

Tema

Menção

Honrosa

Advocacia da Concorrência

COMÉRCIO INTERNACIONAL E CONCORRÊNCIA: UMA ANÁLISE DO PASS-THROUGH DE TARIFAS NO SETOR SIDERÚRGICO

ANDREA PEREIRA MACERA

Doutoranda em Economia de Empresas na Universidade Católica de Brasília (UCB) e Coordenadora-Geral de Concorrência Internacional na Secretaria de Acompanhamento Econômico do Ministério da Fazenda (Seae/MF)



Resumo

Este trabalho estimou o impacto de alterações do imposto de importação sobre preços – o chamado *pass-through* de tarifas – no setor siderúrgico do Brasil. Especificamente no caso de setores caracterizados por concorrência imperfeita, utiliza-se a redução da tarifa de importação como medida para estimular as importações, aumentar a concorrência e, assim, controlar aumentos de preços. Aplicou-se uma análise de dados em painel ao modelo proposto por Feenstra (1989). Os testes de raiz unitária não permitiram concluir pela estacionariedade das séries, o que justificou a estimação de um modelo em primeira diferença. Os resultados mostraram que: i) o modelo de Feenstra, embora aplicável, pode ser melhorado para o Brasil; ii) existe um coeficiente de repasse de tarifa para preços, que varia de 0,16 a 0,40. Portanto, foi possível confirmar a hipótese de que, no setor siderúrgico, a alteração do imposto de importação afeta o preço do produto nacional, sugerindo que a política comercial pode funcionar como política antitruste.

Palavras-chave: Política comercial. Política antitruste. Tarifas de importação.

Sumário

1 Introdução	7
2 Modelagem teórica e econométrica	13
3 Tratamento empírico	17
3.1 Testes de raiz unitária para séries temporais	17
3.2 Testes de raiz unitária para dados em painel	19
3.3 Estimação	21
4 Resultados	22
4.1 Base de dados	22
4.2 Testes de raiz unitária	25
4.2.1 Testes de raiz unitária para séries temporais	25
4.2.2 Testes de raiz unitária para dados em painel	26
4.3 Estimação do modelo	28
4.3.1 Painel estático	28
4.3.2 Painel dinâmico	31
5 Conclusões	33
Referências	35

Lista de figuras

Figura 1. Situação da firma doméstica monopolista em face da concorrência potencial das importações _____	11
Figura 2. Efeitos da tarifa sobre preço e produção da firma monopolista _____	11

Lista de tabelas

Tabela 1. Estatística descritiva das variáveis nominais sem transformação antes e após 2005 _____	24
Tabela 2. Testes de raiz unitária das séries temporais _____	25
Tabela 3. Testes de raiz unitária das séries temporais com quebra estrutural _____	26
Tabela 4. Resultados dos testes de raiz unitária para dados em painel _____	27
Tabela 5. Estimação de painel de efeito aleatório do modelo original em nível _____	29
Tabela 6. Estimação de painel de efeito fixo para o novo modelo em primeira diferença com inclusão de minério de ferro _____	31
Tabela 7. Resultados do painel dinâmico com o estimador Anderson-Hsiao _____	32

1 Introdução

Uma tarifa, o mais simples e antigo dos instrumentos de comércio, consiste em um imposto cobrado quando um bem é importado, tendo como efeito elevar o custo desse bem. Desde o século XIX sua finalidade tem sido não apenas fornecer receita para os governos, mas também proteger setores domésticos específicos (KRUGMAN; OBSTFELD, 2001, p. 194).

No Brasil, diversos estudos analisam os efeitos de variações da taxa de câmbio sobre preços, buscando estimar seu grau de *pass-through* (repassê) sobre a economia. Alterações de tarifas de importação possuem, igualmente, o condão de afetar preços, todavia poucos estudos se debruçam sobre a tarefa de estimar seu coeficiente de repasse. O estudo de repasse de tarifas de importação ganha especial importância em mercados de concorrência imperfeita, uma vez que a política comercial adotada pode aumentar ou limitar o poder de mercado das firmas.

Apesar da carência de pesquisas, governos de praticamente todos os países, incluindo o Brasil, enxergam na tarifa de importação um importante instrumento de política pública, utilizando-a basicamente para dois fins: em alguns casos, reduz-se a tarifa para fomentar a concorrência, controlar preços ou evitar problemas de abastecimento interno; em outros, eleva-se a alíquota para restringir importações e proteger a indústria. O Brasil apresenta exemplos de ambos os casos: a) em 2005, para conter aumentos de preços do setor siderúrgico, reduziu-se a alíquota de importação de 15 itens de 12% ou 14% para 0%; b) em 2012, foi anunciada a elevação do imposto de importação de cem produtos de diferentes setores para até 25% por “problemas de desequilíbrios comerciais derivados de conjuntura econômica internacional”.¹

Embora tais medidas tenham sido utilizadas no Brasil, a ausência de pesquisas empíricas não nos permite mensurar seus verdadeiros efeitos. Tende-se a avaliar o efeito da alteração tarifária apenas a partir da variação do volume importado. A motivação desta pesquisa está, portanto, na necessidade de saber se a tarifa de importação seria, de fato, um instrumento de política pública adequado para auxiliar no controle de preços, limitando o poder de mercado de firmas em setores caracterizados pela concorrência imperfeita.

Nesse sentido, este estudo tem por objetivo geral analisar o *pass-through* de alterações tarifárias sobre os preços da economia doméstica. Como desdobramento do objetivo geral, apresentam-se os seguintes objetivos específicos:

- i. aplicar o modelo proposto Feenstra (1989) no Brasil, a fim de verificar efeitos das variações de tarifas *ad valorem* sobre o preço de produtos siderúrgicos nacionais;

¹ Esta medida consistiu na aplicação de uma decisão negociada no âmbito do Mercosul, a Decisão do Conselho Mercado Comum 39/11, que permite elevar a alíquota de importação acima da Tarifa Externa Comum (TEC) para importações de origens extra Mercosul.

-
- ii. medir o coeficiente de *pass-through* de tarifas para os preços de produtos siderúrgicos do Brasil.

Convém mencionar aspectos que justificam este estudo. Primeiro, aborda-se um assunto de importância nacional, buscando-se variáveis que permitam melhor compreender o impacto de medidas adotadas para um setor e fornecendo-se elementos para a busca de soluções em nível governamental. Segundo, pretende-se contribuir para suprimir a carência de pesquisas nacionais recentes sobre o tema. Terceiro, pretende-se buscar evidências adicionais para um assunto sobre o qual inexistia consenso na literatura.

Optou-se por setores de concorrência imperfeita porque estudos mostram que as hipóteses de rendimentos constantes de escala e concorrência perfeita não conseguiam explicar os padrões de comércio após a Segunda Guerra Mundial (DIXIT; STIGLITZ, 1977). Dessa forma, a hipótese de diferenciação de produtos para assegurar o “monopólio” da empresa e dar maior utilidade ao consumidor, presente em modelos de concorrência imperfeita, seria mais adequada à realidade. Justifica-se a escolha da siderurgia por ser um setor concentrado, com poucas empresas em cada país (caracterizando a concorrência imperfeita), pela quantidade de itens transacionados internacionalmente, pela frequente utilização de tarifas de importação pelos países, ora para proteger o produtor nacional, ora para fomentar a concorrência e pela relevância de seus produtos, que servem de insumo para diversas cadeias produtivas.

As primeiras discussões sobre poder de mercado e tarifa encontradas na literatura datam do final do século XIX e início do século XX. Carver (1902, p. 171) afirma que o repasse das tarifas aos preços pagos pelo consumidor final dependerá da elasticidade da demanda do bem e das condições de oferta no país; todavia, se o produto objeto da tarifa for produzido nacionalmente por um monopolista, certamente seu poder de mercado será aumentado e será dada a ele a oportunidade de aplicar um preço superior ao aplicado em situações em que não há tarifa de importação.

Em 1906, no 19º Encontro Anual da Associação Americana de Economia, debateu-se a questão das tarifas e dos *trusts*.² Na verdade, a principal oração objeto da discussão era *The mother of all trusts is the custom tariff bill* (HOLT, 1906). Embora um grupo defendesse o uso de tarifas como instrumento necessário de proteção e fortalecimento da indústria nacional em face dos competidores internacionais (HOLT, 1907; CLARKE, 1907), havia certo consenso de que a tarifa aumentava o poder de mercado dos *trusts* e, conseqüentemente, levava ao aumento de preços (FLUX, 1907; GARDNER; HAGERTY; WHITAKER, 1907). Emery (1915) ressalta que a diferença entre o preço do produtor e o preço pago pelo consumidor nem sempre era considerada nas discussões relativas aos efeitos da tarifa sobre a economia doméstica e concluiu que, de modo geral, o sistema protecionista de tarifas tendia a manter o preço do produtor superior ao preço do livre comércio, o que levava, no longo prazo, à elevação de preços

2 Por *trust* entende-se uma organização industrial ou comercial que tem por objetivo controlar a produção ou a venda de determinado(s) bem(ns), seus preços e que atua no sentido de eliminar ou reduzir o número de produtores independentes. Cf. Flux (1907) e Gardner, Hagerty, Whitaker (1907).

para os consumidores finais, sobretudo em mercados caracterizados pela concorrência imperfeita. A partir de então, consolidou-se uma corrente teórica segundo a qual o comércio internacional aumenta a concorrência e a proteção cria monopólios, o que Helpman e Krugman (1989, p. 26) chamaram de *oldest insight in the area* (a mais antiga percepção na área de comércio internacional).

Convém ressaltar que, na literatura, os principais estudos relacionados a tarifas não são aqueles que buscam verificar seus efeitos em mercados de concorrência imperfeita, mas sim os que tentam explicar sua existência, podendo ser resumidos em três grandes teorias: a Teoria da Tarifa Ótima, a Teoria da Proteção Endógena e a Teoria da Indústria Nascente. A primeira³ afirma que, se por um lado a imposição de uma tarifa leva a distorções na produção e no consumo, por outro pode fazer com que os demais países diminuam seus preços a fim de manter seu mercado, levando a ganhos de bem-estar para o país importador. Se os ganhos forem maiores do que as perdas, então o país poderia ganhar com a adoção de proteção. A segunda⁴ acredita que a tarifa é adotada para que certos grupos da sociedade consigam auferir rendas maiores e por isso busca modelar a relação entre políticos (interessados em apoio político) e produtores domésticos (interessados na proteção de seus setores contra produtos importados). Por fim, o argumento da indústria nascente⁵ é geralmente utilizado para justificar medidas protecionistas e se baseia em uma proteção temporária necessária para que uma firma se estabeleça e seja capaz de competir nas mesmas condições das indústrias estrangeiras nos mercados nacional e internacional. Apesar de sua relevância econômica, tais estudos não são objeto deste trabalho.

Na década de 1960, surgem os primeiros estudos que tentam de alguma forma quantificar os efeitos das tarifas de importação sobre a economia. Entretanto, a econometria ainda não era utilizada, dificultando não apenas as avaliações de impacto, mas também a comparação dos estudos. Somente no final da década de 1960 e início da de 1970 a literatura estabelece uma ligação mais concreta entre as teorias de comércio internacional e a organização industrial. Duas linhas de pesquisa se desenvolveram: a) uma com foco na modelagem do papel das economias de escala como causa do comércio internacional, sem muita preocupação com a estrutura de mercado, a qual geralmente é tratada como concorrência monopolística; b) a outra que considera a concorrência imperfeita como centro de análise e estuda temas como a relação entre comércio internacional e o poder de mercado das empresas (KRUGMAN, 1986). Este estudo enquadra-se na segunda linha de pesquisa.

Os trabalhos internacionais que abordam os efeitos das tarifas de importação sobre a economia possuem os mais variados objetivos e resultados. Jondrow, Chase e Gamble (1982) mostram que a diferença de preços entre produtos siderúrgicos nos Estados Unidos e aqueles importados se deve à insegurança quanto à oferta, não

3 Para uma boa revisão bibliográfica da Teoria da Tarifa Ótima e sua aplicação ao Brasil, ver Miranda (2011).

4 A contribuição mais importante no campo da Teoria da Proteção Endógena tem sido o modelo de Grossman e Helpman (1994). Cf. Marzagão (2008) para uma aplicação ao caso brasileiro.

