

Uma análise do *pass-through* de tarifas de importação e de câmbio no setor siderúrgico brasileiro

Andrea Pereira Macera*
José Angelo Divino**

Resumo

Este artigo estima o *pass-through* de alterações nas tarifas de importação e na taxa de câmbio sobre os preços no setor siderúrgico da economia brasileira e avalia a simetria desses efeitos, o que é relevante para subsidiar previsões de políticas tarifárias sobre os preços domésticos em setores de concorrência imperfeita. Para tanto, aplicou uma análise de dados em painel a uma versão modificada do modelo proposto por Feenstra (1989) no período de 1995:1 a 2010:2. Os resultados indicaram a existência de uma simetria entre o *pass-through* de tarifas de importação e de câmbio no setor siderúrgico brasileiro, com efeito médio de transmissão da ordem 0,30 no modelo de curto prazo. Desta forma, uma alteração da tarifa de importação afeta o preço do produto nacional, independentemente da variação no preço do produto importado ou no volume de importações, sendo que a mera expectativa de alteração nas importações tem capacidade de afetar preços.

Palavras-chave: Política comercial; *Pass-through*; Tarifas de importação; Taxa de câmbio.

Classificação JEL: F14; L13

Abstract

This paper estimates the pass-through of changes in import tariffs and exchange rate on prices in the steel sector of the Brazilian economy and evaluates the symmetry of these effects, which is relevant to support forecasts of tariff policies on domestic prices in sectors of imperfect competition. A panel data analysis was applied to a modified version of the model proposed by Feenstra (1989) in the period from 1995:1 to 2010:2. The results indicated the existence of symmetry between the pass-through of import tariffs and exchange rates in the Brazilian steel sector, with average transmission effect around 0.30 in the short-run. Thus, changes in the import tariff affect the price of domestic product, regardless of the variation in the price of the imported good and the volume of imports. The simple expectation of change in imports would have the ability to affect prices.

Keywords: Trade policy; *Pass-through*; Import tariff; Exchange rate.

JEL codes: F14; L13

Área 9 - Economia Industrial e da Tecnologia

(*) Universidade Católica de Brasília (UCB). E-mail: apmacera@gmail.com.

(**) Universidade Católica de Brasília (UCB), Programa de Pós Graduação em Economia, SGAN 916, Sala A-118, Zip: 70790-160, Brasília - DF, Brasil. Telefone: +55 (61) 3448-7135 Fax: (61) 3347-4797. E-mail: jangelo@pos.ucb.br.

1. Introdução

No Brasil, diversos estudos analisaram os efeitos de variações da taxa de câmbio sobre preços, buscando estimar o grau de *pass-through* (ou repasse) sobre diferentes setores da economia. Alterações de tarifas de importação possuem, igualmente, o condão de afetar preços. Todavia, poucos estudos se debruçam sobre a tarefa de estimar o coeficiente de *pass-through* de variações tarifárias sobre os preços domésticos. Apesar da carência de pesquisas, governos de praticamente todos os países, incluindo o Brasil, enxergam na tarifa de importação um importante instrumento de política econômica, utilizando-a para fins variados. Em alguns casos, eleva-se a alíquota para restringir importações e proteger a indústria nacional; em outros, reduz-se a tarifa para fomentar a concorrência, controlar preços ou evitar problemas de abastecimento interno.

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. No caso do Brasil, embora tais medidas tenham sido utilizadas para este fim, a ausência de pesquisas empíricas sobre o tema dificulta a mensuração de seus efeitos. Tende-se, geralmente, a avaliar o efeito da alteração tarifária apenas a partir da variação do volume importado. A motivação desta pesquisa está na necessidade de se saber se a tarifa de importação seria, de fato, um instrumento de política econômica adequada para limitar o poder de mercado de firmas em setores caracterizados pela concorrência imperfeita. A literatura internacional aponta que os efeitos de variações de tarifas sobre preços podem ser incertos.

O objetivo deste artigo é estimar o *pass-through* de alterações nas tarifas de importação e na taxa de câmbio sobre os preços no setor siderúrgico da economia doméstica. Além de mensurar cada um desses coeficientes de *pass-through*, será avaliada a simetria entre ambos, o que é relevante para subsidiar previsões de efeitos de políticas tarifárias sobre os preços domésticos. Especificamente, uma versão modificada do modelo proposto Feenstra (1989) será aplicada aos dados da economia brasileira, a fim de mensurar os efeitos de variações cambiais e de tarifas *ad valorem* sobre o preço de produtos siderúrgicos nacionais e avaliar se há alguma simetria entre aqueles efeitos.

