes distintos. O primeiro buscava averiguar se mudanças cumulativas na taxa de câmbio são determinantes importantes dos fluxos comerciais. O segundo teste tinha a finalidade de detectar se a volatilidade cambial afetaria a decisão das firmas de entrar ou sair do mercado externo.

Especificamente no que tange à hipótese de efeito cumulativo da taxa de câmbio, o primeiro teste de Parsley e Wei (1993) tinha o intuito de averiguar a hipótese de assimetria, pautada em três aspectos independentes: (i) as mudanças na taxa de câmbio devem ser significativas para que haja quebra estrutural nos volumes transacionados; (ii) dado que a taxa de câmbio se altera no tempo, há uma percepção de que o histórico da variável influi na expectativa futura; (iii) há uma assimetria dos fluxos comerciais com relação a mudanças de nível da taxa de câmbio. Nesse sentido, os autores propõem a construção de uma variável empírica que teria a intenção de capturar o efeito cumulativo das variações cambiais, destacando o efeito de variações cambiais suficientemente grandes capazes de produzir o deslocamento da curva de demanda conforme descrito anteriormente. Apoiados nas previsões de Dixit (1989a), Parsley e Wei (1993) argumentam que o efeito de uma depreciação seguindo uma seqüência de depreciações (apreciações) sucessivas seria diferente do efeito de uma depreciação (apreciação) seguindo uma série de apreciações (depreciações). Essa variável empírica é um medidor de fase,  $\Psi$ , dado pela seguinte equação:

$$\Psi = D_t \Delta e_t V_t \quad (11)$$

no qual  $\Delta e_t$  é a variação da taxa de câmbio real no presente;  $V_t = \sum_{i=0}^{\tau} \Delta e_{t-i} = e_t - e_{t-\tau-1}$  é a direção acumulada da taxa de câmbio; e a variável *dummy*  $D_t$  indica se a variação da taxa de câmbio foi no mesmo sentido da variação acumulada, ou seja,

$$D_t = \begin{cases} 1 & \text{se } \Delta e_t \text{ e } V_t > 0 \\ -1 & \text{se } \Delta e_t \text{ e } V_t < 0 \\ 0 & \text{do contrário} \end{cases} \quad (12)$$

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. Os resultados encontrados por Parsley e Wei (1993) não apontaram a favor da hipótese de *hysteresis* nas importações americanas.

Penkova (2005) buscou avançar na temática. A mudança sugerida pela autora é na concepção da variável *dummy*. Se a taxa de câmbio, em um período subsequente, atingir um máximo (mínimo) após um movimento contínuo de depreciação (apreciação) cambial, os importadores saem (entram) do mercado, levando a uma diminuição (aumento) no volume de importações. Esse ponto extremo (máximo) é a quebra estrutural concebida por Baldwin (1988). A variável *dummy* de Penkova (2005) seria dada por:

$$D_t = \begin{cases} 1 & \text{se } \Delta e_t \text{ e } V_t > 0 \text{ e } e_t = \min e_{t+1} \\ -1 & \text{se } \Delta e_t \text{ e } V_t < 0 \text{ e } e_t = \max e_{t+1} \\ 0 & \text{do contrário} \end{cases} \quad (13)$$

A outra mudança reside no procedimento do teste. Como no teste de Baldwin (1988), pretende-se avaliar a existência de quebras na equação estimada de exportações (ou importações). Portanto, não é utilizado um medidor de fase. A variável dependente é regredida em um vetor de variáveis de controle contendo a variável *dummy* por ela proposta.

---

direito a voto em uma empresa. Porcentagens inferiores a 10% são consideradas como investimento em carteira.

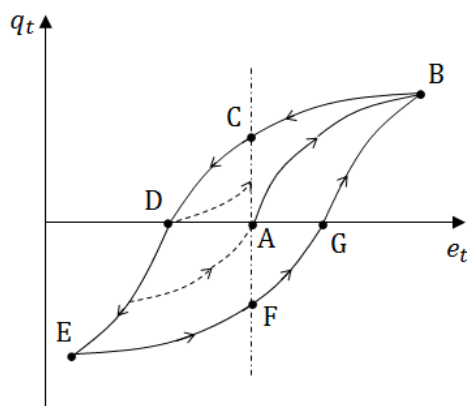


Figura 4: *Loop* Histerético

Fonte: Göcke (1994, 2002).

Paralelamente a Parsley e Wei (1993), Göcke (1994) propôs um outro teste. O autor destaca que uma agregação de micro-*hysteresis* descontínuas (como no modelo de *non-ideal relay*), com diferentes custos de entrada e saída, resulta em uma trajetória histerética contínua, chamada de *loop* histerético, conforme a figura 4. Um movimento de desvalorização da taxa de câmbio real, por exemplo, provocaria um aumento das exportações. Esta trajetória é representada pela curva AB na figura 4. Se a taxa de câmbio voltasse ao seu patamar anterior à depreciação, o efeito histerético faz com que as exportações não voltem ao seu nível inicial. Em virtude da propriedade de remanescência, se a taxa de câmbio continuasse a se depreciar, a trajetória percorrida seria a BCD. Dependendo dos valores passados da taxa de câmbio, diferentes trajetórias podem ser percorridas representadas na figura pelas linhas pontilhadas. Movimentos inversos (apreciações) também apresentariam comportamento assimétrico semelhante.

O teste de Göcke (1994) faz uma aproximação linear deste comportamento para construir uma medida empírica do comportamento histerético. A figura 5 apresenta a aproximação linear do *loop*, que é dividido em funções parciais lineares com diferentes inclinações. Estas se alternam quando um extremo local ocorre. O efeito de remanescência é capturado pelo teste por meio das diferenças de declividade das retas, mais inclinadas ( $Q_{1,s}$ ,  $Q_{2,s}$  e  $Q_{3,s}$ ) e das retas menos inclinadas ( $Q_{1,f}$ ,  $Q_{2,f}$ ,  $Q_{3,f}$  e  $Q_{4,f}$ ). Essa diferença é expressa pelo parâmetro de remanescência,  $r$ , já que a declividade da curva menos inclinada é dada por  $a$  e a da mais inclinada é dada por  $a + r$ . Sendo assim, o objetivo do teste é averiguar se  $r = 0$ . Neste teste, afastamentos do câmbio corrente,  $e_t$ , de seu valor médio,  $e_m$ , alteram mais expressivamente as exportações,  $Q_t$ ; enquanto aproximações do ponto médio alteram as exportações de modo menos significativo.