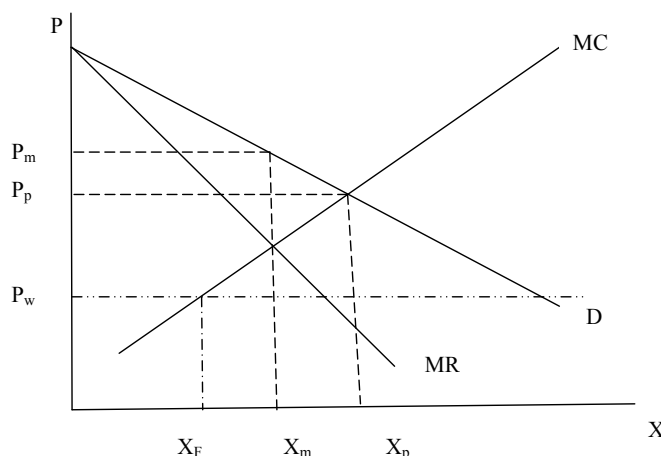
5 Para um modelo de maximização de bem-estar com proteção à indústria nascente, ver Melitz (2005). Para uma aplicação à indústria de microcomputadores no Brasil, ver Luzio e Greenstein (1995).

havendo relação com a tarifa de importação. Grossman (1986), ao estudar o setor siderúrgico norte-americano no período de 1976-1985, observou que a concorrência das importações pode ser separada em três componentes: oferta internacional, tarifa e taxa de câmbio, tendo apenas o câmbio algum efeito no aumento do volume importado. Contrariamente, Irwin (2000), ao analisar o efeito da tarifa sobre a indústria de ferro-gusa nos EUA no período 1869-1889, concluiu que a ausência de tarifas teria resultado em maior participação das importações no consumo e a produção total norte-americana teria sido prejudicada. Na mesma linha, Dixit (1988) havia concluído que quanto maior a tarifa maior a venda de bens domésticos e menor a penetração das importações; todavia, a tarifa teria efeito nulo na presença de subsídios.

No que concerne aos estudos sobre efeitos de abertura comercial, Levinsohn (1993), ao analisar a Turquia, verifica que houve redução de *mark-ups*. Por sua vez, Harrison (1994), ao realizar estudo sobre as firmas da Costa do Marfim, conclui que nem todos os setores tiveram *mark-ups* reduzidos, tendo o poder de mercado sido maior nos setores de tarifas mais elevadas e menor penetração das importações. Da mesma forma, Badinger (2007) observa que não houve evidência estatística de redução de *mark-ups* na consolidação do mercado único europeu, no qual houve uma redução generalizada de tarifas no período 1981-1999.

No que se refere aos estudos nacionais, não foram encontrados trabalhos que tratam do *pass-through* de tarifas sobre setores específicos. De modo geral, os autores buscam analisar o impacto da abertura comercial brasileira na década de 1990. Hay (2001) observa que, a partir de 1994, tanto o *market share* quanto o lucro das firmas se reduzem no Brasil após 1994. Ferreira e Guillén (2004), por sua vez, concluem que não há evidência estatística de redução de *mark-ups*, apesar do aumento de produtividade das firmas brasileiras. Finalmente, Lisboa, Menezes Filho e Schor (2010) mostram que o impacto da redução de tarifas depende da magnitude dessa redução e do setor. Se a redução tarifária, por um lado, se concentrar em produtos intermediários, pode-se ter aumentos de *mark-ups* devido ao uso mais eficiente de insumos; por outro lado, se a abertura se der na indústria de bens finais, espera-se uma redução nas margens de lucro.

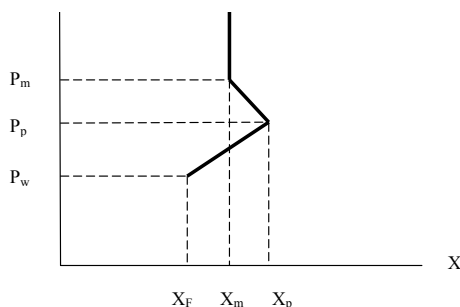
De maneira resumida, utilizando-se o mais simples dos modelos, a Figura 1 explica o efeito da tarifa sobre a economia no caso de concorrência imperfeita. Trata-se de uma única firma cujo poder de monopólio é limitado pela atual ou potencial concorrência das importações. A Figura 1 mostra a firma doméstica monopolista com uma curva de custo marginal (MC) crescente. A demanda pelo produto da firma é representada pela curva D. MR corresponde à receita marginal. A firma não pode maximizar lucro devido à ameaça de importações. Os bens importados são assumidos como substitutos perfeitos do bem nacional, têm uma oferta perfeitamente elástica e estão disponíveis ao preço P_w . Na ausência de importações, a firma mover-se-ia para o preço de maximização de lucro P_m e ao nível de produção correspondente X_m . Sob livre comércio, P_w seria o limite superior de preço da firma. O nível de produção estaria no ponto no qual o preço se iguala ao custo marginal, ou seja, X_F .



Fonte: HELPMAN; KRUGMAN (1989, p. 28)

Figura 1. Situação da firma doméstica monopolista em face da concorrência potencial das importações

Supondo-se a existência de uma tarifa, o preço dos bens importados passaria a ser $P_w + t$. O efeito da tarifa sobre produção e preço depende do tamanho de t . Define-se P_p como o preço em que a tarifa é proibitiva, ou seja, não há importações, sendo o ponto em que custo marginal e demanda se cruzam. Se t for pequena ($P_w + t < P_p$), a firma atua basicamente como se estivesse em concorrência perfeita (sob livre comércio); preço e produção serão maiores quanto maior for a tarifa. Se a tarifa estiver na região $P_p < P_w + t < P_m$, o preço da potencial concorrência das importações ainda impede que a firma aplique o preço do monopólio. Todavia, a firma não poderá mais definir a produção igualando custo marginal a $P_w + t$, visto que isso implicaria produzir mais do que os consumidores estão dispostos a comprar a esse preço. A estratégia maximizadora de lucro seria vender ao preço $P_w + t$, mas produzir somente o que for demandado internamente. No caso de não haver importações, a simples ameaça delas serviria como limitador ao preço do monopolista. Se a tarifa aumentar, a firma aumentará seu preço, sem necessariamente aumentar a produção. Finalmente, se a tarifa suficientemente elevada que $P_w + t > P_m$, a firma comportar-se-á como se fosse um monopólio em uma economia fechada. A Figura 2 ilustra as três situações.



Fonte: HELPMAN; KRUGMAN (1989, p. 29)

Figura 2. Efeitos da tarifa sobre preço e produção da firma monopolista

Verifica-se que os estudos que relacionam tarifas e preços não abordam especificamente o *pass-through*, mas sim analisam efeitos de tarifas sobre importações ou reduções tarifárias generalizadas de determinado país ou região e seu impacto sobre *mark-ups*, *market share* ou produtividade. Há evidências, porém, de que o efeito de alterações tarifárias dependerá do tipo de bem (intermediário ou final) e de suas características (elasticidade-preço da demanda, condições de oferta, estrutura de mercado, etc.), fazendo sentido analisar-se o repasse de tarifas por setor.

O único trabalho encontrado sobre *pass-through* de tarifas foi o de Feenstra (1989), o qual tem por objetivo testar a hipótese de que uma alteração permanente na taxa de câmbio ou na tarifa *ad valorem* tem efeitos idênticos no preço pago pelos consumidores da mercadoria importada quando a indústria do fornecedor estrangeiro tiver características de oligopólio.

Três são as contribuições centrais da pesquisa ora proposta. Primeiramente, construir um banco de dados inédito no Brasil, que agregou informações de dez itens do setor siderúrgico, com uma estrutura flexível para permitir a incorporação de outros setores e/ou o acréscimo do horizonte temporal dos dados. Segundo, aplicar o modelo de Feenstra (1989) ao setor siderúrgico brasileiro com o fito de testar a hipótese de que em setores de concorrência imperfeita a alteração do imposto de importação afeta o preço do produto nacional, independentemente da variação no volume de importações. Finalmente, mostrar que há um *pass-through* de tarifas na economia brasileira.

Os dados da pesquisa são trimestrais e compreendem o período de 1995 a 2010. Trata-se de um painel balanceado no qual todos os produtos siderúrgicos possuem o mesmo número de observações temporais. A variável dependente é o preço nacional de cada um dos produtos da siderurgia, e as variáveis exógenas são produção, importação, preço internacional dos produtos siderúrgicos, custo da mão de obra, preço do minério de ferro, taxa de câmbio e tarifa. Tendo em vista a natureza dos dados, procedeu-se a uma série de testes de raiz unitária, os quais não permitiram concluir pela estacionariedade das séries de preço nacional e de custo da mão de obra, optando-se por estimar o modelo em primeira diferença.

A estimação do modelo estático permitiu confirmar a hipótese de que, no setor siderúrgico, a alteração do imposto de importação (tarifa) afeta o preço do produto nacional, independentemente da variação no volume de importações (vale dizer que a mera expectativa de importações teria o condão de afetar preços). Esse resultado vai ao encontro de outros trabalhos que apontam para uma relação inversa entre poder de mercado e abertura comercial, mostrando que a política comercial pode ser utilizada como política antitruste. Quanto ao modelo dinâmico, os resultados mostraram a inércia de preços do setor siderúrgico, a qual se explica principalmente pela existência de contratos de médio prazo, o que não permite um ajuste de preços instantaneamente em resposta a um choque econômico ou a uma política pública. Foi possível observar que há um coeficiente de repasse de tarifas para preços bastante próximos ao modelo estático.

Este trabalho está dividido da seguinte forma. A segunda seção apresenta os modelos teórico e econométrico. A terceira seção traz a metodologia, descrevendo a base de dados em painel, as propriedades estatísticas das séries e a abordagem empírica. Finalmente, na quarta seção constam os resultados, e na quinta, as conclusões.

2 Modelagem teórica e econométrica

A hipótese que se pretende testar é a de que a política comercial (no caso, a redução da tarifa de importação) pode ser utilizada como política auxiliar no controle de preços de setores caracterizados pela concorrência imperfeita, atuando no sentido de limitar o poder de mercado das empresas.

Feenstra (1989) tem por objetivo testar a hipótese de que uma alteração permanente na taxa de câmbio ou na tarifa *ad valorem* tem efeitos idênticos no preço pago pelos consumidores da mercadoria importada quando a indústria do fornecedor estrangeiro tiver características de oligopólio. Assumindo que as empresas doméstica e estrangeira agem como competidores de Bertrand (cada empresa assume que sua concorrente não mudará o preço em função da quantidade produzida), o modelo utilizado parte do seguinte problema da firma:

$$MAX_p E \{ spx(p, q, I) - \emptyset(x) w^* \} \quad (1)$$

onde:

E = valor esperado;

s = taxa nominal de câmbio;

p = preço do bem exportado;

q = preço do bem nacional produzido no país importador;

I = gasto total com bens importados no país importador;

x(p, q, I) = demanda por importações no país importador;

w* = agregado de custo dos fatores internacionais;

C(x, w*) = custos na moeda do país exportador = ;

e = E(s) = taxa de câmbio esperada.

De acordo com a equação (1), o lucro da firma exportadora dependerá basicamente da demanda por importações e da taxa de câmbio, descontados os custos de produção. Por sua vez, a demanda por importações depende de preços nacionais e internacionais e do gasto total com importações. Nenhuma das variáveis é aleatória, exceto pela taxa de câmbio, uma vez que o exportador define o preço antes de conhecer o câmbio. Assume-se que o produto é fracamente separável dos demais na utilidade do consumidor. C(x, w*) representa os custos na moeda estrangeira e é considerada

como função homogênea de grau 1, podendo ser escrita como $\varnothing(x)w^*$, com $\varnothing'' > 0$ (< 0) representando o aumento (queda) do custo marginal.

A fim de verificar qual seria o preço do exportador que maximiza seu lucro, deriva-se a condição de primeira ordem para o problema da firma estrangeira:

$$e x(p, q, I) + e x_p(p, q, I) \cdot p - \varnothing'(x) x_p w^* = 0$$

$$e [x(p, q, I) + e x_p(p, q, I) \cdot p] = \varnothing'(x) x_p w^*$$

$$e (x + p x_p) = \varnothing'(x) x_p w^*$$

$$\varnothing'(x) (w^*/e) = x/x_p + p x_p/x_p \cdot (p/p)$$

$$\varnothing'(x) (w^*/e) = p [(x/x_p) + 1]$$

$$\varnothing'(x) (w^*/e) = p [1 - (1/x_p) p/x]$$

$$\varnothing'(x) \left(\frac{w^*}{e} \right) = p [1 - 1/\eta] \equiv r(p, q, I) \quad (2)$$

onde η = elasticidade da demanda e $r(p, q, I)$ = receita marginal. Logo, custo marginal = receita marginal. Conforme a equação (2), observa-se que o preço que maximiza o lucro depende dos custos, da demanda e de sua elasticidade no país importador. Assumindo que $\varnothing'(x) \left(\frac{w^*}{e} \right) - r_p \neq 0$, pode-se inverter a CPO para obter a equação de preço $p = \pi(w, q, I)$, onde $\left(\frac{w^*}{e} \right) = w$, o agregado custos internacionais na moeda do país importador. Uma propriedade importante é que π seja homogênea de grau 1 em seus argumentos, ou seja, um aumento de w , q e I aumenta o preço ótimo de exportação na mesma proporção.