Optou-se pelo setor siderúrgico, o qual é caracterizado por concorrência imperfeita, porque alguns estudos, com base em Dixit e Stiglitz (1977), mostram que as hipóteses de rendimentos constantes de escala e concorrência perfeita não conseguem explicar os padrões de comércio após a Segunda Guerra Mundial. A hipótese de diferenciação de produtos para assegurar o poder de mercado da empresa, presente em modelos de concorrência imperfeita, seria mais adequada à realidade. A siderurgia se encaixa nesse perfil por ser um setor concentrado, com poucas empresas atuando no país, pela reduzida quantidade de itens transacionados internacionalmente, pela frequente utilização de tarifas de importação pelo governo, ora para proteger o produtor nacional, ora para fomentar a concorrência, e pela relevância de seus produtos na cadeia produtiva, que servem de insumos para diversos tipos de bens.

Os trabalhos internacionais que abordam os efeitos das tarifas de importação sobre a economia apresentam resultados variados. Jondrow *et al.* (1982), por exemplo, mostram que a diferença de preços entre produtos siderúrgicos nos Estados Unidos e aqueles importados se deve à insegurança quanto a oferta, não havendo relação com a tarifa de importação. Grossman (1986), ao estudar o setor siderúrgico norte-americano, observou que a concorrência das importações pode ser separada em três componentes: oferta internacional, tarifa e taxa de câmbio, sendo que apenas o câmbio teve algum efeito no aumento do volume de produtos siderúrgicos importados nos EUA no período de 1976-85. 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. Nessa mesma linha, Dixit (1988) argumenta que quanto maior a tarifa, maior a venda de bens domésticos e menor a penetração das importações. No que concerne aos efeitos de abertura comercial, dada por reduções tarifárias generalizadas, Levinsohn (1993) verificou que houve redução de *mark-ups* no caso da Turquia. Por outro lado, Harrison (1994), ao avaliar

as firmas da Costa do Marfim, concluiu que nem todos os setores tiveram *mark-ups* reduzidos, sendo que o poder de mercado seria maior nos setores de tarifas mais elevadas e menor penetração das importações. Da mesma forma, Badinger (2007) observou que não há evidência estatística de redução de *mark-up* na consolidação do mercado comum europeu, no qual houve uma redução generalizada de tarifas no período de 1981 a 1999.

No caso da economia brasileira, há uma escassez de trabalhos que tratam do *pass-through* de tarifas sobre setores específicos. De modo geral, os autores buscam analisar o impacto da abertura comercial brasileira da década de 90 sobre a economia como um todo. Hay (2001) observa que, a partir de 1994, tanto o *market share* quanto o lucro das firmas se reduziram no Brasil. Ferreira e Guillén (2004), por sua vez, concluem que não há evidência estatística de redução de *mark-up*, apesar do aumento de produtividade das firmas brasileiras. Finalmente, Lisboa *et al.* (2010) mostram que o impacto da redução de tarifas depende da magnitude desta redução e do setor. Se a redução tarifária se concentrar em produtos intermediários, pode-se ter aumentos de *mark-up* devido ao uso mais eficiente de insumos. Por outro lado, se a abertura ocorrer na indústria de bens finais, espera-se uma redução nas margens de lucros. Para o setor siderúrgico, Haddad *et al.* (2004), Melo e Carvalho (2006) e Firme e Vasconcelos (2010) analisaram, sob diferentes óticas, os impactos das medidas de proteção ao setor siderúrgico norte-americano sobre a economia brasileira.¹ Concluíram, de forma geral, que essas medidas tiveram efeitos significativos sobre a redução no fluxo de comércio entre os dois países.

Quanto ao *pass-through* do câmbio, há uma vasta literatura sobre o assunto, sendo de nosso interesse os estudos com viés microeconômico. Menon (1995) mostra que alterações de *mark ups* em resposta a variações cambiais dependerão da substitubilidade do produto em relação ao importado e do grau de abertura da economia. Hens *et al.* (1999) concluem que, se os dois mercados estão separados e as firmas podem discriminar preços entre estes mercados, então o efeito de variações cambiais sobre preços não é óbvio. A direção e magnitude de tais variações dependerão das economias de escopo e do impacto das vendas do competidor sobre a receita marginal da firma. Barhoumi (2006) analisa o repasse cambial para os preços de importação de 24 países em desenvolvimento, no período 1980 a 2003, e conclui que os diferentes graus de *pass-through* se devem ao tipo de regime cambial, às barreiras comerciais e ao regime de inflação vigente em cada país. A relação entre poder de mercado e *pass-through* incompleto do câmbio é tratada por Brissimis e Kosma (2007). Por meio de uma análise de painel para empresas japonesas situadas nos Estados Unidos, mostram que o repasse incompleto das variações do câmbio para os preços depende do poder de mercado das firmas. Bhattacharya *et al.* (2008) investigam o *pass-through* do câmbio para preços domésticos, em nível de indústria, nos Estados Unidos, Reino Unido e Japão e concluem que existem diferentes canais de *pass-through*, sendo os principais o preço do produto importado e os ajustes de *mark up* das empresas nacionais e estrangeiras.