Sendo  $e_t$  a  $t$ -ésima taxa de câmbio (o ponto que troca a seção linear parcial), a trajetória do *loop* é dada por:

$$Q_t = [\bar{a} - (a + D^S r)e_m + W_t] + (a + D^S r)e_t \quad (14)$$

em que  $\bar{a}$  é o valor inicial das exportações ( $Q_0$ ). As variáveis  $D^S$  e  $W_t$  são dadas, respectivamente, pelas expressões 15 e 16, abaixo

$$D^S = \begin{cases} 0 & \text{se } (e_t - e_m)(e_t - e_{t-1}) \leq 0 \\ 1 & \text{se } (e_t - e_m)(e_t - e_{t-1}) > 0 \end{cases} \Rightarrow D^S = \begin{cases} 0 & \text{se a inclinação é } a \\ 1 & \text{se a inclinação é } a + r \end{cases} \quad (15)$$

$$W_t = r \left( \sum_{t=1}^T (-1)^{t+1} (e_t - e_m) \right) \quad (16)$$



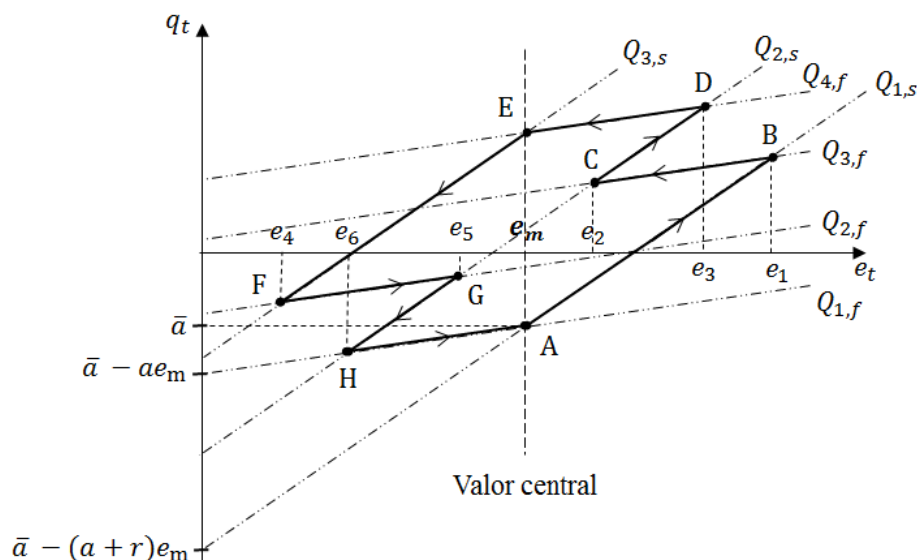


Figura 5: *Loop Histerético Linearizado*  
 Fonte: Göcke (1994, 2002).

$V_t$  determina a posição inicial do *loop*, enquanto  $D^S$  estabelece em qual inclinação a trajetória está. Logo,  $D^S$  reflete se há afastamento (aproximação) do câmbio de seu valor médio. Göcke (2001) apresenta dois propósitos para seu teste. Primeiro, o teste simplifica a implementação de *hysteresis* em modelos econômicos. Segundo, ele pode ser utilizado como base de um modelo econométrico visando captar o efeito histerético empiricamente.

A efetividade do teste de Göcke (1994) foi questionada por Piscitelli et al. (2000). Até então, os testes existentes ressaltavam duas propriedades de sistemas com *hysteresis*: a) persistências dos desvios em relação ao equilíbrio; b) a presença de raízes unitárias de sistemas de equações em diferenças. Embasados apenas nestes referenciais, choques cambiais de igual magnitude e sinais opostos seriam anulados, o que contrariaria o conceito matemático de *hysteresis*. A propriedade essencial destes sistemas é a remanescência e são dois os requisitos necessários para tal: a) o produto (exportações) deve responder de maneira não-linear aos choques nos insumos (câmbio); b) os demais elementos que compõem o sistema devem ser heterogêneos (custos de entrada e manutenção). Estes dois fatores implicam que sistemas *histeréticos* apresentam *memória seletiva*.

O conceito de *memória seletiva* ressaltado por Piscitelli et al. (2000) traz uma importante mudança na interpretação dos efeitos do insumo no produto: somente os valores extremos não-dominados dos choques passados afetam o produto do sistema. A interpretação econômica, no arcabouço do comércio internacional, é de que somente valores considerados relevantes da taxa de câmbio (extremos não-dominados) afetariam os fluxos comerciais. Em analogia ao modelo *non-ideal relay*, só valores da taxa de câmbio fora da zona de inação provocariam alterações nas quantidades exportadas.

As críticas ao modelo de Göcke (1994) residem na incapacidade de representar a propriedade de memória seletiva e no pressuposto da existência de um valor central para a variável de insumo (taxa de câmbio). Sendo assim, o teste de Piscitelli et al. (2000) não se baseia em alguma transformação do *looping histerético*. Este é construído com base no modelo de Preisach - um modelo matemático não-linear de *hysteresis* forte. O comportamento agregado das firmas nesse modelo é apresentado por um operador histerético agregado  $\Gamma$ :

$$q(t) = \Gamma(e(t)) \quad (17)$$

No qual  $\Gamma$  é uma sobreposição paralela de operadores  $F_{a,b}$  individuais, chamados de *hysterons*,

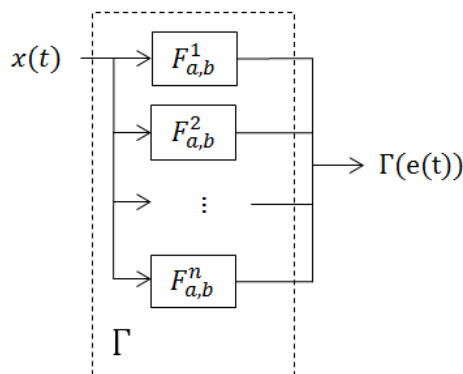


Figura 6: Agregação de *hystérons*  
 Fonte: Piscitelli et al. (2000).

que compartilham o mesmo insumo,  $e(t)$ ;  $t$  representa o tempo. Se cada firma pode ofertar uma unidade de produto,  $\Gamma$  irá sintetizar a quantidade exportada, com  $a$  e  $b$  sendo os valores dos custos heterogêneos que induzem, respectivamente, entrada e saída da base exportadora. A figura 6 representa essa agregação do sistema, na qual  $n$  é a quantidade de firmas potencialmente exportadoras.