No caso de haver uma tarifa *ad valorem* (τ), o problema do exportador passa a ser:

$$\begin{aligned} & MAX_p E \left\{ s \left[\frac{p}{1+\tau} \right] x(p, q, I) - \varnothing(x) w^* \right\} = \\ & \left[\frac{e}{1+\tau} \right] MAX_p \left\{ p x(p, q, I) - \varnothing(x) [w^* (1+\tau) / e] \right\} \end{aligned} \quad (3)$$

Fica claro na equação (3) que uma mudança na tarifa ($1+$) tem o mesmo efeito no preço pago pelo importador de uma mudança em (w^*/e) . Escrivendo a condição de primeira ordem e igualando à receita marginal, temos: $\varnothing'(x) \left[\frac{w^* (1+\tau)}{e} \right] = r(p, q, I)$. Invertendo, obtém-se:

$$p = \pi [w (1+\tau), q, I] \quad (4)$$

onde $w = w^*/e$. A equação (4) mostra que o preço maximizador do lucro do exportador será uma função que depende das seguintes variáveis no país importador: custos, taxa de câmbio, tarifa, preços domésticos e gasto total com importações. Verifica-se que qualquer mudança tarifária ou na taxa de câmbio esperada que tenha o mesmo efeito

em $\left[\frac{(1+\tau)}{e}\right]$ terá um *pass-through* idêntico no preço das exportações. Trata-se da hipótese de simetria testada pelo autor.

O modelo de Feenstra (1989) foi reinterpretado neste trabalho, haja vista que nosso objetivo consiste em verificar como a tarifa influencia o preço nacional, e não o preço do produto importado. Igualmente considerando um modelo de Bertrand, o produtor doméstico defronta-se com o mesmo problema de maximização de lucro do exportador, ou seja, $MAX_p px - \varnothing(x)w$. Neste caso, considerando-se que o bem doméstico e o importado são substitutos, a demanda (x) do bem nacional também dependerá de seus preços, dos preços do bem importado (afetados pela tarifa e pelo câmbio) e do volume importado (o qual, por sua vez, dependerá da produção interna).

Com base no modelo teórico especificado na equação (4), Feenstra (1989) estima a seguinte equação de preço utilizando dados de séries temporais:

$$\ln p_t = c_t + \sum_i \beta_i \ln(w_t^* / s_{t-i}) + \beta \ln(1 + \tau_t) + \gamma \ln q_t + \delta \ln I_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

onde $c_t = c_0 + c_1 t + c_2 t^2$ é a tendência temporal e ε_t é o erro aleatório. A equação foi estimada para as importações norte-americanas de carros japoneses, caminhões compactos e motocicletas pesadas (acima de 700 cilindradas). Os dados abrangem o período de 1974 a 1987 (dados trimestrais). Os caminhões tiveram aumento de tarifa de 4% para 25% em 1980. As motocicletas tiveram uma alíquota de 45% imposta em 1983, que foi decrescente até 1987. No caso dos carros, não houve alteração de tarifa, e por isso somente foi testado o *pass-through* do câmbio. O *pass-through* de tarifas encontrado foi de 0,6 para caminhões e de 1 para motocicletas. A hipótese de simetria de *pass-through* entre câmbio e tarifa foi aceita para ambos os produtos. Quanto ao *pass-through* do câmbio, para carros ficou entre 0,7 e 0,8, e para caminhões, entre 0,52 e 0,63. No caso das motocicletas, encontraram-se valores entre 0,7 e 1,1.

O autor sugeriu que fossem testadas especificações alternativas do modelo. Primeiro, pode-se permitir que o custo dos fatores internacionais ($\ln w_t^*$) e o câmbio ($\ln s_{t-1}$) entrem separadamente na equação (5), com coeficientes α e β_1 , respectivamente. Segundo, pode-se eliminar as defasagens da taxa de câmbio e introduzir o preço defasado ($\ln p_{t-1}$) como regressor, o que traduziria a ideia de que as firmas não ajustam preços imediatamente. Terceiro, pode-se estimar vários subperíodos da amostra ou incluir variáveis *dummy* temporais.

Pretende-se, neste trabalho, estimar para o setor siderúrgico no Brasil a equação proposta por Feenstra (1989), da seguinte forma:

$$\begin{aligned} \ln p_{it} = & \alpha + \beta_1 \ln prod_{it} + \beta_2 \ln fator_t + \beta_3 \ln preint_{it} \\ & + \beta_4 \ln(1 + \tau_{it}) + \beta_5 \ln e_t + \beta_6 \ln imp_{it} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (6)$$

em que:

p_{it} = preço nacional do produto i no momento t ;

$prod_{it}$ = produção de i no momento t ;
 $fator_t$ = custo de fatores no momento t ;
 $preint_{it}$ = preço internacional do produto i em t ;
 τ_{it} = tarifa *ad valorem* do bem i em t ;
 e_t = taxa de câmbio em t ;
 imp_{it} = importações do bem i em t ;
 $\varepsilon_{it} = \eta_i + U_{it}$ = erro aleatório de i em t ;
 $\eta_i \sim i.i.d (0, \sigma_n^2)$ = efeito individual, heterogeneidade não observada invariante no tempo;
 $u_{it} \sim i.i.d (0, \sigma_n^2)$ = choque transitório não observável e variante no tempo.

Algumas adaptações foram feitas ao modelo original. Haja vista a utilização de dados em painel, e não de séries temporais, o subíndice i indica o indivíduo, neste caso o produto siderúrgico, e t o período. Da mesma forma que em Feenstra (1989), a variável dependente é o preço (p_{it}). A produção nacional ($prod_{it}$) foi utilizada como *proxy* para a demanda nacional e equivale ao gasto total com bens importados (I) do modelo original. O custo de fator ($fator_t$) indica gastos com mão de obra e insumos, representando o agregado de custos de fatores (w^*) de Feenstra (1989). A variável importações (imp_{it}) é idêntica ao modelo original, bem como o preço internacional ($preint_{it}$) e a tarifa (τ_{it}). Quanto à taxa de câmbio (e_t), não se trabalhará com o câmbio esperado $E(s)$, uma vez que o produtor nacional tem essa informação no momento da decisão sobre o preço.

Convém frisar que o objetivo da pesquisa é estimar o *pass-through* da tarifa sobre os preços domésticos. Diferentemente de Feenstra (1989), “ p ” será interpretado como o preço doméstico, e não o preço do produto importado. Pretende-se testar a hipótese de que em setores de concorrência imperfeita a alteração do imposto de importação afeta o preço do produto nacional, independentemente da variação no preço do produto importado ou no volume de importações. Logo, a política comercial poderia ter efeitos de política antitruste.

Além disso, Jondrow, Chase e Gamble (1982) verificaram que no caso do setor siderúrgico há certa “preferência” pelo produto nacional em virtude do tempo e da garantia da entrega, da disponibilidade do produto sem custos adicionais (nos casos de compras não programadas) e dos custos de transação. Portanto, a propensão a importar não depende do total de bens importados pelo país, conforme proposto por Feenstra (1989), mas sim de sua produção.

Outra diferença em relação ao trabalho de Feenstra (1989) está no método de estimação. Utilizar-se-á a análise de dados em painel ao invés de séries temporais, uma vez que se pretende verificar o impacto da tarifa sobre o preço de cada um dos itens da siderurgia no período 1995-2010. A utilização de dados de séries temporais, tal qual proposto pelo autor, exigiria um elevado nível de agregação dos dados por produto,

dificultando a captura dos efeitos da tarifa. Ademais, as técnicas de análise de dados em painel permitem obter estimação consistente mesmo na presença de fatores não observáveis correlacionados com os regressores e específicos de cada produto do setor siderúrgico (heterogeneidade individual).

3 Tratamento empírico

O ponto de partida para a evidência empírica consiste em verificar a estacionariedade dos dados por meio dos testes de raiz unitária. Procedeu-se a testes específicos de séries temporais e de dados em painel.

3.1 Testes de raiz unitária para séries temporais

Três são as variáveis de série temporal, as quais não variam por indivíduo: câmbio, custo de fator e minério de ferro. A discussão sobre testes de raiz unitária para séries temporais inicia-se com os trabalhos de Dickey e Fuller (1979; 1981). Diversas alternativas ao teste DF e ADF foram propostas, em alguns casos com o objetivo de melhorar as propriedades em amostras finitas e, em outros, de acomodar modelagens mais gerais. Phillips e Perron (1988) desenvolvem uma generalização do teste DF que admite erros correlacionados.

Todavia, as propriedades de tamanho e poder dos testes⁶ estariam associadas à escolha do número de defasagens do termo aumentado (NG; PERRON, 1995). O teste DF teria baixo poder, ou seja, tem o viés de não rejeitar a hipótese nula. O de PP, conforme mostrado por Perron e Ng (1996), apresenta distorções de tamanho quando o processo gerador do erro tem raiz próxima ao círculo unitário, ou seja, tem o viés de rejeitar a hipótese nula. As modificações nos testes padrão de raiz unitária fundamentam-se em dois aspectos centrais: (a) a extração de tendência em séries de tempo usando mínimos quadrados ordinários (OLS) é ineficiente; (b) a importância de uma seleção apropriada para a ordem de defasagem do termo aumentado, de modo que se obtenha uma melhor aproximação para o verdadeiro processo gerador de dados.

No primeiro caso, Elliot, Rothemberg e Stock (1996) propõem usar mínimos quadrados generalizados (GLS) para extrair termos deterministas da série. O teste ADF^{GLS} é dado pela estatística τ para testar a hipótese nula $H_0: \beta_0 = 0$, indicando a presença de raiz unitária, contra $H_a: \beta_0 < 0$, da seguinte regressão: $\Delta \tilde{y}_t = \beta_0 + \tilde{y}_{t-1} + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta \tilde{y}_{t-i} + u_{t,i}$. $\tilde{y}$ é a série sem termos deterministas via GLS, Δ é o operador de primeiras diferenças, $u_{t,i}$ é o resíduo não autocorrelacionado e homocedástico. Com relação ao segundo aspecto, Ng e Perron (2001) demonstram que os critérios de informação de Akaike (AIC) e de Schwartz (SIC) tendem a selecionar baixos valores para a defasagem k quando se tem raiz negativa (próximo a -1) no polinômio de médias móveis da série; sugerem,

6 O poder de um teste refere-se à probabilidade de rejeitar a hipótese nula de raiz unitária (H_0) quando ela é falsa. O tamanho do teste trata da diferença entre o nível de significância desejado e o efetivo, calculado pela amostra.

portanto, o critério modificado de informação de Akaike (MAIC) para a seleção da defasagem autorregressiva, de modo que as distorções sejam minimizadas.

Ng e Perron (2001) propõem ainda que as mesmas modificações sejam aplicadas ao teste tradicional de Phillips e Perron (1988), originando o teste MPP^{GLS}. Por meio de simulações, Ng e Perron (2001) mostram que a aplicação conjunta de GLS para extrair a tendência determinista e do critério de seleção de defasagens MAIC produz testes com maior poder e menores distorções de tamanho estatístico quando comparados aos testes tradicionais ADF e PP.

Contudo, mesmo os testes modificados possuem baixo poder na presença de quebras estruturais, tornando-se enviesados no sentido da não rejeição da hipótese nula de existência de raiz unitária quando a série é estacionária. Perron (1989) propôs alterações nos testes de raiz unitária a fim de contornar essa dificuldade, tratando a quebra estrutural como um evento exógeno, conhecendo-se sua data de ocorrência. Esse teste apresenta três modelos, os quais incluem variáveis *dummy* de pulso, nível e tendência. Em todos os casos, estima-se o modelo sob a hipótese alternativa e aplica-se o teste DF ao resíduo da equação estimada. Se houver autocorrelação do erro, estima-se o ADF. Ressalte-se que o coeficiente do termo defasado do teste DF (ou ADF) depende da fração de observações antes da quebra. A principal crítica a esse teste é o fato de a quebra ser exógena.

Saikkonen e Lütkepohl (2002) e Lanne, Saikkonen e Lütkepohl (2002), por sua vez, sugerem que as quebras estruturais podem ocorrer ao longo de vários períodos e propõem um teste de raiz unitária baseado na estimação do termo determinístico por mínimos quadrados generalizados (GLS) e a subtração dessa tendência da série original, aplicando, em seguida, um teste ADF para as séries ajustadas. Se a data da quebra é desconhecida, recomenda-se escolher uma ordem de defasagens maior no primeiro passo e, então, selecionar a data de quebra que minimiza a soma dos erros quadrados generalizados do modelo em primeiras diferenças.