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-up*, *market share* ou produtividade. Há evidências, porém, 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 e estrutura de mercado), fazendo sentido analisar o repasse de tarifas por setor. O trabalho de Feenstra (1989) sobre *pass-through* de tarifas e câmbio, por exemplo, teve por objetivo testar a hipótese de que uma alteração permanente na tarifa *ad valorem* ou na taxa de câmbio tem efeitos idênticos no preço pago pelos consumidores da mercadoria importada quando a indústria do fornecedor estrangeiro tiver características de oligopólio. Uma hipótese equivalente será aqui testada para o setor siderúrgico brasileiro.

¹ A indústria siderúrgica norte-americana foi objeto de praticamente todas as formas de proteção comercial – acordos de restrição voluntária de exportações, gatilhos de preços, medidas de defesa comercial - desde a década de 60, período em que os Estados Unidos se tornaram importadores líquidos de produtos siderúrgicos.

Usando um banco de dados inédito, que agrega informações de dez produtos do setor siderúrgico nacional em um painel balanceado no período de 1995:1 a 2010:2, os resultados obtidos indicam a existência de uma simetria entre o *pass-through* de tarifas de importação e de câmbio no setor siderúrgico brasileiro, com efeito médio da ordem 0,30 no modelo de curto prazo. A versão modificada do modelo de Feenstra (1989) aplicada ao setor siderúrgico revelou que, além de tarifas e taxa de câmbio, outras variáveis relevantes para explicar o preço doméstico dos produtos siderúrgicos incluem as quantidades produzida e importada, o preço internacional e os custos de insumos produtivos, representados por mão-de-obra e minério de ferro. A estimação do modelo permitiu confirmar a hipótese de que, no setor siderúrgico, a alteração da tarifa de importação afeta o preço do produto nacional, independentemente da variação no preço do produto importado ou no volume de importações, sendo que a mera expectativa de alteração nas importações teria capacidade de afetar preços. Este resultado vai ao encontro da literatura que aponta para uma relação inversa entre poder de mercado e abertura comercial, mostrando que a política comercial pode ser utilizada como política antitruste.

Este artigo está organizado da seguinte forma. A segunda seção apresenta a modelagem teórica e as equações empíricas correspondentes em ambiente de dados em painel. A terceira seção discute os dados usados nas estimações. A quarta seção descreve a abordagem empírica, incluindo as propriedades estatísticas das séries e as estimações dos modelos estático e dinâmico. Finalmente, a quinta seção é dedicada às observações conclusivas.

2. Modelagem teórica e econométrica

O modelo empírico é baseado no arcabouço proposto por Feenstra (1989), que buscou 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 do bem importado quando a indústria do fornecedor estrangeiro possuir características de oligopólio. Assumindo que as empresas doméstica e estrangeira ajam como competidoras de Bertrand, onde cada uma admite que a sua concorrente não mude o preço em função da quantidade produzida, temos o seguinte problema da firma:

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

onde E é o operador de expectativas, s representa a taxa nominal de câmbio, p é preço do bem exportado, q define o preço do bem doméstico produzido no país importador, I é o gasto total com bens importados no país importador, $x(p, q, I)$ representa a função de demanda por importações no país importador, w^* é um agregado de custos dos fatores internacionais, $\phi(x)w^*$ são os custos na moeda do país exportador, usualmente representados por $C(x, w^*)$.

De acordo com a equação (1), o lucro da firma exportadora depende, basicamente, da demanda por importações e da taxa de câmbio, descontados os custos de produção. Por sua vez, a demanda por importações é uma função dos preços nacionais e internacionais e do gasto total com importações. A taxa de câmbio é uma variável aleatória, sendo que a o exportador define o preço do bem antes de conhecer a taxa de câmbio. $C(x, w^*)$ representa os custos na moeda estrangeira, ou do país exportador, sendo considerada uma função homogênea de grau 1 que pode ser escrita como $\phi(x)w^*$. Observe que $\phi' > 0$ (< 0) representa o aumento (queda) no custo marginal.