Para um conjunto contínuo de *hystérons*, o modelo de Preisach é descrito pela equação 18.

$$y(t) = \Gamma(e(t)) = \int \int_{a \geq b} g(a, b) F_{a,b} da db \quad (18)$$

Sendo  $g(a, b)$  o peso dado a cada *hysteron*  $F_{a,b}$ . Sejam  $a_0$  o valor máximo da taxa de câmbio no período  $t$  e  $b_0$  o valor mínimo<sup>10</sup>, a interpretação geométrica do modelo de Preisach é dada por um somatório de áreas de trapezóides em um triângulo com  $a \geq b$ , conforme a figura 7. Supõe-se que a taxa de câmbio no período 1 seja  $e_1$ . A esse valor, a quantidade exportada é dada pela área hachurada na figura 7 (a). Em um momento posterior,  $t = 2$ , a taxa de câmbio cai para  $e_2$ . Esse movimento faz com que algumas empresas permaneçam exportando, mas algumas destas deixam de fazê-lo, reduzindo a área do triângulo para a área do trapézio hachurado em (b). Uma nova alteração da taxa de câmbio para  $e_3$  tem efeito equivalente, com a quantidade exportada voltando a crescer. É importante notar que os valores extremos não dominados da taxa de câmbio permanecem na memória do sistema, garantindo a propriedade de memória seletiva. O produto final do modelo de Preisach será dado pelo somatório dessas áreas no tempo, em acordo com a equação 19, com  $Q(t)$  representando o trapezóide no tempo  $t$ .

$$y(t) = \sum_{t=1}^T \int \int_{Q(t)} g(a, b) da db \quad (19)$$

O procedimento utilizado para o teste de Piscitelli et al. (2000) necessita de quatro passos. O primeiro envolve a determinação do vértice  $(a_0, b_0)$  do triângulo. O passo dois envolve a determinação dos extremos não dominados da taxa de câmbio no tempo. O terceiro é o cálculo das áreas. O último passo requer a especificação da função  $g(a, b)$ , com a finalidade de determinar o somatório das áreas dos trapezóides.

<sup>10</sup> Assume-se que os custos de entrada ( $a$ ) e saída ( $b$ ) estão diretamente associados, respectivamente, às taxas de câmbio de entrada ( $e_I$ ) e saída ( $e_O$ ); como no modelo teórico de Baldwin e Krugman (1986, 1989).

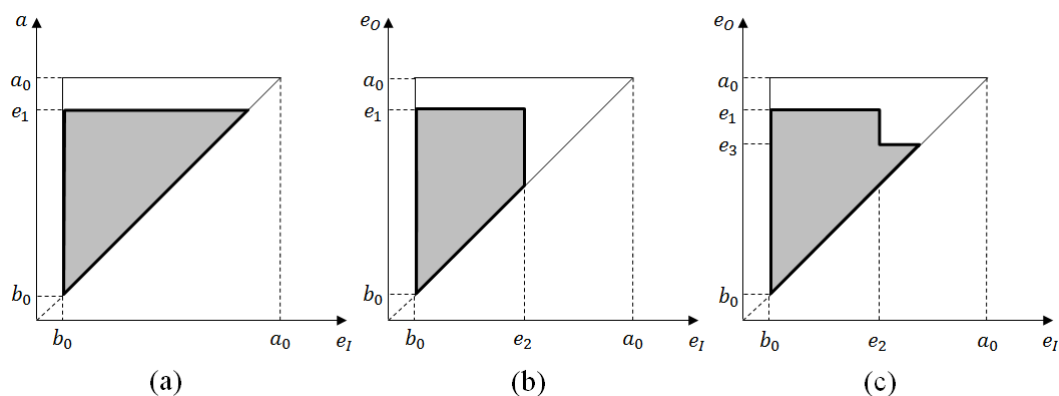


Figura 7: Modelo de *hysteresis* forte de Preisach  
 Fonte: Piscitelli et al. (2000).

### 3 Hysteresis e as Exportações Brasileiras

Ao estudar as exportações brasileiras depois da abertura comercial ocorrida nos anos 1990, Markwald e Puga (2002) encontraram evidência de um fenômeno de baixa resposta das exportações de manufaturados às mudanças do nível da taxa de câmbio real. De acordo com a análise, efeitos das depreciações cambiais provocavam respostas mais intensas das quantidades exportadas do que as apreciações. Kannebley (2005) utilizou-se deste resultado para averiguar a existência de efeitos assimétricos da taxa de câmbio sobre as exportações, remetendo a teoria de *hysteresis*.

O trabalho de Kannebley (2005) buscou captar a existência de *hysteresis* através de dois procedimentos. Primeiro, utilizando-se de um painel com microdados de empresas exportadoras no período 1989-1997, testou a existência de custos de entrada e saída de firmas no mercado exportador. A segunda etapa era uma análise em séries de tempo visando captar efeitos assimétricos da taxa de câmbio sobre os volumes exportados. Este último procedimento foi realizado por intermédio de cointegração limiar, com estimações de funções de longo prazo para oferta e demanda por exportações. Os resultados mostraram-se a favor da hipótese de *hysteresis* nas exportações, já que os custos de entrada e saída foram significativos e as equações de longo prazo da análise de séries temporais eram instáveis.

Kannebley (2005), então, comprovou influência significativa de custos irreversíveis para empresas exportadoras. Contudo, ressaltou que a heterogeneidade das firmas também é responsável pela persistência destas atividades. Outra conclusão importante é de que as exportações sofrem grande influência do dinamismo externo, já que para 14 dos 16 setores analisados, as equações de demanda mostraram-se mais representativas do que as de oferta.

Em paralelo, Teles (2005) buscou associar a teoria de *hysteresis* ao conceito da curva J, analisando o equilíbrio externo brasileiro posterior a mudança de regime cambial em 1999. O trabalho utilizou-se da metodologia de séries temporais com quebras e chegou as seguintes conclusões: (i) desvalorizações tem efeitos reduzidos sob taxas de juros elevadas; (ii) a mudança de regime cambial elevou o custo de entrada, já que a variância do câmbio (associada ao risco) aumentou. Teles (2005) não testou a hipótese de *hysteresis*; apenas associou a teoria à curva J, pressupondo que o modelo fosse adequado ao momento da economia brasileira no período.