Observou-se nos testes anteriores a possibilidade de inclusão, endógena ou exogenamente, de apenas uma quebra estrutural; se a série possuir mais de uma quebra permanece o problema do viés sob a hipótese nula de raiz unitária. Na verdade, rejeitar a hipótese nula significaria simplesmente rejeitar a existência de raiz unitária sem quebra. Nesse sentido, Lee e Strazicich (2003) desenvolvem um teste de raiz unitária do tipo Multiplicador de Lagrange (Lagrange Multiplier – LM), que permite duas quebras estruturais endógenas sob as hipóteses nula e alternativa. Sob a hipótese nula: $y_t = \mu_0 + \alpha_1 D_{1t} + \alpha_2 D_{2t} + y_{t-1} + u_t$, sendo D variáveis *dummy* de nível e tendência. A estatística LM é a estatística t calculada sob H_0 . A seleção de quebras ocorre nos períodos em que a LM é mínima. Ressalte-se que quebras endógenas podem selecionar períodos difíceis de explicar em termos econômicos, motivo esse que torna importante também realizar testes com quebras exógenas.

3.2 Testes de raiz unitária para dados em painel

Os testes anteriores foram utilizados para as variáveis de séries temporais comuns a todos os indivíduos: câmbio, custo de fator e preço do minério de ferro. Para as demais variáveis – preço doméstico, preço internacional, importações e produção – foram aplicados testes de raiz unitária específicos para dados em painel. Esses testes possuem tamanho estatístico razoável e poder superior aos de séries temporais. Todavia, são sensíveis a poucos indivíduos estacionários em painel e por isso se deve combinar testes para a nula de raiz unitária com a nula de estacionariedade.

Levin, Lin e Chu (2002) desenvolvem um teste indicado para painéis de tamanho moderado, ou seja, $T \in [25, 250]$ e $N \in [10, 250]$, o qual assume a independência entre os indivíduos. A variância do erro e a correlação serial podem variar entre indivíduos. Permite-se intercepto e tendências indivíduo-específicos. A estatística do teste converge para uma normal, e a média e a variância assintóticas dependem da especificação do modelo. Quanto ao teste propriamente dito, assume-se que $\{y_{it}\}$ seja um processo estocástico para $i = 1, 2, \dots, N$ indivíduos e $t = 1, 2, \dots, T$ períodos de tempo gerado por um modelo AR(1) comum a todo indivíduo. As limitações desses testes estão no fato de depender da hipótese de independência entre os indivíduos e da hipótese de raiz unitária ser comum a todo i .

No sentido de superar as limitações do teste LLC, o teste IPS (IM; PESARAN; SHIN, 2003) admite heterogeneidade no coeficiente de raiz unitária entre indivíduos. Assume-se que o processo de $\{y_{it}\}$ é: , com $i = 1, 2, \dots, N$ e $t = 1, 2, \dots, T$. Raiz unitária implica $=1, \forall i$. Sob a hipótese alternativa apenas algumas séries são estacionárias (não necessariamente todas, como no caso do LLC). Essa condição é necessária para consistência. Os autores derivam um teste de raiz unitária baseado nas médias das estatísticas individuais de DF e derivam uma distribuição para os casos de não haver resíduos autocorrelacionados (*t-barr*) e outra para casos em que a autocorrelação existe (*Wt-barr*). O teste IPS é mais geral que o LLC e pode ser aplicado a painéis dinâmicos, não balanceados e com constante e tendências. Em geral, o poder desse teste é melhor que o do LLC.

Maddala e Wu (1999), por sua vez, argumentam que os testes LLC e IPS não são comparáveis, uma vez que a hipótese alternativa não é a mesma para os dois. Nesse sentido, propõem o uso do teste de Fisher, um teste não paramétrico, o qual seria diretamente comparável com o IPS, pois ambos são uma combinação de testes independentes. No caso do IPS, os resultados assintóticos dependem de N tendendo ao infinito, enquanto no teste de Fischer tais resultados dependem de T tendendo ao infinito.

O teste de Fisher é baseado na combinação de níveis de significância de diferentes testes, enquanto o IPS se baseia na combinação de estatísticas de teste. No teste de Fisher, em qualquer teste estatístico usado para verificar a existência de raiz unitária pode-se obter *p-values* π_i e $-2\sum \log_e \pi_i \sim \chi^2$ com $2N$ graus de liberdade, sendo N = número de amostras separadas. No IPS, a distribuição da estatística *t-barr* depende

da média e da variância do t-estatístico utilizado. Sob a hipótese nula e baseado no valor p de todos os testes individuais de raiz unitária, o teste de Fisher assume que todas as séries são não estacionárias. Sob a hipótese alternativa, ao menos uma das séries do painel é estacionária.

Um teste complementar aos anteriores seria o MADF (TAYLOR; SARNO, 1998), o qual estima a versão multivariada da equação $q_{it} = \mu_i + \sum_{j=1}^k \rho_{ij} q_{it-j} + u_{it}$, com $i = 1, 2, \dots, N$ e $t = 1, 2, \dots, T$. Assume-se que os distúrbios u são independentes e normalmente distribuídos. Estima-se a equação por meio de SUR (*estimator seemingly unrelated*), que consiste basicamente em mínimos quadrados generalizados (*generalized least squares* – GLS) com uso de uma estimativa da matriz de covariância contemporânea dos resíduos obtida por uma estimação de mínimos quadrados ordinários (*ordinary least squares*). Conduz-se um teste de H_0 para as N equações do sistema, sendo $H_0: \sum_{j=1}^k \rho_{ij} = 1$, $\forall i = 1, 2, \dots, N$. Toma-se a estatística de Wald como a estatística MADF.

Os testes anteriores assumem a independência *cross-section* entre os indivíduos do painel. Contudo, se essa suposição não for comprovada nos dados, esses testes podem apresentar problemas de tamanho e poder. Nesse sentido, Pesaran (2003) propõe um teste (o CADF) baseado na média da estatística t do teste ADF para cada indivíduo do painel. A dependência *cross-section* é considerada pelo aumento de regressões ADF com as médias *cross-section* das defasagens e primeiras diferenças das séries individuais. O teste de raiz unitária baseia-se no teste t da estimativa OLS para a seguinte equação: $\Delta y_{it} = a_i + b_i y_{i,t-1} + c_i \bar{y}_{t-1} + d_i \Delta \bar{y}_t + e_{it}$. No caso de erros correlacionados, acrescentam-se os termos da equação aumentada. O modelo permite intercepto e tendência. A hipótese nula assume que todas as séries são não estacionárias.

Nyblom e Harvey (2000) desenvolveram um teste para verificar as tendências estocásticas comuns. Os autores consideram o seguinte modelo com N-vetores de séries temporais:

$$q_t = \mu_t + \varepsilon_t, \text{ com } \varepsilon_t \sim N(0, \sum_{\varepsilon}) \text{ e } \mu_t = \mu_{t-1} + \eta_t \sim NID(0, \sum_{\eta}), t = 1, 2, \dots, T,$$

onde $q_t = (q_{1,t}, q_{2,t}, \dots, q_{N,t})'$ e $\mu_t = (\mu_{1,t}, \mu_{2,t}, \dots, \mu_{N,t})'$ é um vetor *random walk*. O teste verifica a validade de um valor específico do *rank* da matriz de covariância dos erros que leva a um passeio aleatório multivariado. Este *rank* equivale ao número de tendências comuns ou níveis das séries. O teste não requer nenhum modelo a ser estimado, mesmo na presença de correlação serial. Ele calcula o caso especial no qual o *rank* é zero, o que pode ser considerado um teste no qual não há tendências comuns entre as variáveis. Tendências comuns, segundo os autores, implicariam cointegração e vice-versa. Portanto, caso a hipótese nula de “nenhuma tendência comum” não seja rejeitada, isso indica que as variáveis não formam uma combinação cointegrada. A hipótese nula seria, então, de que as séries são estacionárias ou estacionárias em torno de determinada tendência ($\text{rank } \sum_n > 0$) contra a hipótese alternativa de que ao menos um componente de passeio aleatório está presente ($\text{rank } \sum_n > 0$). Alterar a

hipótese nula para estacionariedade evitaria críticas de que a nula de raiz unitária é frequentemente rejeitada se apenas um subconjunto de séries no painel for estacionário. Os autores mostram que a distribuição assintótica da estatística do teste depende do número de séries e do número hipotético de tendências comuns. Os valores críticos estão em Nyblom e Harvey (2000).

Assim como no caso de séries temporais, quebras estruturais podem afetar o viés dos testes de raiz unitária do painel. IM, Pesaran e Shin (2005) desenvolvem um teste (ILT) que permite até duas quebras estruturais, selecionadas endogenamente e que devem ser coincidentes entre as séries do painel; trata-se de uma extensão do teste LM de raiz unitária para painel, o qual corrige a autocorrelação. A equação é:

$$\Delta q_{i,t} = \gamma_{2,i} + \delta_i \Delta D_{i,t} + \beta_i \tilde{S}_{i,t-1} + \sum_{j=1}^k \rho_{i,j} \Delta \tilde{S}_{i,t-j} + u_{i,t}$$

onde $\tilde{S}_{i,t-1} = q_{i,t-1} - \tilde{\gamma}_{2,i}(t-1) - \tilde{\delta}_i D_{i,t-1}$ e $\tilde{\gamma}_{2,i}$ são obtidos como estimadores OLS na regressão $\Delta q_{i,t} = \gamma_{2,i} + \delta_i \Delta D_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$. A variável *dummy* $D_{i,t} = 1$ se $t \leq T_{Bi}$ e $D_{i,t} = 0$, caso contrário. A estatística LM é a média da estatística t para $\beta_i = 0$, $i = 1, 2, \dots, N$ na regressão anterior. Os autores mostram que a estatística LM, sob a suposição de $N/T \rightarrow \tau$ (uma constante finita), converge para a $N(0,1)$.

3.3 Estimação

Pretende-se estimar a equação (6) usando-se técnicas de dados em painel. A hipótese básica, também chamada de exogeneidade estrita, é: $H_1 : E(X'_{it} u_{it}) = 0$, qualquer $t, s = 1, 2, \dots, T$, sendo X'_{it} um vetor $k \times 1$ dos regressores (produção, custos de fator, preço internacional, tarifa, câmbio e importações). Para consistência, H_1 seria suficiente. Uma questão central na estimação é: $E(X'_{it} \eta_i) \neq 0$ ou $= 0$ para $t = 1, 2, \dots, T$? A endogeneidade causa inconsistência do estimador, mas pode ser contornada usando-se métodos de estimação específicos.

No caso de painéis estáticos, dois modelos podem ser utilizados: efeito aleatório ou efeito fixo. Para painéis de efeitos aleatórios (*random effects* – RE), faz-se alguma hipótese sobre a distribuição conjunta de η_i e X'_{it} , por exemplo: $\eta_i = \lambda_1 X'_{i1} + \dots + \lambda_T X'_{iT} + \varepsilon_{it}$, $t = 1, 2, \dots, T$ e ε_{it} independente de η_i . Sob essa hipótese e utilizando-se a equação (6) estimam-se os β 's e λ . Trata-se de um método paramétrico, que parametriza a distribuição conjunta de X'_{it} e η_i . Um caso particular do painel de efeitos aleatórios considera $E(X'_{it} \eta_i) = 0$. Aplicando-se OLS, obtém-se um estimador consistente se o modelo anterior estiver bem especificado, ou seja, se: $E(X'_{it} \varepsilon_{it}) = 0$, $E(X'_{it} u_{it}) = 0$ e $E(X'_{it} \eta_i) = 0$. Todavia, o estimador não é eficiente porque $E(\varepsilon_{it} \varepsilon_{it-s}) \neq 0$, ou seja, há autocorrelação. O estimador eficiente é o FGLS (*feasible generalized least square*), que corrige a heterocedasticidade e que será obtido por $(y_{it} - \hat{\theta} \bar{y}_i) = (x_{it} - \hat{\theta} \bar{x}_i) \beta + \varepsilon_{it}^*$, onde $\hat{\theta}$ = estimado e $\bar{y}_i, \bar{x}_i$ = média.

Quanto ao painel estático de efeitos fixos, este considera: $E(X'_{it} \eta_i) \neq 0$. Para solucionar esse problema, utiliza-se alguma transformação para eliminar da equação (6).

Três são os estimadores comumente utilizados: mínimos quadrados com variáveis *dummy*, intragrupos e OLS em primeira diferença. No caso do estimador de mínimos quadrados com variáveis *dummies* (*least square dummy variables* – LSDV), o efeito individual é tratado como um parâmetro a ser estimado juntamente com β , produzindo resultados idênticos ao estimador intragrupos (*within groups* – WG). Este utiliza uma transformação ao modelo para eliminar e em seguida aplica-se OLS para calcular β no modelo transformado:

$$(y_{it} - \bar{y}_i) = (x_{it} - \bar{x}_i)' \beta + (\eta_i - \eta_i) + (u_{it} - \bar{u}_i) \rightarrow (y_{it} - \bar{y}_i) = (x_{it} - \bar{x}_i)' \beta + (\eta_i - \eta_i) + (u_{it} - \bar{u}_i),$$

β_{WG} será assintoticamente eficiente quando u_{it} for i.i.d.