Derivando a condição de primeira ordem (CPO) para o problema da firma estrangeira e manipulando o resultado obtido, pode-se obter uma expressão que relaciona custo marginal, receita marginal e o preço do exportador que maximiza seu lucro da seguinte forma:

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

onde $e = E(s)$, η é a elasticidade-preço da demanda e $r(p, q, I)$ é a receita marginal. Logo, o custo marginal iguala à receita marginal. De acordo com a equação (2), o preço que maximiza o lucro depende

dos custos e da elasticidade da demanda no país importador. Assumindo que $\phi'(x) \left(\frac{w^*}{e}\right) - r_p \neq 0$, pode-se inverter a CPO para se obter a equação de preço $p = \pi(w, q, I)$, onde $\left(\frac{w^*}{e}\right) = w$ define o agregado de custos internacionais na moeda do país importador. Uma propriedade importante é que π deve ser homogênea de grau um em seus argumentos, ou seja, um aumento em w , q e I aumenta o preço ótimo de exportação na mesma proporção.

Caso haja uma tarifa *ad valorem* (τ), ainda de acordo com Feenstra (1989), o problema do exportador torna-se:

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

A equação (3) mostra que uma mudança na tarifa ($1+\tau$) tem o mesmo efeito no preço pago pelo importador do que uma mudança em (w^*/e) . Escrevendo a condição de primeira ordem e igualando à receita marginal, agora obtemos:

$$\phi'(x) \left[\frac{w^*(1+\tau)}{e} \right] = r(p, q, I) \quad (4)$$

Invertendo essa equação resulta que $p = \pi[w(1+\tau), q, I]$, onde $w = w^*/e$. Esse resultado mostra que o preço que maximiza o lucro do exportador é uma função que depende das seguintes variáveis no país importador: custos, taxa de câmbio, tarifa, preços domésticos e gasto total com importações. Pode-se observar que qualquer mudança tarifária ou variação na taxa de câmbio esperada que tenha o mesmo efeito em $\left[\frac{(1+\tau)}{e} \right]$ resultará em um *pass-through* idêntico no preço das exportações. Esse efeito corresponde à hipótese de simetria do *pass-through* testada pelo autor.

Usando a função preço derivada a partir da equação (4), Feenstra (1989) estima a seguinte equação de preço com 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 uma tendência temporal e ε_t o erro aleatório. O *pass-through* simétrico entre câmbio e tarifa é testado pela hipótese $\beta = \sum_i \beta_i$. Já o teste para da homogeneidade de grau 1 da equação de preços corresponde à hipótese $\sum_i \beta_i + \gamma + \delta = 1$. Vale ressaltar que o autor trabalha com a taxa de câmbio esperada, pois o preço do exportador é definido antes de a taxa de câmbio ser conhecida. O autor assume que $\ln e_t = \sum_{i=0}^k \lambda_i \ln s_{t-i}$, onde a taxa de câmbio esperada em cada trimestre é uma função log-linear da taxa de câmbio média corrente e passada. Os coeficientes $\lambda_i, i = 0, 1, \dots, k$, dependerão das propriedades da série temporal da taxa de câmbio. Por exemplo, se o câmbio segue um *random walk*, então as expectativas racionais serão formadas com $\lambda_1 = 1$ e $\lambda_i = 0$, se $i \neq 1$.

A equação (5) foi estimada para as importações norte-americanas de carros japoneses, caminhões compactos e motocicletas pesadas (acima de 700 cilindradas). Os dados trimestrais abrangeram o período de 1974:1 a 1987:1. 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, desconsiderando a análise de simetria. 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 não foi rejeitada para ambos os produtos. O *pass-through* do câmbio ficou entre 0,7 e 0,8 para carros e entre 0,52 e 0,63 para caminhões. No caso das motocicletas, foram encontrados valores entre 0,7 e 1,1.²

² O autor sugere, também, que sejam testadas especificações alternativas ao modelo. Primeiro, o custo dos fatores internacionais ($\ln w_t^*$) e o câmbio ($\ln s_{t-i}$) podem entrar separadamente na equação (5). Segundo, pode-se excluir as defasagens

O modelo de Feenstra (1989) foi adaptado para avaliar como a taxa de câmbio e a tarifa de importações afetam o preço do bem produzido domesticamente, substituto ao bem importado. Considerando o modelo de Bertrand, o produtor doméstico se defronta com um problema de maximização de lucros equivalente ao do exportador, dado por $MAX_p [px - \phi(x)w]$. Neste caso, assumindo que o bem doméstico e o importado são substitutos, a demanda do bem doméstico também depende do preço do bem, do preço do bem importado e do volume importado. Observe que há um efeito indireto tanto da tarifa de importação quanto da taxa de câmbio sobre o preço do bem doméstico via preço do bem substituto importado. Além disso, os produtores domésticos podem alterar preços simplesmente buscando acompanhar as variações de preço do bem importado no mercado internacional. O volume importado também poderá ser afetado pela tarifa de importação e taxa de câmbio e, conseqüentemente, afetar o preço do bem produzido domesticamente.