Aprofundando as conclusões de Kannebley (2005), Kannebley e Valeri (2006) utilizaram-se da metodologia de Roberts e Tybout (1997) e estimaram um modelo de painel dinâmico com empresas industriais exportadoras no período 1997-2003. Buscaram também entender os fatores determinantes do *status* das empresas quanto às vendas ao exterior. Para este propósito foram estimados modelos *logit* multinomiais de escolha ordenada e não ordenada. Mais uma vez, a existência de custos irreversíveis de entrada e saída foram fatores influentes na determinação da persistência das exportações.

Outros fatores relevantes para a remanescência foram: salário médio maior; maior produtividade do trabalho, maior tamanho e menor custo-receita. Os autores também analisaram o impacto de atividades inovativas sobre a permanência na base exportadora. Houve indícios de auto-seleção das empresas e de existência de efeitos de aprendizado decorrente da participação da atividade exportadora.

Utilizando uma metodologia de coitengração com valores limiares para o período 1985-2003, Kannebley (2008) buscou examinar a hipótese de *hysteresis* nas exportações de manufaturados brasileiros de maneira mais agregada. A análise foi realizada para 16 setores industriais cuja correspondência no total exportado era de 71,6% em 2003. Novamente houve predominância de especificação das equações de demanda em detrimento das equações de oferta<sup>11</sup>. Nove destes setores apresentaram alguma forma de não-linearidade, indicando respostas assimétricas e/ou descontínuas das quantidades exportadas com relação à taxa de câmbio real. Em suma, o trabalho mostrou que há uma maior sensibilidade das exportações relativamente a depreciações cambiais. Ou seja, seria provável supor que custos de entrada são menores que os de saída, inibindo as empresas de sair do mercado sob circunstâncias desfavoráveis da taxa de câmbio.

Seguindo a linha de representações agregadas, Garcia (2009) estendeu a amostra dos 16 setores industriais de Kannebley (2008) para 1985-2005 e utilizou-se da metodologia de cointegração com transição suave (*Cointegrating Smooth Transition Regression*) para testar a existência de *hysteresis* nas exportações de manufaturados. O autor pretendia captar diretamente, via instabilidade da média condicional do modelo de longo prazo, as mudanças ocorridas nos parâmetros de elasticidade das quantidades exportadas às variações cambiais. Apenas cinco setores apresentaram formas funcionais adequadas para modelo de oferta, sendo rejeitada a hipótese de linearidade para quatro destes. Para especificação via demanda, dos quinze modelos especificados, onze apresentaram não-linearidades. Em suma, os resultados encontrados por Garcia (2009) foram semelhantes ao de Kannebley (2008), ambos indicando evidências a favor da hipótese de *hysteresis*.

Os trabalhos de Kannebley (2008) e Garcia (2009) buscaram testar a hipótese de existência de *hysteresis* agregada via evidência direta, associando movimentos não-lineares no comportamento da relação entre as variáveis à teoria em questão. Estes são procedimentos diferentes dos discutidos na seção 2, cuja conduta reside na especificação minuciosa das propriedades de sistemas *hysteréticos*, sejam elas: assimetria, não-linearidade e remanescência (memória seletiva). O primeiro trabalho empírico para o Brasil a capturar adequadamente estas propriedades, não sendo tratado por evidência direta, é o de Scarpelli (2010), o qual utilizou-se do teste de Piscitelli et al. (2000).

Diferentemente dos trabalhos de *hysteresis* agregados anteriores, Scarpelli (2010) utilizou dados setoriais em painel para o período 1985-2005. Esta rotina produz uma informação agregada a partir de dados desagregados, com maior variabilidade entre as informações e menor colinearidade; resultando em maior eficiência da estimação. A autora confirma a existência de *hysteresis* nas exportações brasileiras para equações de demanda e oferta<sup>12</sup>, sendo a demanda influenciada fortemente pelos preços internacionais e a oferta pelos preços domésticos.

De acordo com os trabalhos citados nesta seção, há forte evidência a favor da hipótese de *hysteresis* nas exportações brasileiras, já que nenhuma das análises pode rejeitar tal teoria.

## 4 Metodologia

De acordo com Hansen (1999a), modelos com efeitos de valores limiares são efetivos em capturar não linearidades como custos assimétricos de ajustamento, irreversibilidades, custos de transação e outras formas de rigidez. Sendo assim, o teste proposto é condizente com a teoria de *hysteresis*,

<sup>11</sup>Foram identificados problemas de regressão espúria e sinais invertidos dos coeficientes das regressões de oferta estimadas.

<sup>12</sup>Para a equação de oferta, apenas a estimação via *pooled mean group* teve resultados satisfatórios. Estimações via *dynamic ordinary least squares* e *fully modified ordinary least squares* apresentaram sinais contrários a teoria. Este parece ser um resultado recorrente na literatura, também encontrado em Kannebley (2008) e Garcia (2009).

que pressupõe a existência de quebras estruturais em virtude de custos irreversíveis e incerteza à volatilidade cambial. A inovação em relação aos demais testes de *hysteresis* reside na capacidade do modelo econométrico captar a estrutura não-linear do sistema. Os testes anteriores, discutidos na seção 2 incorporaram essa estrutura na construção de alguma variável, tornando difícil a interpretação dos coeficientes associados.

Tomando uma especificação geral, a forma funcional da equação de exportações dada por:

$$Q_{jt}^i = \mu^i + \alpha^i X_{jt}^i + \beta_k^i Z_{jt}^i(w) + \varepsilon_{jt}^i \quad (20)$$

em que em que  $Q_{jt}^i$  é o quantum exportado, sendo o sobrescrito  $i$  um indicativo se a equação é de demanda ( $i = d$ ) ou oferta ( $i = s$ ); o subscrito  $j$  representa o setor econômico;  $X_{jt}$  é um vetor de variáveis explicativas; e  $Z_{jt}$  é a variável cujos coeficientes  $\beta_k$  podem variar em função da variável limiar  $w$ .