Outro estimador seria o OLS em primeira diferença (*first difference* – FD), calculado da seguinte forma: $(y_{it} - y_{it-1}) = (x_{it} - x_{it-1})' \beta + (\eta_i - \eta_i) + (u_{it} - u_{it-1})$. β_{FD} também é consistente, mas menos eficiente que β_{WG} . A vantagem desse estimador está em remover a heterogeneidade latente do modelo. Contudo, a primeira diferença também remove as variáveis invariantes no tempo. Por esse motivo, Greene (2008, p. 191) não recomenda sua utilização, a não ser em casos envolvendo painéis com dois períodos, com situações equivalentes a “antes e depois do tratamento”, nos quais o objetivo é verificar o efeito das mudanças na variável dependente (ou o efeito do tratamento).

A priori, não há como saber se o estimador é de efeitos fixos (FE) ou aleatórios (RE), devendo-se, então, aplicar o teste de Hausman (1978). Sob a hipótese nula do teste, os estimadores de efeitos fixos e efeitos aleatórios são consistentes, mas somente o estimador de efeitos aleatórios é eficiente. Sob a hipótese alternativa, porém, somente o estimador de efeitos fixos é consistente. A estatística de Hausman segue uma distribuição χ^2_K , com K graus de liberdade.

4 Resultados

4.1 Base de dados

Uma das principais contribuições deste trabalho foi a construção de uma base de dados inédita, com uma estrutura flexível o suficiente para permitir a incorporação de outros setores e/ou ampliar o horizonte temporal. As fontes são:

- i. preços nacionais: Índice de Preços ao Produtor Amplo (IPA) da Fundação Getúlio Vargas (FGV);
- ii. preços internacionais (US\$/tonelada): Metal Bulletin (até 2004) e Europa FOB Antuérpia (a partir de 2005), ambos fornecidos pelo Instituto Aço-Brasil (IABr);
- iii. produção nacional (toneladas): IABr;
- iv. importação (toneladas): Sistema Aliceweb;
- v. tarifa de Importação (%): Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC);

- vi. taxa de câmbio (R\$/US\$): Banco Central do Brasil (taxa de venda média);
- vii. custo de fator (US\$): gastos com folha de pagamento e contribuições sociais, dados fornecidos pelo IABr;
- viii. preço do minério de ferro: IPA da FGV (esse dado foi incluído após as primeiras estimativas do modelo).

O primeiro passo foi estabelecer uma correspondência entre os dez itens do IPA e os itens da Nomenclatura Comum do Mercosul (NCM). Em seguida, as variáveis de preços (IPA, preço internacional e preço de minério de ferro) foram transformadas em números índices para possibilitar a comparação entre elas. Foram utilizados os dados nominais, sendo então aplicado logaritmo a todas as variáveis ($\ln\text{preco}$, $\ln\text{preint}$, $\ln\text{prod}$, $\ln\text{imp}$, $\ln\text{tarifa}$, $\ln\text{cambio}$, $\ln\text{mferro}$), sobre as quais foram realizados os testes estatísticos. Quanto ao aspecto temporal, foram utilizados dados trimestrais referentes ao período 1995:1-2010:2 (do primeiro trimestre de 1995 ao segundo trimestre de 2010). Ao final, a base de dados permaneceu com dez indivíduos (produtos siderúrgicos) e 62 itens de tempo, totalizando 620 observações.

Ressalte-se que as reduções de tarifa para o setor siderúrgico ocorreram a partir do primeiro trimestre de 2005 e foram aplicadas para apenas cinco dos dez indivíduos. Todavia, dada a facilidade de comercialização de produtos siderúrgicos no mundo, o surgimento da China como maior exportador e a expectativa de alteração da tarifa para outros produtos siderúrgicos, entende-se que a medida teria o condão de afetar o setor siderúrgico brasileiro como um todo, e não apenas os itens objeto da alteração tarifária. Quanto ao período, optou-se por incluir períodos sem alteração tarifária a partir do ano de início da Tarifa Externa Comum no Brasil (1995), a fim de evitar um possível viés amostral.

Nesse sentido, a Tabela 1 apresenta as estatísticas descritivas das variáveis utilizadas na estimação, dividida em duas subamostras: antes e após o primeiro trimestre de 2005. Observa-se que a partir de 2005 há um aumento da média de todas as variáveis, exceto preço nacional. Convém lembrar que o IPA representa uma variação de preços e, portanto, a interpretação dada a esse resultado seria: a variação de preços nacionais no período 2005-2010 foi menor que no período 1995-2004.

Tabela 1. Estatística descritiva das variáveis nominais sem transformação antes e após 2005

Variáveis	Até 4º trim. 2004			A partir de 1º trim. 2005		
	Obs.	Média	Desvio-padrão	Obs.	Média	Desvio-padrão
Preço nacional (nº índice)	400	4,24	6,49	220	0,80	6,33
Produção (toneladas)	400	396.868,7	274.054,8	220	528.767,1	337.879,9
Importações (toneladas)	400	7.433,37	9.612,9	220	30.404,21	43.127,37
Preço internacional (nº índice)	400	518,90	393,84	220	941,43	376,68
Taxa de câmbio (R\$/US\$)	400	1,90	0,84	220	2,05	0,27
Custo de mão de obra (R\$)	400	689,04	124,65	220	1403,58	199,71
Preço minério de ferro (nº índice)	400	2,99	4,11	220	6,57	22,23
Tarifa (%)	400	12,2	0,60	220	8,9	5,4

Fonte: dados da pesquisa. Elaboração da autora

Alguns fatos econômicos no período 2005-2010, além da alteração tarifária, merecem menção. Primeiramente, observam-se os picos de subida de preços internos e internacionais para a maioria dos produtos em 2003-2004 e 2008. Segundo De Paula (2009), em 2001-2002, o governo americano impôs salvaguardas sobre 16 categorias de produtos siderúrgicos. Com o fito de evitar o desvio de comércio, diversos governos tentaram proteger seus mercados domésticos por meio da elevação do imposto de importação (Venezuela, México e Malásia, por exemplo) e da adoção de salvaguardas (União Europeia e China). Tais ações levaram a uma elevação do preço do aço em 2003-2004, culminando com uma segunda onda de intervenções governamentais em 2004, quando alguns países da Ásia, em particular, tentaram lidar com o problema de desabastecimento de produtos siderúrgicos por meio da redução do imposto de importação (Vietnã, Índia, Turquia e Indonésia) e imposição de limites à exportação (Taiwan e Malásia). Foi em 2005, devido à alta de preços, que o governo brasileiro optou por reduzir o imposto de importação de alguns produtos siderúrgicos.

A alta de preços observada em 2008 foi decorrência de uma tendência de crescimento exponencial do mercado siderúrgico até a eclosão da crise financeira mundial nesse mesmo ano. A súbita alteração nos padrões de crédito acarretou problemas para setores consumidores de aço, como automobilístico, construção civil e bens de capital, que postergaram investimentos e aquisição de equipamentos. Consequentemente, verificou-se a queda da produção e de preços em 2009 (DE PAULA, 2009). Além disso, a crise econômica internacional de 2008 provocou oscilações nos preços internacionais de *commodities* e alterou os fluxos de importação mundiais.

Quanto ao câmbio, em 1999 ocorreu a mudança de um sistema de câmbio fixo para flutuante. No que concerne aos custos do setor, observa-se tendência a aumento do preço do minério de ferro, principal insumo, bem como da mão de obra a partir de 2002.

4.2 Testes de raiz unitária

4.2.1 Testes de raiz unitária para séries temporais

São três as variáveis de séries temporais: câmbio (Incambio), custo de fator (Infator) e preço do minério de ferro (Inmferro).⁷ Observa-se, na Tabela 2, que os testes MADF^{GLS} e MPP^{GLS} não permitem rejeitar a hipótese nula de raiz unitária para nenhuma das variáveis qualquer que seja o modelo especificado (com ou sem tendência e constante).

Todavia, os testes anteriores podem apresentar problemas na presença de quebras estruturais. A Tabela 3 apresenta os testes de raiz unitária com uma e duas quebras. Verifica-se que para o preço do minério de ferro (Inmferro) a nula de raiz unitária pode ser rejeitada se incluídas variáveis *dummy* de nível ou pulso em 2005. Para o câmbio, rejeita-se igualmente a hipótese nula de raiz unitária quando da inclusão de duas quebras: terceiro trimestre de 1998 e terceiro trimestre de 2003. Esses dois períodos merecem comentário: 1999 foi o ano em que o sistema cambial brasileiro passou de fixo para flutuante. O teste de Lee e Strazicich parece ter captado esse efeito ao incluir a primeira quebra no terceiro trimestre de 1998. Por sua vez, 2003 representa o primeiro ano do governo Lula. As incertezas que envolveram a economia brasileira a partir de meados de 2002 – inflação, depreciação do real e elevação das taxas de risco do país –, motivadas em parte pelo processo político-eleitoral, estenderam-se até o segundo semestre de 2003.

Tabela 2. Testes de raiz unitária das séries temporais

Variável	MADF ^{GLS}		Lags	MPP ^{GLS}	
	c t	c		c t	c
Incambio	-0.769	-0.763	8	-0.67	-0.68
Infator	-1.394	0.322	8	-1.30	0.17
Inmferro	-0.772	0.076	8	-0.46	-0.58
Valores críticos					
1%	-3.735	-2.605	8	-3.420	-2.580
5%	-3.161	-1.946	8	-2.910	-1.980
10%	-2.863	-1.613	8	-2.620	-1.620

Fonte: dados da pesquisa. Elaboração da autora

Observações: A hipótese nula de raiz unitária não é rejeitada para nenhuma variável.

7 Vale mencionar que a variável “preço do minério de ferro” não está presente no modelo de Feenstra (1989), mas será incluída em nosso modelo posteriormente como mais uma variável de custo de produção. A justificativa será dada quando forem apresentados os resultados das primeiras estimativas do painel.

Contudo, para a variável custo de fator (Infator), nenhum dos testes permite concluir pela estacionariedade da série. Os testes MADF^{GLS} e MPP^{GLS} para a variável custo de fator em primeira diferença nos permitiram rejeitar a hipótese nula de raiz unitária apenas ao nível de significância de 10% para o modelo com constante.

Tabela 3. Testes de raiz unitária das séries temporais com quebra estrutural

Variáveis	Saikkonen e Lütkepohl (2002)				Perron (1989)		Lee e Strazicich (2003)		
	Dummy de nível	t	Dummy de pulso	t	TB	Stat	TB ₁	TB ₂	Stat
Incambio	1:1999	-1.15	1:1999	-1.02	4:1998	-2.86	3:1998	3:2003	-5.51**
Infator	4:2004	-1.61	1:2003	-1.49	1:1999	-2.35	1:2000	3:2005	-4.35
Inmferro	2:2005	-4.26**	1:2005	-3.11**	2:2005	-2.92	4:2000	3:2005	-7.66**

Fonte: dados da pesquisa. Elaboração da autora

Observações: ** Rejeita-se a hipótese nula de raiz unitária ao nível de significância de 5%; t = estatística para o modelo com tendência; TB = *time break* (data da quebra estrutural).

4.2.2 Testes de raiz unitária para dados em painel

Os testes de raiz unitária para os dados em painel são apresentados na Tabela 4. Tais testes foram realizados com as variáveis já transformadas em log e incluíram o termo aumentado com quatro defasagens com o objetivo de eliminar potencial correlação serial. A escolha do número de defasagens (*lags*) se deu em função do caráter trimestral do conjunto de dados.

O teste LLC (LEVIN; LIN; CHU, 2002) foi aplicado partindo-se do modelo geral (com constante e tendência), tal qual sugerido pela literatura. Considerando-se a Tabela 4 verifica-se que o resultado significativo ao nível de 5% foi obtido para o modelo mais simples, sem constante e sem tendência, que permitiu rejeitar a hipótese nula de raiz unitária apenas para a variável “preço”. Sabendo que esse teste depende da hipótese de independência entre os indivíduos e não admite heterogeneidade no coeficiente de raiz unitária, aplicou-se em seguida o teste IPS (IM; PESARAN; SHIN, 2003). Diferentemente do LLC, no teste IPS o modelo significativo ao nível de 5% incluiu constante e tendência, rejeitando a hipótese nula de raiz unitária a favor da hipótese alternativa de que apenas algumas séries são estacionárias para as variáveis “produção”, “importações” e “preço internacional”. Haja vista a crítica de Maddala e Wu (1999) de que LLC e IPS não são testes comparáveis, aplicou-se o teste não paramétrico de Fisher, o qual rejeitou, ao nível de significância de 5%, a hipótese nula de que todas as séries do painel são não estacionárias também para as variáveis “produção”, “importações” e “preço internacional”.