A evidência empírica será conduzida para o setor siderúrgico brasileiro, considerando um grupo de produtos domésticos e seus bens substitutos importados. Dessa forma, outra alteração em relação a Feenstra (1989) é a utilização de um painel de dados balanceado nas estimações. O ambiente de dados em painel torna as estimações mais robustas porque permite controlar para heterogeneidade individual específica, além de aumentar consideravelmente os graus de liberdade da regressão. A equação estimada, correspondente a (5), é representada por:

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

em que p_{it} é o preço doméstico do produto $i = 1, 2, \dots, N$ no período $t = 1, 2, \dots, T$, $prod_{it}$ representa a produção de i em cada t , $fator_t$ é o custo médio dos fatores de produção, que é invariante entre produtos, $preint_{it}$ define o preço internacional de i em t , τ_{it} é a tarifa *ad valorem* do bem i em t , e_t é a taxa nominal de câmbio, também invariante entre produtos, imp_{it} representa as importações do bem i no período t , ε_{it} define o termo de erro aleatório, dado por $\varepsilon_{it} = \eta_i + u_{it}$, sendo $\eta_i \sim i.i.d(0, \sigma_\eta^2)$ a heterogeneidade individual não-observada e invariante no tempo e $u_{it} \sim i.i.d(0, \sigma_u^2)$ o choque transitório, não observável e variante no tempo.

A produção nacional ($prod_{it}$) foi utilizada como proxy para a demanda interna, equivalendo ao gasto total com bens importados (I) do modelo original. O custo de fatores ($fator_t$) são os gastos com mão de obra e insumos, correspondendo ao custo de fatores agregado (w^*) de Feenstra (1989). As importações (imp_{it}) têm uma variável equivalente no modelo original, assim como o preço internacional ($preint_{it}$) e a tarifa (τ_{it}). Quanto à taxa de câmbio (e_t), não é necessário considerar o seu valor esperado $[E(s)]$ porque o produtor doméstico conhece essa variável no momento da decisão sobre o preço doméstico.

Diante do objetivo de estimar o *pass-through* de câmbio e tarifas sobre os preços domésticos, diferentemente de Feenstra (1989), a variável dependente p_{it} é o preço doméstico do bem produzido domesticamente. Será testada a hipótese de que, em setores de concorrência imperfeita, variações na taxa de câmbio e mudanças no imposto de importação afetam o preço do bem doméstico, independentemente da variação no preço do bem substituto importado ou do volume de importações. Nesse ambiente, a política comercial poderia ter efeitos de política antitruste. Além disso, Jondrow *et al.* (1982) verificaram que, no caso do setor siderúrgico, há certa preferência pelo produto nacional em virtude do menor tempo e garantia da entrega, da disponibilidade do bem sem custos adicionais quando da realização de compras não programadas e dos menores custos de transação.

A hipótese básica envolvida na estimação de (6) por técnicas de dados em painel, também chamada de exogeneidade estrita, é que $E(X'_{it} u_{is}) = 0$, para qualquer $t, s = 1, 2, \dots, T$, sendo X'_{it} um vetor 6×1 composto pelas variáveis produção, custo de fatores, preço internacional, tarifa, taxa de câmbio e importações. Para consistência, a hipótese anterior seria suficiente. Uma questão central da

da taxa de câmbio e introduzir o preço defasado ($\ln p_{t-1}$) como regressor, o que geraria uma dinâmica ao ajuste de preços. Por fim, pode-se estimar a equação para vários subperíodos amostrais ou incluir variáveis *dummies* temporais.

estimação é se $E(X'_{it}\eta_i) = 0$ para $t = 1, 2, \dots, T$. A endogeneidade, associada à violação dessa hipótese, causa inconsistência do estimador. O problema pode ser contornado com a utilização de estimadores específicos, correspondentes a efeitos aleatórios ou a efeitos fixos.

Para painel de efeitos aleatórios (ou *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 X'_{it} . Sob esta hipótese e utilizando a equação (6) acima, estimam-se os β 's e λ 's. 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 estiver bem especificado, ou seja, $E(X'_{it}\varepsilon_{it}) = 0$, $E(X'_{it}u_{it}) = 0$ e $E(X'_{it}\eta_i) = 0$. Todavia, o estimador não é eficiente porque $E(\varepsilon_{it}\varepsilon_{it-s}) \neq 0$, indicando que há autocorrelação serial. O estimador eficiente é o FGLS (*Feasible Generalized Least Square*), que corrige a matriz de variância-covariância dos parâmetros estimados.