O modelo de painel com efeitos limiars para a equação 20 testa a hipótese alternativa de que a resposta das exportações ao câmbio real pode ser expressa por um modelo com diferentes inclinações dado por:

$$Q_{jt}^i = \begin{cases} \mu^i + \alpha^i X_{jt}^i + \beta_1^i Z_{jt}^i(w) + \varepsilon_{jt}^i & \text{se } w_{jt} \leq \gamma_1 \\ \mu^i + \alpha^i X_{jt}^i + \beta_2^i Z_{jt}^i(w) + \varepsilon_{jt}^i & \text{se } \gamma_1 < w_{jt} \leq \gamma_2 \\ \vdots \\ \mu^i + \alpha^i X_{jt}^i + \beta_K^i Z_{jt}^i(w) + \varepsilon_{jt}^i & \text{se } \gamma_{K-1} < w_{jt} \leq \gamma_K \end{cases} \quad (21)$$

em que  $k = 1, 2, \dots, K$ , representa o número de equações (e coeficientes  $\beta$ );  $t = 1, 2, \dots, T$  representando a trajetória temporal;  $j = 1, 2, \dots, J$  são os setores avaliados;  $w_{jt}$  é a variável limiar, cujos valores irão definir o parâmetro limiar<sup>13</sup>  $\gamma_k$ . O parâmetro limiar divide as observações em regimes dependentes da magnitude da variável limiar em relação ao parâmetro  $\gamma_k$ . Segundo Hansen (1999b), a estimação de  $Q_{jt}^i$  é realizada por mínimos quadrados ordinários, sendo a estimativa de  $\gamma$  dada por

$$\hat{\gamma} = \arg \min_{\gamma} S_1(\gamma) \quad (22)$$

no qual  $S_1$  é a soma dos quadrados dos resíduos da regressão de  $Q_{jt}^i$ . A quantidade de valores limiars e a distribuição assintótica do estimador do modelo de painel com efeitos limiars são expostos em Hansen (1999b).

Na seção 2 foi demonstrada a extensão do caso de *hysteresis* em uma única indústria para o caso agregado. Baldwin e Krugman (1989) mostram que essa generalização pode ser realizada sem perda de consistência teórica. Portanto, é necessário encontrar uma forma funcional para as equações de oferta e demanda (agregadas) por exportações. Em Arize (2001), é chamada a atenção para a crucialidade da especificação das funções de comércio e a análise da estabilidade dos parâmetros. Foi adotada, então, apenas uma especificação de demanda, já que trabalhos anteriores para o caso brasileiro demonstraram problemas com a especificação de funções de oferta<sup>14</sup>.

Uma especificação de função de exportação amplamente utilizada na literatura é a de Braga e Markwald (1983). A equação de demanda por exportações brasileiras, que tem a especificação *log-linear*, é descrita pelos autores por meio de:

$$\log Q_{jt}^d = \beta_0 + \beta_1 \log \left( \frac{PX_{jt}}{PI_{jt}} \right) + \beta_2 \log YI_{jt} \quad (23)$$

em que:

<sup>13</sup>Hansen (1999b) chama  $w_{jt}$  de variável limiar e  $\gamma$  de limiar. Para evitar problemas, neste trabalho  $\gamma$  será chamado de parâmetro limiar.

<sup>14</sup>Kannebley (2008), Garcia (2009) e Scarpelli (2010). Uma resenha das formas funcionais das funções de exportação brasileiras e suas elasticidades, desconsiderando a hipótese de *hysteresis*, está em Barbosa (2006).

- $Q_{jt}^d$  é a quantidade exportada;
- $PX_{jt}$  é o preço do produto exportado pelo setor  $j$  no período  $t$ , em dólares;
- $PI_{jt}$  é o preço internacional, em dólares;
- $YI_{jt}$  é um componente de demanda interanacional, utilizado como *proxy* da renda internacional.

Como a equação é escrita via modelo *log-linear*, os parâmetros estimados podem ser interpretados como elasticidades. Na equação 23, os sinais esperados dos coeficientes são  $\beta_1 < 0$  e  $\beta_2 > 0$ , já que um aumento nos preços dos produtos exportados pelo Brasil ( $PX$ ) relativamente ao preço do produto disponível internacionalmente ( $PI$ ), diminuiria a demanda externa por produtos nacionais. Em contrapartida, uma elevação na renda do resto do mundo, *ceteris paribus*, deveria provocar um aumento na demanda por produtos brasileiros.

O teste para a significância de  $\hat{\gamma}$  evidencia a existência de uma relação não linear. A escolha da variável limiar  $w_{jt}$  é, então, o passo fundamental para associar corretamente a teoria com essa evidência não-linear. A variável escolhida será a indutora da mudança estrutural ocorrida no coeficiente  $\beta_k^i$ , associado a variável  $Z_{jt}^i$ ; e deve ter forte cunho teórico, sendo capaz de captar as hipóteses de assimetria e remanescência (memória seletiva).

Assume-se que a variável indutora da mudança estrutural na função de demanda seja  $\Delta PX_{jt}$ , ou seja, os choques nos preços de exportação. Isso ocorre porque, de acordo com Braga e Markwald (1983), os compradores estrangeiros estão preocupados apenas com o preço do produto exportado brasileiro em sua moeda local<sup>15</sup>.

As variáveis limiares propostas são:

$$\Delta PX_{jt} \quad (24)$$

$$V_{jt} = \sum_{t=1}^{\tau} \Delta PX_{jt} = PX_{j1} - PX_{j\tau} \quad (25)$$

$$\Psi_{jt}^i = V_{jt}^i \cdot \Delta PX_{jt} \cdot D_{jt}^i \quad (26)$$

$$\max(\Delta^* PX_{j,t-\lambda}) = \max(\Delta^* PX_{j,t-1}, \Delta^* PX_{j,t-2}, \dots, \Delta^* PX_{j,t-\Lambda}) \quad (27)$$

$\Delta^*$  representa variações mensais e  $\lambda = 3$  meses, 6 meses, 9 meses e 12 meses;  $\tau = 1$  ano ou 2 anos.

A primeira das variáveis limiares propostas tem interpretação simples: avalia se choques cambiais recentes podem induzir a entrada ou saída de empresas da base exportadora, deslocando a elasticidade da quantidade exportada em relação ao preço do produto exportado brasileiro.

A variável limiar da equação 25 baseia-se na afirmação "...there is a sense in which history (or the evolution of the exchange rates) matters" (PARSLEY; WEI, 1993, p. 609). Trata-se da variação acumulada da taxa de câmbio em um período. Foi utilizado  $\tau = 4$  ou 8 períodos, ou seja, um ou dois anos de variação acumulada.

A variável da equação 26 é o medidor de fase de Parsley e Wei (1993), uma combinação da última variação com a variação acumulada da taxa de câmbio; multiplicada por uma *dummy* que dá peso nulo quando tais variações tem sinais contrários (trajetória recente diferente da acumulada).

A última das variáveis limiares (equação 27) busca ressaltar a característica de remanescência levando em consideração o conceito de memória seletiva. Enquanto Piscitelli et al. (2000) busca uma base matemática para enfatizar a predominância de extremos não-dominados na memória do processo,

<sup>15</sup>O papel dos choques nos preços de exportação na função de demanda seriam equiparados aos choques cambiais na função de oferta.