Tabela 4. Resultados dos testes de raiz unitária para dados em painel

Teste	LLC (4 lags)		IPS ³ (4 lags)		CADF (4 lags)		MADF (4 lags)	FISHER	NH ⁴		ILT	
	Stat ¹	Mod ²	Stat	Mod	Stat	Mod	Stat	Stat	Stat	Mod	Stat	Mod
Lnpreço	-0,503 [*]	0	-1,614	2	-1,714	1	18,384	4,612	1,169 ^{***}	2	-9,721 [*]	1 break
Lnprod	-2,598	0	-2,896 [*]	2	-2,459 [*]	1	66,613 [*]	35,515 [*]	0,983 ^{***}	2		
Lnimp	-4,053	0	-2,741 [*]	2	-2,464 [*]	1	66,980 [*]	84,118 [*]	0,984 ^{***}	2		-19,55 [*]
Lnpreint	-3,231	0	-3,199 [*]	2	-2,877 [*]	1	31,465 [*]	37,422 [*]	0,923 ^{***}	2		

Fonte: dados da pesquisa. Elaboração da autora

Notas:

¹ Stat = estatística calculada.

² Mod = modelo utilizado, sendo 0 = sem constante e sem tendência; 1 = com constante; 2 = com constante e tendência.

³ Os valores calculados do teste IPS se referem ao t-bar e não ao wt-bar, o qual considera a autocorrelação de resíduos e é utilizado para T e N grandes (que não é o caso, pois N = 10).

⁴ NH = teste de Nyblom-Harvey. Diferentemente dos demais testes, sua hipótese nula é a de que todas as séries são estacionárias.

Observações:

* Rejeita-se a hipótese nula de raiz unitária ao nível de significância de 5%.

** Rejeita-se a hipótese nula de que as séries são estacionárias ao nível de significância de 5%.

Considerando-se que os testes anteriores assumem a independência *cross-section* entre os indivíduos – caso essa suposição não seja comprovada, os testes podem apresentar problemas de tamanho e poder – aplicou-se o teste CADF proposto por Pesaran (2003), que considera a média da estatística t do teste ADF para cada indivíduo do painel. Nesse caso, o modelo significativo ao nível de 5% foi aquele com constante, o qual rejeitou a hipótese nula de raiz unitária para as variáveis “produção”, “importações” e “preço internacional”, tal qual os testes IPS e Fisher. De forma complementar, aplicou-se o teste MADF proposto por Taylor e Sarno (1998), que também rejeitou a hipótese nula de raiz unitária, ao nível de 5%, para as mesmas variáveis dos três últimos testes.

Sabendo que os testes de raiz unitária para dados em painel são sensíveis a poucos indivíduos estacionários, faz-se necessário combinar testes para a nula de raiz unitária com a nula de estacionariedade. Nesse sentido, aplicou-se o teste de Nyblom e Harvey (2000), cuja hipótese nula seria a de que as séries são estacionárias ou estacionárias em torno de determinada tendência. O modelo com constante e tendência rejeitou a hipótese nula para todas as variáveis.

Finalmente, considerando que quebras estruturais podem afetar o viés dos testes citados, aplicou-se o teste ILT (IM; LEE; TIESLAU, 2005), com uma e duas quebras selecionadas endogenamente, tendo sido a hipótese nula de raiz unitária rejeitada para ambos os casos com intervalo de confiança de 95%.

No caso de uma quebra, o período encontrado foi o primeiro trimestre de 2001 (1:2001). Essa quebra pode ser explicada como um reflexo dos resultados da

economia brasileira em 2000, quando a variação real anual do Produto Interno Bruto (PIB) atingiu 4,46%, a maior desde 1995, tendo sido esse crescimento liderado pelo setor industrial, conforme dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

No caso de duas quebras, os períodos selecionados foram o quarto trimestre de 2000 (4:2000, muito próximo a 1:2001) e o terceiro trimestre de 2005 (3:2005). Vale lembrar que em 2003-2004 ocorrem as medidas norte-americanas de proteção ao setor siderúrgico, com reflexos sobre os preços mundiais e brasileiros em fins de 2004, culminando, no Brasil, com a redução da tarifa de importação para diversos itens da siderurgia ainda no primeiro trimestre de 2005.

Em um ambiente de painel, no qual os testes são sensíveis a poucos indivíduos estacionários e tendem na direção de rejeição da raiz unitária, não se pode concluir pela estacionariedade da variável “preço” em log (diferentemente das demais). Dado esse resultado, procedeu-se aos testes de raiz unitária de séries temporais, para essa variável, para cada um dos indivíduos do painel, separadamente. Os testes MADF^{GLS}, MPP^{GLS}, Perron (1989) e Saikkonen e Lütkepohl (2002) não permitiram rejeitar a hipótese nula de raiz unitária para todos os indivíduos.

4.3 Estimação do modelo

4.3.1 Painel estático

Mesmo tendo sido constatados problemas de raiz unitária, optou-se primeiramente por estimar o modelo de Feenstra (1989) em nível, com o objetivo de identificar possíveis problemas e utilizar especificações alternativas.

No caso da estimação de painéis estáticos, *a priori* não há como saber se o estimador é de efeitos fixos (FE) ou aleatórios (RE). Aplicou-se então o teste de Hausman (1978) ao modelo original, em nível, tal qual proposto por Feenstra (1989). O resultado apontou para uma estatística $\text{Chi}^2 = 2.69$, sendo $\text{Prob} > \text{Chi}^2 = 0.8469$. Não foram encontradas, portanto, evidências para rejeitar a hipótese nula de que o painel é de efeitos aleatórios. O estimador eficiente é o FGLS (*feasible generalized least square*), que corrige a heterocedasticidade.

Utilizou-se uma das especificações sugeridas pelo autor, permitindo que o custo dos fatores internacionais ($\ln w_t^*$) e o câmbio ($\ln s_{t-1}$) entrassem separadamente na equação. Não se trabalhou com a ideia de câmbio esperado, uma vez que, diferentemente dos exportadores, a taxa de câmbio é conhecida no momento da definição de preços pelo produtor nacional. Vale lembrar que o autor concluiu pela existência de raiz unitária da série norte-americana de câmbio e ainda assim estimou o modelo em nível. A equação estimada inicialmente foi a (6).

Tendo em vista os resultados insatisfatórios, estimou-se a equação (6) com a tarifa em primeira diferença, considerando-se que a variação da tarifa seria responsável pelo efeito sobre preços, conforme a equação (8).

$$\ln p_{it} = \alpha + \beta_1 \ln prod_{it} + \beta_2 \ln fator_t + \beta_3 \ln preint_{it} + \beta_4 \Delta \ln(1 + \tau_{it}) + \beta_5 \ln e_t + \beta_6 \ln imp_{it} + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

Novamente os resultados não foram os esperados. Testou-se o modelo com o câmbio defasado, a tendência e o minério de ferro, este último como mais um item representativo dos custos de produção, estimando-se as equações (9), (10) e (11). Ressalte-se que para todos os modelos estimados o teste de Hausman (1978) apontou para um painel de efeitos aleatórios.

$$\ln p_{it} = \alpha + \beta_1 \ln prod_{it} + \beta_2 \ln fator_t + \beta_3 \ln preint_{it} + \beta_4 \ln(1 + \tau_{it}) + \beta_5 \ln e_t + \beta_6 \ln imp_{it} + \beta_7 \ln e_{t-1} + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

$$\ln p_{it} = \alpha + t + \beta_1 \ln prod_{it} + \beta_2 \ln fator_t + \beta_3 \ln preint_{it} + \beta_4 \ln(1 + \tau_{it}) + \beta_5 \ln e_t + \beta_6 \ln imp_{it} + \beta_7 \ln e_{t-1} + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

$$\ln p_{it} = \alpha + t + \beta_1 \ln prod_{it} + \beta_2 \ln fator_t + \beta_3 \ln preint_{it} + \beta_4 \ln(1 + \tau_{it}) + \beta_5 \ln e_t + \beta_6 \ln imp_{it} + \beta_7 \ln e_{t-1} + \beta_8 \ln mferro_t + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

Observa-se, considerando a Tabela 5, que todas as variáveis, exceto as importações, são significativas ao nível de 5% e que não há diferenças notáveis entre os cinco modelos (exceto que no segundo modelo a tarifa não apresenta significância estatística). Somente foram incluídas as defasagens significantes do câmbio. Todavia, esperava-se um sinal positivo para a variável tarifa, pois quanto maior a tarifa menor o volume importado, menor a concorrência interna e maiores os preços. Esse problema poderia ser explicado pela existência de colinearidade da tarifa com a constante, haja vista a pouca variabilidade daquela variável. Vale lembrar que as reduções de tarifa para o setor siderúrgico ocorreram a partir do primeiro trimestre de 2005 e foram aplicadas para apenas cinco dos dez indivíduos. Para produção, câmbio, preço internacional e custo de fator o sinal positivo era esperado. O fato de as importações não terem significância estatística corroboraria a hipótese deste estudo, segundo a qual a tarifa afeta preços internos independentemente da quantidade importada, ou seja, a expectativa de aumento de importações por si só evitaria grandes aumentos de preços.

Tabela 5. Estimação de painel de efeito aleatório do modelo original em nível

Inpreço	Equação (6)		Equação (8)		Equação (9)		Equação (10)		Equação (11)	
	Coef	DP	Coef	DP	Coef	DP	Coef	DP	Coef	DP
t	—	—	—	—	—	—	0,005**	0,001	0,005**	0,001
constante	-3,478**	0,153	-3,719**	0,129	-3,318**	0,160	-2,847**	0,212	-1,934**	0,305
lnprod	0,026**	0,006	0,032**	0,006	0,025**	0,006	0,025**	0,006	0,027**	0,006
lnimp	0,000	0,003	0,000	0,003	0,001	0,003	-0,002	0,003	-0,003	0,003

Inpreço	Equação (6)		Equação (8)		Equação (9)		Equação (10)		Equação (11)	
	Coef	DP	Coef	DP	Coef	DP	Coef	DP	Coef	DP
Intarifa	-0,546**	0,197	-0,039	0,407	-0,594**	0,197	-0,598**	0,195	-0,415**	0,198
Inpreint	0,116**	0,018	0,120**	0,018	0,118**	0,018	0,115**	0,018	0,104**	0,018
Incâmbio	0,637**	0,016	0,633**	0,017	0,387**	0,071	0,308**	0,075	0,250**	0,075
Incâmbio (-1)	–	–	–	–	0,253**	0,071	0,247**	0,071	0,263**	0,070
Infator	1,147**	0,027	1,161**	0,027	1,123**	0,027	0,938**	0,061	0,697**	0,084
Inmferro	–	–	–	–	–	–	–	–	0,219**	0,053

Fonte: dados da pesquisa. Elaboração da autora

Observações: DP = desvio-padrão; ** significante ao nível de 5%.

Com base nos resultados anteriores, estimou-se então o modelo em primeira diferença, haja vista que não ficou evidenciada a estacionariedade das séries de preço nacional e de custo de fator. O teste de Hausman torna-se desnecessário, uma vez que em primeira diferença o painel será de efeitos fixos. O principal problema dessa estimação é que se perde informação, tendo em vista a retirada da tendência, trabalhando-se num modelo de curto prazo. Procedeu-se à estimação da equação (6) em primeira diferença, com uso do estimador *within groups*.⁸ Os sinais dos coeficientes foram os esperados, todavia as variáveis importação, tarifa e produção não apresentaram significância estatística. O poder explicativo do modelo foi de 22% ($R^2_{overall} = 0,22$). Buscou-se melhorar a especificação do modelo acrescentando uma defasagem do câmbio e o preço do minério de ferro, significantes na estimação do modelo em nível. Ademais, observou-se que a variável preço apresenta oscilações em torno do 3º trimestre de 2002 ao 2º trimestre de 2005 (momento de elevação de preços internacionais diante das medidas norte-americanas de proteção ao setor siderúrgico) e do 1º trimestre de 2008 ao 4º trimestre de 2009 (período da crise do *subprime* dos EUA). Testou-se então o modelo com as duas variáveis *dummy* temporais, D1 e D2, equivalentes aos períodos citados, sugestão esta apresentada em Feenstra (1989). Observou-se que a *dummy* do segundo período não apresentou significância estatística e que a variável do câmbio defasada em primeira diferença apresentava coeficiente próximo de zero; essas variáveis foram retiradas da estimação. Por fim, obteve-se o modelo abaixo:

$$\Delta \ln p_{it} = \alpha + \beta_1 \Delta \ln prod_{it} + \beta_2 \Delta \ln fator_t + \beta_3 \Delta \ln preint_{it} + \beta_4 \Delta \ln (1 + \tau_{it}) + \beta_5 \Delta \ln e_t + \beta_6 \Delta \ln imp_{it} + \beta_7 \Delta \ln mferro_t + D1 + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

Os principais resultados estão na Tabela 6. O poder explicativo do modelo aumentou para 29% ($R^2_{overall} = 0,29$). Todas as variáveis apresentaram o sinal esperado, embora produção e importações não tenham apresentado significância estatística.⁹ O custo da mão de obra foi a variável mais importante do modelo (coeficiente = 0,576),

8 Utilizou-se também o estimador FGLS, de efeito aleatório, para fins de verificação. Não foram encontradas diferenças nos resultados da estimação com FGLS e *within groups*.