O estimador estático de efeitos fixos deve ser aplicado quando $E(X'_{it}\eta_i) \neq 0$. Para eliminar a endogeneidade dos regressores, alguma transformação é empregada para eliminar η_i da equação (6). Os estimadores comumente utilizados para essa finalidade são Mínimos Quadrados com Variáveis *Dummies*, Intra-grupos e Primeira Diferença. No caso do estimador de Mínimos Quadrados com Variáveis *Dummies* (*Least Square Dummy Variables* – LSDV) o efeito individual η_i é tratado como um parâmetro a ser estimado juntamente com os β 's. Já o estimador Intra-grupos (*Within Groups*-WG) aplica uma transformação ao modelo para eliminar η_i e, em seguida, estima β por OLS no modelo transformado: $(y_{it} - \bar{y}_i) = (x_{it} - \bar{x}_i)' \beta_{WG} + (\eta_i - \eta_i) + (u_{it} - \bar{u}_i) \Rightarrow (y_{it} - \bar{y}_i) = (x_{it} - \bar{x}_i)' \beta_{WG} + \varepsilon_{it}^*$. Note que β_{WG} será assintoticamente eficiente quando u_{it} for i.i.d. Os valores de β estimados por esses dois métodos são idênticos.

O estimador OLS em primeira diferença (First Difference – FD) é calculado sob o modelo $(y_{it} - y_{it-1}) = (x_{it} - x_{it-1})' \beta_{FD} + (\eta_i - \eta_i) + (u_{it} - u_{it-1})$. Esse estimador também é consistente, porém é menos eficiente do que β_{WG} . A vantagem deste estimador está em remover a heterogeneidade latente do modelo. Contudo, a primeira diferença também remove as variáveis invariantes no tempo. Por este motivo, Greene (2008) não recomenda a sua utilização, a não ser em casos envolvendo painéis com dois períodos, em 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 adequado é de efeitos fixos (FE) ou aleatórios (RE). Uma definição pode ser obtida com a aplicação do 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 , sendo que a não rejeição da hipótese nula sugere a aplicação do estimador de RE aos dados.

Com o intuito de controlar para a inércia no preço do produto siderúrgico, oriunda de uma rigidez de preços associada ao poder de mercado das firmas do setor, será estimada a versão dinâmica da equação (6), que pode ser escrita como:

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

em que p_{it-1} é o preço nacional do produto i no momento $t-1$. Esse modelo justifica-se pela rigidez de preços do setor siderúrgico, oriunda principalmente da existência de contratos de médio prazo, que não permite um ajuste de preços instantaneamente em resposta a um choque econômico ou política pública. No painel dinâmico, a hipótese da exogeneidade estrita dos regressores não se aplica, como mostra Wooldridge (2002). Uma vez que $E(p_{i,t-j}\lambda_i) \neq 0$, com $j > 0$, deve-se observar uma segunda hipótese $E(u_{it}/X'_{it}\eta_i) = 0$, para qualquer $t, s = 1, 2, \dots, T$. Neste caso, a abordagem geral repousa no uso de estimadores de variáveis instrumentais (ANDERSON;HSIAO, 1981,1982; ARELLANO, 1989).

Posteriormente, o enfoque passou à utilização de estimadores GMM (*Generalized Method of Moments*), conforme propostos por Arellano e Bond (1991) e Arellano e Bover (1995).

Anderson e Hsiao (1982) propuseram utilizar y_{it-2} como variável instrumental para Δy_{it-1} , sendo y a variável dependente. Todavia, a ineficiência deste estimador advém do fato de não utilizar condições de momento adicionais e da possibilidade de haver uma correlação fraca de $y_{it-j}, j \geq 2$ com Δy_{it-1} quando $\beta \approx 1$. O estimador de Arellano e Bond (1991), com o objetivo de superar as limitações anteriores, incluiu condições de momento adicionais. Trata-se de um estimador de dois estágios, comumente chamado *Difference GMM*. No primeiro estágio escolhe-se uma matriz de pesos sob a hipótese de u_{it} ser i.i.d em t (ou seja, erros independentes e homocedásticos entre indivíduos e ao longo do tempo) e obtém-se $\widehat{\beta}_{AB}^1$. No segundo, obtém-se os resíduos fazendo $\Delta \hat{u}_{it} = \Delta y_{it} - \widehat{\beta}_{AB}^1 \Delta y_{it-1}$, que são usados para se obter uma estimativa consistente da matriz de variância e covariância, permitindo relaxar a hipótese de erros independentes e homocedásticos e obtendo-se $\widehat{\beta}_{AB}^2$. Entretanto, mesmo utilizando todos os instrumentos válidos, algum deles pode ser um instrumento fraco, pois se usa y_{it-j} como instrumento válido para Δy_{it-1} .