$\max(\Delta^* w_{j,t-\lambda}^i)$  busca ressaltar uma predominância temporal na memória dos choques. Como a base de dados apresenta dados trimestrais, optou-se por considerar os choques mensais mais relevantes no período. A utilização de  $\lambda$  distintos serve como teste de sensibilidade para a hipótese.

Em suma, as variáveis limiaries propostas tentam captar a característica de remanscência ou memória seletiva dos sistemas com *hysteresis*. A hipótese de assimetria será captada pela diferença dos coeficientes  $\beta_k$ . Por exemplo, suponha que o teste para a quantidade de parâmetros limiaries não rejeite a existência de dois destes. Haveria três diferentes elasticidades (regimes) da quantidade exportada em relação à taxa de câmbio. Suponha ainda, que os resultados sejam tais que para grandes depreciações ( $\Delta e > 0$ ),  $\hat{\beta}_1 = 1$  e para grandes apreciações ( $\Delta e < 0$ ),  $\hat{\beta}_3 = 0,5$ . Após uma depreciação cambial, neste caso, haveria maior resposta das exportações em relação ao nível de preços do produto exportado. Uma apreciação de magnitude semelhante em um período posterior teria efeito reduzido. A existência de um  $\beta_2$  para pequenas variações cambiais ( $\Delta e \approx 0$ ), menor que  $\beta_1$  e  $\beta_3$ , apontaria para a existência de uma zona de inação: um coeficiente implicando em resposta reduzida da quantidade exportada em função do nível de preços de exportação.

Foram estimadas equações de demanda de exportações de produtos manufaturados de setores industriais brasileiros do período 1999-2010, utilizando dados trimestrais. A escolha do período reflete um período de estabilidade de políticas macroeconômicas adotadas no Brasil; que se inicia com a adoção do câmbio flexível, no primeiro trimestre de 1999; e o sistema de metas de inflação no segundo trimestre do mesmo ano. Os setores da indústria de transformação seguiram a classificação do CNAE 1.0 (Classificação Nacional de Atividades Econômicas). Os índices de *quantum* e o preço das exportações (em dólares) foram disponibilizados pela FUNCEX. Índices de preços internacionais foram obtidos no BLS (Bureau of Labor Statistics) e a compatibilização setorial destes com os índices nacionais seguirão a classificação do SITC (Standard International Trade Classification). Os índices de renda do resto do mundo foram elaborados a partir de ponderações setoriais das exportações nacionais para 22 países, constantes nos arquivos da base de dados das Nações Unidas (COMTRADE - PCTAS) e também nas estatísticas do sistema *AliceWeb*; sendo a produção industrial (*proxy* da renda) de cada país obtida no Banco Mundial (Argentina, China e Venezuela) na Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico (demais países).

## 5 Resultados e Discussões

As estimações utilizaram-se de um banco de dados em painel<sup>16</sup> com 2.736 observações em comum (3 variáveis, 19 setores e 48 períodos de tempo), adicionado de mais 912 informações relativas a variável limiar utilizada. *Dummies* de ano foram utilizadas como controle para efeitos macroeconômicos (10.032 observações). Seguindo o procedimento descrito na seção 4, o primeiro passo foi testar para a presença de parâmetros limiaries. A existência dos mesmos sugere a presença de não-linearidades nas relações entre as variáveis. Foi realizado o teste para a presença de até dois parâmetros limiaries<sup>17</sup> e os resultados encontram-se na tabela 1.

Os testes não rejeitaram a hipótese de não-linearidade em todas as variáveis limiaries propostas. Com exceção do medidor de fase,  $\Psi_{jt}^d$ , todas as demais variáveis apresentaram dois parâmetros limiaries, indicando a existência de três regimes (respostas) distintas da quantidade exportada com relação ao preço de exportação. Para o medidor de fase são duas diferentes elasticidades estimadas.

As variáveis  $V_{jt}^d$  e  $\Psi_{jt}^d$  também foram testadas utilizando  $\tau = 2$  anos (8 períodos). Os resultados, neste caso, mostraram a existência de único parâmetro limiar para ambas as variáveis<sup>18</sup>. A variável

<sup>16</sup>O painel com efeitos de valores limiaries de Hansen (1999b) necessita que a base de dados seja balanceada. Para o cálculo de algumas variáveis defasadas, foi necessário a extensão da base de dados para o período 1997-1998.

<sup>17</sup>Hansen (1999b) realiza o teste para até três parâmetros limiaries em seu trabalho. Neste trabalho a utilização de até dois parâmetros limiaries é mais condizente com a teoria que se pretende testar.

<sup>18</sup>Optou-se por relatar apenas as estimações para 1 ano de variação acumulada por considerar uma memória de choques por 2 anos muito longa. O teste foi realizado apenas para verificar a consistência do resultado.

Tabela 1: Testes para existência de parâmetros limiares - Demanda

	Variável limiar			
	$\Delta PX_{jt}$	$V_{jt}^d$	$\Psi_{jt}^d$	$\max(\Delta^* PX_{jt-\lambda})$
<i>1 parâmetro limiar</i>				
$F_1$	20,8	24,5	<b>12,0</b>	9,0
P-valor	0,02	0,02	<b>0,10</b>	0,42
(VC a 10%, 5% e 1%)	(15,2; 17,8; 22,1)	(17,1; 20,2; 25,5)	(11,7; 13,6; 19,1)	(17,5; 21,0; 26,9)
<i>2 parâmetros limiares</i>				
$F_1$	<b>19,6</b>	<b>15,9</b>	7,2	<b>16,6</b>
P-valor	<b>0,05</b>	<b>0,06</b>	0,35	<b>0,09</b>
(VC a 10%, 5% e 1%)	(15,0; 19,6; 23,4)	(14,0; 18,0; 24,2)	(11,5; 13,3; 16,0)	(16,3; 19,9; 24,3)

$V_{jt}^d$  e  $\Psi_{jt}^d$  com 4 períodos de defasagem (1 ano);  $\max(\Delta^* w_{jt-\lambda}^d)$  com 3 meses de defasagem.

VC: Valores Críticos.

Fonte: Elaboração do autor.

$\max(\Delta^* w_{jt-\lambda}^d)$  também foi testada com  $\lambda = 6, 9$  e 12 meses. Não foram encontrados parâmetros limiares para estas defasagens.