9 Estimou-se a equação (12) sem as variáveis produção e importação, não tendo havido alteração relevante no resultado apresentado na Tabela 6.

seguida da tarifa (0,32) e do câmbio (0,22). Em resumo, a variação de 1% da tarifa impacta em 0,32% na variação do preço do produto nacional, independentemente do volume importado, e a variação de 1% no câmbio, 0,22%.

Tabela 6. Estimação de painel de efeito fixo para o novo modelo em primeira diferença com inclusão de minério de ferro

dlnpreço	FE – within group	
	Coef	DP
Constante	0,006**	0,002
dlnprod	0,020	0,014
dlnimp	-0,001	0,001
dlnarifa	0,326**	0,151
dlnpreint	0,029**	0,012
dlnambio	0,225**	0,026
dlnfator	0,576**	0,076
dlnmferro	0,086**	0,020
D1	0,031**	0,005
R ² overall	0,294	
Observações	610	

Fonte: dados da pesquisa. Elaboração da autora

Observação: ** Significante ao nível de 5%.

Portanto, a partir do modelo (12) apresentado, pode-se confirmar a hipótese de que no setor siderúrgico a alteração do imposto de importação afeta o preço do produto nacional no curto prazo, independentemente da variação no volume de importações. O *pass-through* estimado para a tarifa foi de 0,32% (podendo variar de 0,17% a 0,47%). Vale dizer que a redução da tarifa no setor siderúrgico a partir de 2005, de 12% para 0%, teria levado a uma redução de preços de quase 4% ($0,32 \times 0,12 = 0,038$). Nos modelos testados, a variável que apresentou maior impacto sobre os preços foi o custo da mão de obra, resultado interessante e que merece estudos futuros, visto que a siderurgia é intensiva em capital.¹⁰

4.3.2 Painel dinâmico

Feenstra (1989), dentre as várias especificações possíveis para o modelo, propõe eliminar as defasagens da taxa de câmbio e introduzir o preço defasado (lnp_{t-1}) como regressor, o que traduziria a ideia de que as firmas não ajustam preços imediatamente. Nesse sentido, procedeu-se à estimação do painel dinâmico, conforme a equação (7):

10 Até o momento da pesquisa não havia sido possível obter dados referentes ao consumo de energia elétrica do setor siderúrgico, que poderia ser usado como *proxy* para capital.

$$\ln p_{it} = \alpha + \beta_0 \ln p_{it-1} + \beta_1 \ln prod_{it} + \beta_2 \ln fator_t + \beta_3 \ln preint_{it} + \beta_4 \ln(1 + \tau_{it}) + \beta_5 \ln e_t + \beta_6 \ln imp_{it} + \varepsilon_{it} \quad \text{com} \quad \varepsilon_{it} = \eta_i + u_{it} \quad (7)$$

A presença da variável dependente defasada ($\ln p_{t-1}$) na equação (7) implica que tanto em ambiente de efeito fixo ou aleatório essa variável será correlacionada com o erro composto devido à heterogeneidade específica dos produtos siderúrgicos, tornando o estimador OLS inconsistente. Conforme já mencionado, o procedimento para estimar a equação dos dados em painel em ambiente dinâmico baseia-se em Anderson e Hsiao (1981; 1982), Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998), que tratam adequadamente a endogeneidade da variável dependente, recuperando a consistência do estimador resultante. Este último constitui um aperfeiçoamento do estimador GMM para dados em painel de Arellano e Bond (1991), uma vez que permite a utilização de instrumentos adicionais.

Os resultados do estimador de Anderson e Hsiao (1981; 1982) encontram-se na Tabela 7. O modelo foi estimado em nível, uma vez que a ideia básica desse estimador consiste em remover a heterogeneidade individual e não observada por meio da primeira diferença. As tentativas de incluir constante, minério de ferro e *dummy* temporal não se mostraram promissoras. O melhor resultado foi obtido com o uso da segunda defasagem da variável $\ln preço$ como instrumento para a variável defasada, não havendo sobreidentificação.

Observa-se que todas as variáveis apresentaram o sinal esperado, embora o preço internacional não tenha mostrado significância estatística. Os resultados mostram a inércia de preços do setor siderúrgico: o coeficiente da variável defasada ($\ln p_{t-1}$) é positivo e altamente significativo, variando de 0,45 a 0,73. Essa inércia se explica principalmente pela existência de contratos de médio prazo, que não permitem um ajuste de preços instantaneamente em resposta a um choque econômico ou política pública. O custo de fator mantém-se como variável relevante, com coeficiente de 0,47. A tarifa apresenta coeficiente de 0,28 (podendo variar de 0,16 a 0,40), e o câmbio, 0,18. Nesse caso, uma variação de 12% na tarifa teria um impacto sobre os preços de aproximadamente 3,3% ($0,12 * 0,28 = 0,033$), bastante próximo ao resultado de 4% encontrado na estimação do painel estático. A variável produção apresenta coeficiente de 0,065. Da mesma forma, as importações apresentam baixo coeficiente (-0,006), embora o sinal esteja correto e tenha significância estatística.

Tabela 7. Resultados do painel dinâmico com o estimador Anderson-Hsiao

	Coef	DP
$\ln preço(-1)$	0,594**	0,142
$\ln prod$	0,065**	0,019
$\ln fator$	0,479**	0,132
$\ln preint$	0,024	0,014

	Coef	DP
Intarifa	0,283**	0,122
Incambio	0,184**	0,036
Inimp	-0,006**	0,002
Observações	600	

Fonte: dados da pesquisa. Elaboração da autora

Observação: ** Significante ao nível de 5%.

Em seguida, utilizou-se o estimador de Blundell e Bond (1998), que teria menor variância e menor viés que o de Arellano e Bover (1995). O modelo dinâmico foi estimado em nível (exceto pela tarifa, incluída em primeira diferença). Foram usados como instrumentos correspondentes às condições de momento valores defasados, tanto em nível quanto em primeira diferença, das variáveis explicativas e da variável dependente (portanto, alguns dos instrumentos utilizados apresentam raiz unitária). Não foram obtidos resultados satisfatórios, pois a pequena quantidade de indivíduos ($n = 10$) e a grande quantidade de instrumentos (330) enfraqueceram os testes de especificação de Hansen-Sargan.

O objetivo geral desse estudo era analisar o *pass-through* de alterações tarifárias sobre os preços da economia doméstica. Em cumprimento aos objetivos específicos previamente definidos, aplicou-se o modelo proposto por Feenstra (1989) no Brasil a fim de verificar efeitos das variações de taxa de câmbio e de tarifas *ad valorem* sobre o preço de produtos siderúrgicos nacionais. Além disso, obteve-se o coeficiente de *pass-through* de tarifas para os preços de produtos siderúrgicos do Brasil, que variou de 0,16 a 0,40, confirmando a hipótese de que tarifas de importação têm o condão de afetar preços, independentemente do volume importado, em setores de concorrência imperfeita.

5 Conclusões

Este trabalho fornece evidências empíricas do *pass-through* de tarifa em mercados caracterizados pela concorrência imperfeita. O relaxamento da hipótese de concorrência perfeita na teoria econômica internacional trouxe uma importante implicação: o preço não necessariamente se iguala ao custo marginal. Nesse sentido, o comércio internacional poderia aumentar ou reduzir o poder de mercado das firmas, o que sugere que a política comercial pode funcionar como política antitruste. A tarifa pode ser utilizada como instrumento de fomento à concorrência, porém seu grau de *pass-through* dependerá de diversos aspectos, a saber: tipo de bem (intermediário ou final), grau de substituíbilidade do bem nacional e importado, participação das importações no consumo, elasticidade da demanda, condições de oferta e estrutura de mercado do país importador.

O setor siderúrgico, em particular, caracteriza-se pelo reduzido número de empresas em cada país, pela quantidade de itens transacionados internacionalmente, pela frequente utilização de tarifas de importação pelos países, ora para proteger o produtor nacional, ora para fomentar a concorrência, e pela relevância de seus produtos, que servem de insumo para diversas cadeias produtivas. A indústria siderúrgica norte-americana, por exemplo, foi praticamente objeto de todas as formas de proteção comercial (acordos de restrição voluntária, gatilho de preços, medidas de defesa comercial).

No período 2003-2004, observam-se os picos de subida de preços internos e internacionais para a maioria dos produtos siderúrgicos. O governo americano impôs salvaguardas sobre 16 categorias de produtos siderúrgicos. Com o fito de evitar o desvio de comércio, diversos governos tentaram proteger seus mercados domésticos por meio da elevação do imposto de importação (Venezuela, México e Malásia, por exemplo) e da adoção de salvaguardas (União Europeia e China). Tais ações levaram a uma elevação do preço do aço em 2003-2004, culminando com uma segunda onda de intervenções governamentais em 2004, quando alguns países da Ásia, em particular, tentaram lidar com o problema de desabastecimento de produtos siderúrgicos por meio da redução do imposto de importação (Vietnã, Índia, Turquia e Indonésia) e imposição de limites à exportação (Taiwan e Malásia). Foi em 2005, devido à alta de preços, que o governo brasileiro optou por reduzir o imposto de importação de alguns produtos siderúrgicos. Foi esse o efeito que se buscou mensurar.

As estimações basearam-se em dados de painel de dez produtos siderúrgicos, trimestral, abrangendo o período de 1995 a 2010. A revisão da literatura mostra que a análise de dados em painel é adequada para esse setor. Os testes de raiz unitária não permitiram concluir de forma cabal pela estacionariedade das séries, o que justificou a estimação do modelo em primeira diferença.

No modelo estático, todas as variáveis apresentaram o sinal esperado, embora produção e importações não tenham apresentado significância estatística. O custo da mão de obra foi a variável mais importante do modelo (coeficiente = 0,57), seguida da tarifa (0,32) e do câmbio (0,22). O *pass-through* estimado para a variação da tarifa foi de 0,32%, o que representaria um impacto de 4% no preço se houvesse uma redução tarifária de 12% para 0%. Ressalte-se que o *pass-through* existe, independentemente do volume importado, o que se explica pela lógica do setor, no qual sempre há expectativa de importação.

No modelo dinâmico, a natureza dos dados não permitiu utilizar o estimador de Blundell e Bond (1998), considerado mais eficiente. Entretanto, os resultados do estimador de Anderson e Hsiao (1981; 1982) mostram a inércia de preços do setor siderúrgico: o coeficiente da variável defasada ($\ln p_{t-1}$) foi positivo e altamente significativo, variando de 0,45 a 0,73. Essa inércia se explica principalmente pela existência de contratos de médio prazo, que não permite um ajuste de preços instantaneamente em resposta a um choque econômico ou política pública. A tarifa apresenta coeficiente de 0,28. Nesse caso, uma variação de 12% na tarifa teria um impacto sobre os preços de 3,3% ($0,12 \times 0,28 = 0,033$). No modelo dinâmico, a participação do custo de mão de

obra manteve-se como variável relevante, com coeficiente de 0,479. O preço internacional não foi significativo. As importações, por sua vez, apresentam baixo coeficiente (-0,006), embora o sinal esteja correto e tenha significância estatística, corroborando a suposição de que a expectativa de importações teria o condão de afetar preços.

Convém mencionar que os baixos coeficientes de repasse encontrados podem ser resultado de uma especificação incompleta do modelo. Por não estarem disponíveis no momento da pesquisa, o modelo testado não incluiu variáveis representativas do capital, por exemplo, consumo de energia, no qual o setor siderúrgico é intensivo.

De toda forma, este trabalho apenas tinha por objetivo aplicar o modelo de Feenstra (1989) ao setor siderúrgico no Brasil e não buscar variáveis que explicassem sua variação de preços, o que certamente pode ser estudado futuramente. Ademais, conforme já mencionado, a base de dados criada permite a incorporação de outros setores e/ou o acréscimo do horizonte temporal dos dados, tornando o resultado mais robusto.

Não obstante, acredita-se que este trabalho tenha contribuído para suprimir a carência de pesquisas científicas brasileiras acerca dos efeitos das tarifas de importação sobre os preços de mercados de concorrência imperfeita, fornecendo um recurso adicional para aprofundar estudos sobre o tema e diminuir o descompasso com as pesquisas internacionais. Abordou-se um assunto de importância nacional, o que permitiu melhor compreender o problema e forneceu alguns elementos para a busca de soluções em nível governamental.