Arellano e Bover (1995) descreveram como condições de momento adicionais podem ser incluídas para aumentar a eficiência do estimador, considerando que sejam adicionadas ao sistema as equações originais em nível. Em tais equações, variáveis endógenas defasadas poderiam ser utilizadas como instrumentos para suas próprias variáveis em primeira diferença. Blundell e Bond (1998) definiram melhor as hipóteses para este estimador aumentado, propondo um estimador GMM, chamado *System GMM*, que combina novas condições de momento com as condições de momento de Arellano e Bond (1991). Simulações de Monte Carlo mostraram que este estimador apresenta menor variância e menor viés do que o estimador de Arellano-Bond. Testes de sobreidentificação, dado que a matriz de instrumentos toma uma grande dimensão quando T aumenta, e de autocorrelação de segunda ordem devem ser aplicados para demonstrar a robustez das estimações.

3. Dados

Uma das contribuições deste estudo foi a construção de uma base de dados inédita para o setor siderúrgico brasileiro, com uma estrutura flexível o suficiente para permitir a incorporação de outros setores e a ampliação do horizonte temporal. O primeiro passo foi estabelecer uma correspondência entre os 10 itens da siderurgia que entram no Índice de Preços ao Produtor Amplo (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 de modo a facilitar a comparação entre as mesmas. O preço do minério de ferro e o consumo de energia elétrica entraram na estimação porque são insumos básicos essenciais na produção dos produtos siderúrgicos analisados. Foram utilizados dados nominais transformados em logarítimos (lnpreco, lnpreint, lnprod, lnimp, lnarifa, lncambio, lnmferro, lnenergia). A frequência é trimestral e o período se estende de 1995:1 a 2010:2. Ao final, a base de dados permaneceu com 10 produtos siderúrgicos distribuídos ao longo de 62 períodos, totalizando 620 observações. As variáveis com as respectivas fontes são descritas a seguir.

- i. Preços domésticos: Índice de Preços ao Produtor Amplo (IPA) da Fundação Getúlio Vargas;
- 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;
- 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, fornecido pelo IABr;

- viii. Preço do Minério de Ferro: IPA da FGV.
- ix. Consumo de energia (MGW): IABr (para o consumo anual de energia do setor siderúrgico) e Agência Nacional de Energia Elétrica –ANEEL (para os dados mensais de consumo de energia da indústria como um todo).

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 produtos aqui avaliados. 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 os produtos não afetados pela medida, 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.

Neste sentido, a Tabela 1 apresenta a estatística descritiva 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 no valor da média de todas as variáveis, exceto preço nacional. Convém lembrar que o IPA representa uma variação de preços e, portanto, este resultado indica que a variação de preços nacionais no período 2005-2010 foi menor que no período 1995-2004.

Tabela 1: Estatísticas descritivas

Variáveis	Até 4º trim 2004			A partir de 1º trim 2005		
	Obs.	Média	Desvio Padrão	Obs.	Média	Desvio Padrão
Preço Nacional	400	4,24	6,49	220	0,80	6,33
Produção	400	396.868,7	274.054,8	220	528.767,1	337.879,9
Importações	400	7.433,37	9.612,9	220	30.404,21	43.127,37
Preço Internacional	400	518,90	393,84	220	941,43	376,68
Taxa de Câmbio	400	1,90	0,84	220	2,05	0,27
Custo de Mão de Obra	400	689,04	124,65	220	1403,58	199,71
Preço Minério de Ferro	400	2,99	4,11	220	6,57	22,23
Consumo Energia	400	3.472,8	254,82	220	3.942,3	368,41
Tarifa	400	12,2	0,60	220	8,9	5,4

Fonte: dados da pesquisa. Elaboração própria.

Alguns fatos econômicos no período 2005-2010, além da alteração tarifária, também 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 Européia 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 no período 2008, por sua vez, foi decorrência de uma tendência de crescimento exponencial do mercado siderúrgico até a eclosão da crise financeira mundial neste 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. 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 por causa do cenário econômico internacional favorável à expansão do setor.

4. Resultados

4.1 Testes de raiz unitária para séries temporais

Há, na equação (6) que será estimada, quatro séries temporais representadas por taxa de câmbio (Incâmbio), custo de fatores (Infator), preço do minério de ferro (Inmferro) e consumo de energia (Inenergia). Essas variáveis devem ser testadas para presença de raiz unitária usando um instrumental específico de séries temporais. Os testes tradicionais de Dickey e Fuller (1979, 1981) e Phillips e Perron (1988) são criticados por apresentarem baixo poder e distorções de tamanho estatístico.³ Os desenvolvimentos recentes da literatura permitem superar essas limitações.