Tabela 2: Parâmetros limiares estimados - Demanda

	$\Delta PX_{jt}$	$V_{jt}^d$	$\Psi_{jt}^d$	$\max(\Delta^* PX_{jt-\lambda})$
$\hat{\gamma}_1$	-0,047	-0,067	-0,0016	-0,064
IC 95%	[-0,058; -0,018]	[-0,095; -0,013]	[-0,0053; 0,00003]	[-0,081; 0,097]
$\hat{\gamma}_2$	0,035	0,099		0,022
IC 95%	[0,023; 0,046]	[0,052; 0,306]		[-0,146; 0,059]

IC: Intervalo de confiança.

Fonte: Elaboração do autor.

Com exceção do medidor de fase,  $\Psi_{jt}^d$ , os demais parâmetros limiares estimados estão de acordo com a teoria de *hysteresis* já que relatam a existência de três efeitos distintos dos preços relativos ( $PX/PI$ ) na quantidade exportada, em função dos choques nos preços de exportação. A análise deve continuar verificando as magnitudes das elasticidades estimadas nos três diferentes regimes. Estas encontram-se na tabela 3<sup>19</sup>.

Há vários pontos que merecem destaque nas estimações. O primeiro deles é a comprovação da chamada zona de inação para três das quatro variáveis propostas. Por exemplo, para choques recentes ( $\Delta PX$ ) entre aproximadamente -4,7% e 3,5% nos preços exportados, a elasticidade-preço da demanda é de -0,47; enquanto para choques menores que -4,7%, essa elasticidade é de 1,21; e choques maiores de 3,5%, -0,83. Nessa explicação tem-se o segundo ponto relevante do ponto de vista teórico: a assimetria. Quedas nos preços do produto exportado afetam mais a quantidade vendida ao exterior do que aumentos de preços de magnitude semelhante. Essa conclusão também é válida para três das quatro variáveis propostas. O medidor de fase,  $\Psi$ , apesar de não relatar a existência da zona de inação, também relatou evidência de assimetria, com coeficiente associado à queda de preços maior que o associado ao aumento dos mesmos. O último ponto comum em destaque é a alta elasticidade das exportações com relação à demanda externa. Trata-se de um resultado comum na literatura, também encontrado em Garcia (2009), com boa parte dos setores apresentando coeficientes

<sup>19</sup>Os valores estimados dos coeficientes das *dummies* de ano foram omitidos. Todos foram significativos a 5%.



Tabela 3: Demais parâmetros estimados - Demanda

Variável	$\Delta PX_{jt}$	Variável Limiar Utilizada			Sem $\hat{\gamma}$
		$V_{jt}^d$	$\Psi_{jt}^d$	$\max(\Delta^* PX_{jt-\lambda})$	
$\frac{PX}{PI}$ [Regime 1]	-1,21 (0,13)	-1,18 (0,12)	-1,22 (0,16)	-1,10 (0,15)	-0,73 (0,61)
$\frac{PX}{PI}$ [Regime 2]	-0,47 (0,07)	-0,46 (0,07)	-0,65 (0,06)	-0,46 (0,08)	-
$\frac{PX}{PI}$ [Regime 3]	-0,83 (0,08)	-0,81 (0,08)	-	-0,79 (0,07)	-
$YW$	0,96 (0,04)	0,96 (0,04)	0,94 (0,05)	0,95 (0,04)	0,58 (0,14)

Desvio padrão entre parêntesis.

Fonte: Elaboração do autor.

próximos ou maiores que 1; e Scarpelli (2010), cujos coeficientes estimados estiveram entre 0,76 e 1,86.

Os coeficientes instáveis (elasticidades) tiveram valores muito próximos mesmo com a utilização de diferentes variáveis limiars. Este resultado pode levar a interpretação, para o caso de quedas nos preços de exportação, que variações negativas trimestrais ( $\Delta PX$ ) da ordem de -4,7% provocam deslocamento da elasticidade-preço de exportação equivalente a uma diminuição de preços acumulada em um ano da ordem de -6,7%; ou ainda a uma queda máxima mensal (no trimestre) ( $\max(\Delta^* PX)$ ) de -6,4%. Para o caso de aumentos de preços de exportação, um aumento mensal ( $\Delta PX$ ) de 3,5% é equivalente a um choque acumulado no ano de 9,9% ou ainda um choque máximo mensal (no trimestre) de 2,2%.

Sob o aspecto de política econômica, as seguintes conclusões são importantes: (i) períodos seguidos de diminuições de preços de exportação tem influência muito mais significativa sob a elasticidade-preço das exportações de produtos manufaturados brasileiros; (ii) a renda externa é um fator muito relevante na determinação dos volumes exportados. A congruência dessas afirmações é indicativo da competitividade do mercado internacional. Em tempos de forte pressão da demanda mundial por produtos manufaturados, reduções nos preços destes produtos fazem com que grande parte desta demanda seja direcionada para o mercado brasileiro. Dessa maneira, políticas que tornem mais competitivos os preços dos produtos exportados, como reduções do custo-Brasil, devem promover aumentos significativos nos volumes exportados.

## 6 Considerações Finais

As exportações brasileiras apresentaram ritmo de crescimento entre 1999 e 2010, mesmo sob constantes apreciações cambiais iniciadas em 2003. Kannebley (2008), Garcia (2009) e Scarpelli (2010) testaram, então, a hipótese de *hysteresis* nas exportações. Apesar dos resultados indicarem a adequação da teoria na explicação dos dados, pouco se pode inferir em termos de política. Isso ocorre em virtude dos testes disponíveis na literatura se basearem em construções não-lineares (ou linearizadas) de variáveis. Dessa maneira, os coeficientes estimados não tem interpretação prática para análise de política.

Este trabalho propôs uma nova maneira de testar tal hipótese, baseando-se em um modelo econométrico não-linear. A estimação de um painel com efeitos de valores limiars utilizando de formulação adequada para a variável limiar é uma solução para o problema da interpretação de coeficientes. Foi demonstrado que as variáveis limiars utilizadas são consistente teoricamente. Então, aplicou-se

a metodologia em dados trimestrais das exportações brasileiras no período 1999-2010. Optou-se por testar apenas a equação de demanda por apresentar resultados mais satisfatórios na literatura, como sinais dos coeficientes adequados teoricamente.

Os resultados das estimações confirmaram a hipótese de *hysteresis* nas exportações brasileiras. Foi encontrada uma relação assimétrica nos preços de exportação, com choques negativos (quedas nos preços) afetando a elasticidade-preço das exportações de maneira mais intensa do que aumentos de preços. Ademais, uma zona de inação também foi encontrada, significando que pequenos choques tem menor influência sobre as exportações. Uma última constatação foi a alta sensibilidade das exportações com relação à renda internacional. As implicações de política são importantes: choques produtivos, como diminuição relevante dos custos (e dos preços), em um ambiente de alta demanda internacional são efetivos na promoção às exportações.