Os objetivos propostos foram cumpridos: aplicar o modelo de Feenstra (1989) e medir o coeficiente de repasse da tarifa. Os resultados mostraram que: i) o modelo de Feenstra, embora aplicável, pode ser melhorado para o Brasil; ii) existe um coeficiente de repasse de tarifa para preços, que varia de 0,16 a 0,40. Portanto, foram encontradas evidências de que a política comercial pode sim ser utilizada como política antitruste.

Referências

- ANDERSON, T. W.; HSIAO, Cheng. Estimation of dynamic models with error components. **Journal of the American Statistical Association**, [s/l], v. 76, n. 375, p. 598-606, Sept. 1981.
- _____. Formulation and estimation of dynamic models using panel data. **Journal of Econometrics**, [S.l.], v. 18, n. 1, p. 47-82, Jan. 1982.
- ARELLANO, Manuel. A note on Anderson-Hsiao estimator for panel data. **Economic Letters**, [S.l.], v. 31, n. 4, p. 337-341, Dec. 1989.
- ARELLANO, Manuel; BOND, Stephen. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and application to employment equations. **Review of Economic Studies**, [S.l.], v. 58, n. 2, p. 277-297, Apr. 1991.

ARELLANO, Manuel; BOVER, Olympia. Another look at the instrumental variable estimation of error-components model. **Journal of Econometrics**, [S.l.], v. 68, n. 1, p. 29-51, July 1995.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Taxas de câmbio**. Disponível em: <<http://www.bacen.gov.br>>. Acesso em: 15/07/2011.

BADINGER, Harald. Has the EU's Single Market Programme fostered competition? Testing for a decrease in mark up ratios in EU industries. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**. Oxford, v. 69, n. 4, p. 497-519, Aug. 2007.

BLUNDELL, Richard; BLOND, Steve. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. **Journal of Econometrics**, [S.l.], v. 87, n. 1, p. 115-143, Aug. 1998.

CARVER, Thomas N. Some theoretical possibilities of a protective tariff. **Publications of the American Economic Association**, Pittsburgh, 3ª série, v. 3, n. 1, p. 167-182, Feb. 1902.

CLARKE, Albert. The relation of the protective tariff to the trusts. In: Papers and Proceedings of the Nineteenth Annual Meeting, Providence, R. I., 26-28 dez. 1906. **Publications of the American Economic Association**, Pittsburgh, 3ª série, v. 8, n. 1, p. 204-211, Feb. 1907.

DE PAULA, Germano. **Estudo de competitividade de cadeias integradas no Brasil**: impactos das zonas de livre-comércio – cadeia siderúrgica. Campinas: Universidade Estadual de Campinas, dez. 2002.

_____. **Política comercial e produtos siderúrgicos**: uma contribuição ao debate. Uberlândia: Universidade Federal de Uberlândia, Instituto de Economia, jul. 2009.

DICKEY, David A.; FULLER, Wayne A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. **Journal of the American Statistical Association**, [S.l.], v. 74, n. 366, p. 427-431, June 1979.

_____. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. **Econometrica**, [S.l.], v. 49, n. 4, p. 1057-1072, July 1981.

DIXIT, Avinash K.; STIGLITZ, Joseph E. Monopolistic competition and optimum product diversity. **American Economic Review**, Pittsburgh, v. 67, n. 3, p. 297-308, June 1977.

_____. Optimal trade and industrial policies for the US automobile industry. The MIT Press, 1988. In: GROSSMAN, Gene (Ed.). **Imperfect competition and international trade**. Cambridge: The MIT Press, Cap. 9, p. 157-178, 1992.

ELLIOTT, Graham; ROTHENBERG, Thomas J.; STOCK, James H. Efficient tests for an autoregressive unite root. **Econometrica**, [S.l.], v. 64, n. 4, p. 813-836, July 1996.

EMERY, Henry C. The tariff and the ultimate consumer. **The American Economic Review**, Pittsburgh, v. 5, n. 3, p. 534-553, Sept. 1915.

FEENSTRA, Robert C. Symmetric pass-through of tariffs and exchange rates under imperfect competition: an empirical test. **Journal of International Economics**, Amsterdam, v. 27, n. 1-2, p. 25-45, Aug. 1989.

FERREIRA, Pedro Cavalcanti; GUILLÉN, Osmani Teixeira de Carvalho. Estrutura competitiva, produtividade industrial e liberalização comercial no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 58, n. 4, p. 507-532, out.-dez. 2004.

FLUX, A. W. The relation of the protective tariff to the trusts. In: Papers and Proceedings of the Nineteenth Annual Meeting, Providence, R. I., 26-28 Dec. 1906. **Publications of the American Economic Association**, Pittsburgh, 3ª série, v. 8, n. 1, p. 229-248, Feb. 1907.

FUNDAÇÃO GETULIO VARGAS. **FGVDados**. Disponível em: <<http://portalibre.fgv.br>>. Acesso em: 15/07/2011.

GARDNER, Henry B.; HAGERTY, James E.; WHITAKER, Albert C. The relation of the protective tariff to the trusts. In: Papers and Proceedings of the Nineteenth Annual Meeting, Providence, R. I., 26-28 Dec. 1906. **Publications of the American Economic Association**, Pittsburgh, 3ª série, v. 8, n. 1, p. 249-255, Feb. 1907.

GREENE, William H. **Econometric Analysis**. New Jersey: Prentice Hall, 2008. 1178 p.

GROSSMAN, Gene M. Imports as a cause of injury: the case of the US steel industry. **Journal of International Economics**, Amsterdam, v. 20, n. 3-4, p. 201-223, May 1986. _____ (Ed.). **Imperfect competition and international trade**. Cambridge: The MIT Press, 1992. 387 p.

GROSSMAN, Gene M.; HELPMAN, Elhanan. Protection for sale. **The American Economic Review**, Pittsburgh, v. 84, n. 4, p. 833-850, Sept. 1994.

GUILLÉN, Osmani Teixeira de Carvalho; FERREIRA, Pedro Cavalcanti. Estrutura competitiva, produtividade industrial e liberalização comercial no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 58, n. 4, p. 507-532, out.-dez. 2004.

HARRISON, Ann E. Productivity, imperfect competition and trade reform: theory and evidence. **Journal of International Economics**, Amsterdam, v. 36, n. 1-2, p. 53-73, Feb. 1994.

HAUSMAN, Jerry A. Specification tests in econometrics. **Econometrica**, [S.l.], v. 46, n. 6, p. 1251-1271, Nov. 1978.

HAY, Donald A. The post-1990 Brazilian trade liberalization and the performance of large manufacturing firms: productivity, market share and profits. **The Economic Journal**, [S.l.], v. 111, p. 620-641, July 2001.

HELPMAN, Elhanan; KRUGMAN, Paul. **Trade policy and market structure**. Cambridge: The MIT Press, 1989. 191 p.

HOLT, Byron W. The relation of the protective tariff to the trusts. In: Papers and Proceedings of the Nineteenth Annual Meeting, Providence, R. I., 26-28 dez. 1906. **Publications of the American Economic Association**, Pittsburgh, 3ª série, v. 8, n. 1, p. 212-228, Feb. 1907.

IM, Kyung So; PESARAN, M. Hashem; SHIN, Yongcheol. Testing for unit roots in heterogeneous panels. **Journal of Econometrics**, [S.l.], v. 115, n. 1, p. 53-74, July 2003.

IM, Kyung So; LEE, Junsoo; TIESLAU, Margie. Panel LM unit root tests with level shifts. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, Oxford, v. 67, n. 3, p. 393-419, June 2005.

INSTITUTO AÇO BRASIL. **Números**. Rio de Janeiro, 2012. Disponível em: <<http://www.acobrasil.org.br/site/portugues/numeros/numeros--mercado.asp>>. Acesso em: 06/02/2012.

IRWIN, Douglas A. Could the US iron industry have survived free trade after the Civil War? **NBER Working Paper**, National Bureau of Economic Research, Cambridge, n. 7.640, p. 1-37, April 2000.

JONDROW, James M.; CHASE, David E.; GAMBLE, Christofer L. The price differential between domestic and imported steel. **The Journal of Business**, [S.l.], v. 55, n. 3, p. 383-399, July 1982.

KRUGMAN, Paul. Industrial Organization and International Trade. **NBER Working Paper**, National Bureau of Economic Research, Cambridge, n. 1957, p. 1-74, June 1986.

KRUGMAN, Paul; OBSTFELD, Maurice. **Economia Internacional: teoria e política**. 5. ed. São Paulo: Makron Books, 2001. 798 p.

LANNE, M.; SAIKKONEN, P.; LÜTKEPOHL, H. Comparison of unit root tests for time series with level shifts. **Journal of Time Series Analysis**, [S.l.], v. 23, n. 6, p. 667-685, Nov. 2002.

LEE, Junsoo; STRAZICICH, Mark C. Minimum Lagrange multiplier unit root test with two structural breaks. **The Review of Economics and Statistics**, [S.l.], v. 85, n. 4, p. 1082-1089, Nov. 2003.

LEVIN, Andrew; LIN, Chien-Fu; CHU, Chia-Shang James. Unit root tests in panel data: asymptotic and finite sample properties. **Journal of Econometrics**, [S.l.], v. 108, n. 1, p. 1-24, May 2002.

LEVINSOHN, James. Testing the import-as-market-discipline hypothesis. **Journal of International Economics**, Amsterdam, v. 35, n. 1-2, p. 1-22, Aug. 1993.

LISBOA, Marcos B.; MENEZES FILHO, Naercio A.; SCHOR, Adriana. The effects of trade liberalization on productivity growth in Brazil: competition or technology? **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 64, n. 3, p. 277-289, jul.-set. 2010.

LUZIO, Eduardo; GREENSTEIN, Shane. Measuring the performance of a protected infant industry: the case of Brazilian microcomputers. **Review of Economics and Statistics**, [S.l.], v. 77, n. 4, p. 622-633, Nov. 1995.

MADDALA, G. S.; WU, Shaowen. A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, Oxford, v. 61, n. S1, p. 631-652, Nov. 1999.

MARZAGÃO, Thiago Veiga. Lobby e protecionismo no Brasil Contemporâneo. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 62, n. 3, p. 263-278, jul.-set. 2008.

MELITZ, Marc J. When and how should infant industries be protected? **Journal of International Economics**, Amsterdam, v. 66, n. 1, p. 177-196, May 2005.

MINISTÉRIO DO DESENVOLVIMENTO, INDÚSTRIA E COMÉRCIO EXTERIOR. **Sistema Aliceweb**. Disponível em: <<http://alicesweb.desenvolvimento.gov.br>>. Acesso em: 15/07/2011.

_____. Tarifa Externa Comum. Disponível em: <<http://www.desenvolvimento.gov.br>>. Acesso em: 15/07/2011.

MIRANDA, Rebeca Gouget Sérgio. **A influência dos termos de troca na estrutura da tarifa de importações brasileira**. 75 f. Dissertação (mestrado) – Faculdade de Economia, Administração, Contabilidade e Ciência de Informação e Documentação, Universidade de Brasília, Brasília, 2011.

NG, Serena; PERRON, Pierre. Unit root test in ARMA models with data-dependent methods for the selection of the truncation lag. **Journal of the American Statistical Association**, [S.l.], v. 90, n. 429, p. 268-281, Mar. 1995.

_____. Lag length construction of unit root tests with good size and power. **Econometrica**, [S.l.], v. 69, n. 6, p. 1519-1554, Nov. 2001.

NYBLÖM, Jukka; HARVEY, Andrew. Tests of common stochastic trends. **Econometric Theory**, [S.l.], v. 16, n. 2, p. 176-199, Apr. 2000.

PERRON, Pierre. The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. **Econometrica**, [S.l.], v. 57, n. 6, p. 1361-1401, Nov. 1989.

PERRON, Pierre; NG, Serena. Useful modifications to some unit root tests with dependent errors and their local asymptotic properties. **Review of Economic Studies**, [S.l.], v. 63, n. 3, p. 435-463, July 1996.

PESARAN, M. Haschem. A simple panel unit root test in the presence of cross section dependence. **Cambridge Working Papers in Economics**, University of Cambridge, n. 0346, p. 1-67, 2003.

PHILLIPS, Peter C. B.; PERRON, Pierre. Testing for a unit root in times series regression. **Biometrika**, [S.l.], v. 75, n. 2, p. 335-346, 1988.

SAIKKONEN, Penti; LÜTKEPOHL, Helmut. Testing for a unit root in a time series with a level shift at unknown time. **Econometric Theory**, [S.l.], v. 18, n. 2, p. 313-348, Apr. 2002.

TAYLOR, Mark P.; SARNO, Lucio. The behavior of real exchange rates during the Post-Bretton Woods Period. **Journal of International Economics**, Amsterdam, v. 46, n. 2, p. 281-312, Dec. 1998.