Sugere-se, para trabalhos posteriores, a aplicação em diferentes base de dados e a verificação, sobretudo, da sensibilidade dos coeficientes limiares estimados. No que diz respeito ao caso brasileiro, encontrar uma especificação de demanda adequada é prioridade para posterior aplicação do teste.

## Referências

- ARIZE, A. C. Traditional export demand relation and parameter instability: An empirical investigation. *Journal of Economics Studies*, v. 28, n. 6, p. 378–396, 2001.
- BALDWIN, R. Hysteresis in import prices: The beachhead effect. *American Economic Review*, v. 78, n. 4, p. 773–785, 1988.
- BALDWIN, R. Hysteresis in trade. *Empirical Economics*, v. 15, p. 127–142, 1990.
- BALDWIN, R.; KRUGMAN, P. Persistent trade effects of large exchange rate shocks. Working Paper 2017 - National Bureau of Economic Research (NBER). September 1986.
- BALDWIN, R.; KRUGMAN, P. Persistent trade effects of large exchange rate shocks. *Quartely Journal of Economics*, v. 104, n. 4, p. 635–654, 1989.
- BARBOSA, F. H. *Uma Análise das Elasticidades de Bens e Serviços Não Fatores, Sua Estabilidade e o Ajuste Externo Brasileiro Pós-99*. Dissertação (Mestrado) — Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade. Universidade de São Paulo - FEA/USP, 2006.
- BLANCHARD, O. J.; SUMMERS, L. H. Hysteresis and the european unemployment problem. Working Paper 1950 - National Bureau of Economic Research (NBER). June 1986.
- BRAGA, H. C.; MARKWALD, R. A. Funções de oferta e de demanda das exportações de manufaturados no brasil: Estimação de modelo simultâneo. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 13, n. 3, p. 707–744, 1983.
- CAMPA, J. M. Entry by foreign firms in the united states under exchange rate uncertainty. *Review of Economics and Statistics*, v. 75, n. 4, p. 614–622, 1993.
- CROSS, R. The macroeconomic consequences of discontinuous adjustment: Selective memory of non-dominated extrema. *Scottish Journal of Political Economy*, v. 41, n. 2, p. 212–221, 1994.
- DIXIT, A. Entry and exit decisions under uncertainty. *Journal of Political Economy*, v. 97, n. 3, p. 620–638, 1989.
- DIXIT, A. Hysteresis, import penetration, and exchange rate pass-through. *Quartely Journal of Economics*, v. 104, n. 2, p. 205–228, 1989.

- GARCIA, D. C. C. *Hysteresis nas Exportações Manufaturadas Brasileiras: Um Modelo de Cointegração com Transição Suavizada*. Dissertação (Mestrado) — Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto. Universidade de São Paulo - FEA-RP/USP, 2009.
- GÖCKE, M. An approximation of the hysteresis loop by linear partial functions. *Jahrbucher fur Nationalökonomie und Statistik*, v. 52, n. 5, p. 572–596, 1994.
- GÖCKE, M. A macroeconomic model with hysteresis in foreign trade. *Metroeconomica*, v. 52, n. 4, p. 449–473, 2001.
- GÖCKE, M. Various concepts of hysteresis applied in economics. *Journal of Economic Surveys*, v. 16, n. 2, p. 167–188, 2002.
- HANSEN, B. E. Testing for linearity. *Journal of Economic Surveys*, v. 13, n. 5, p. 551–576, 1999.
- HANSEN, B. E. Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing and inference. *Journal of Econometrics*, v. 93, n. 2, p. 345–368, 1999.
- KANNEBLEY, S. *Hysteresis nas Exportações Industrializadas Brasileiras: Uma Análise Empírica*. Tese (Livre Docência) — Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto. Universidade de São Paulo - FEA-RP/USP, 2005.
- KANNEBLEY, S. Tests for the hysteresis hypothesis in brazilian industrialized exports. *Economic Modelling*, v. 25, n. 2, p. 171–190, 2008.
- KANNEBLEY, S.; PRINCE, D. de; SCARPELLI, M. C. Hysteresis e o comércio exterior de produtos industrializados brasileiros. In: . [S.l.: s.n.], 2010.
- KANNEBLEY, S.; VALERI, J. de O. As empresas brasileiras e o comércio internacional. In: \_\_\_\_\_. [S.l.: s.n.], 2006. cap. Persistência e Permanência na Atividade Exportadora, p. 159–187.
- KRUGMAN, P.; BALDWIN, R. The persistence of the us trade deficit. *Brooking Papers on Economic Activity*, p. 1–43, 1987.
- LJUNGQVIST, L. Hysteresis in international trade: a general equilibrium analysis. *Journal of International Money and Finance*, v. 13, p. 387–399, 1994.
- MARKWALD, R.; PUGA, F. P. Focando a política de promoção de exportações. FUNCEX - Texto para discussão 160. set 2002.
- MOREIRA, H. C.; PANARIELLO, M. Os incentivos às exportações brasileiras: 1990 a 2004. Textos para discussão CEPAL / IPEA - 24. 2010.
- PARSLEY, D. C.; WEI, S.-J. Insignificant and inconsequential hysteresis: The case of u. s. bilateral trade. *The Review of Economics and Statistics*, v. 4, n. 4, p. 606–613, 1993.
- PENKOVA, E. An empirical analysis of uk imports: Is there evidence of hysteresis? Discussion Papers on Economics, Universität Dortmund. January 2005.
- PISCITELLI, L. et al. A test for strong hysteresis. *Computational Economics*, v. 15, n. 1-2, p. 59–78, 2000.
- ROBERTS, M. J.; TYBOUT, J. R. The decision to export on colombia: An empirical model of entry with sunk costs. *The American Economic Review*, v. 4, n. 4, p. 545–564, 1997.

SCARPELLI, M. C. *Hysteresis nas Exportações Manufaturadas Brasileiras: Uma Análise de Cointegração com Dados em Painel*. Dissertação (Mestrado) — Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto. Universidade de São Paulo - FEA-RP/USP, 2010.

TELES, V. K. Choques cambiais, política monetária e equilíbrio externo da economia brasileira em um ambiente de hysteresis. *Revista de Economia Aplicada*, v. 9, n. 3, p. 415–426, jul-set 2005.