Elliot *et al.* (1996) propõem usar mínimos quadrados generalizados (GLS) para extrair termos deterministas da série. O teste ADF^{GLS} é aplicado a uma série sem termos deterministas, extraídos via GLS. Ng e Perron (2001) demonstram que os critérios de informação de Akaike (AIC) e de Schwartz (SIC) tendem a selecionar baixos valores de defasagens na equação aumentada do teste de raiz unitária quando se tem raiz negativa (próxima a -1) no polinômio de médias móveis da série. Sugerem, portanto, o critério modificado de informação de Akaike (MAIC) para a seleção das defasagens auto-regressivas, de modo a minimizar as distorções do teste. Ng e Perron (2001) propõem, ainda, que essas 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 termos deterministas 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 são afetados pela presença de quebras estruturais na série temporal. Perron (1989) propôs alterações nos testes de raiz unitária a fim de contornar essa dificuldade, tratando a quebra como um evento exógeno e conhecido. O teste admite a ocorrência de uma única quebra modelada de três formas distintas, corresponde à quebra de nível, de inclinação ou ambas. Ressalte-se que a estatística tabelada do teste depende da fração de observações localizadas antes do período da quebra.

Saikkonen e Lütkepohl (2002) e Lanne *et al.* (2002), por sua vez, admitem que as quebras estruturais possam ocorrer ao longo de vários períodos e propõem um teste de raiz unitária baseado na estimação dos termos determinísticos por mínimos quadrados generalizados (GLS) e a subtração desses termos da série original. Em seguida, um teste ADF é aplicado às séries ajustadas. Se a data da quebra é desconhecida, recomenda-se a escolha de 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.

Lee e Strazicich (2003) desenvolvem um teste de raiz unitária do tipo Multiplicador de Lagrange (Lagrange Multiplier – LM) que permite a ocorrência de até duas quebras estruturais endógenas sob as hipóteses nula e alternativa. A estatística LM é a estatística t calculada sob H_0 . A seleção de quebras ocorre nos períodos em que a LM é mínima. A seleção de quebras endógenas pode recair em períodos

³ O poder de um teste se refere 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.

sem relação com eventos econômicos, motivo este que torna importante também a realização de testes com quebras exógenas.

Os resultados dos testes mencionados anteriormente estão reportados na Tabela 2. Observa-se que os testes $MADF^{GLS}$ e MPP^{GLS} permitem rejeitar a hipótese nula de raiz unitária apenas para a variável “consumo de energia” ($\ln energia$), qualquer que seja o modelo especificado (com ou sem tendência e constante). Todavia, esse resultado pode estar associado à presença de quebras estruturais nas séries.

A Tabela 3 apresenta os testes de raiz unitária com uma e duas quebras estruturais. Verifica-se que, para o preço do minério de ferro ($\ln mferro$), a nula de raiz unitária pode ser rejeitada se incluídas variáveis *dummy* de nível ou pulso em 2005. Para a taxa de câmbio, rejeita-se igualmente a hipótese nula de raiz unitária quando da inclusão de duas quebras estruturais, sendo uma em 1998:3 e outra em 2003:3. Vale ressaltar que 1999 foi o ano em que o sistema cambial brasileiro passou de fixo para flutuante. O teste de Lee e Strazicich parece ter captado este efeito ao incluir a primeira quebra em 1998:3. Já 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-país -, motivadas em parte pelo processo político-eleitoral, estenderam-se até o segundo semestre de 2003. Para a variável custo de fatores ($\ln fator$), porém, nenhum dos testes permite concluir pela estacionariedade da série. Dessa forma, na estimação subsequente, essa série será considerada como integrada de primeira ordem.

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
lnfator	-1,394	0,322	8	-1,30	0,17
lnmferro	-0,772	0,076	8	-0,46	-0,58
lnenergia	-4,036**	0,278	8	-3,18**	0,50
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 própria.

c = constante t = tendência

(**) Rejeita-se a hipótese nula ao nível de significância de 5%.

Tabela 3: Teste de raiz unitária das séries temporais com quebra estrutural

Variáveis	Saikkonen e Lütkepohl (2002)				Perron (89)		Lee e Strazicich (2003)		
	Dummie de nível	T	Dummie de pulso	T	TB	Stat	TB ₁	TB ₂	Stat
Incambio	1999:1	-1.15	1999:1	-1.02	1998:4	-2.86	1998:3	2003:3	-5.51**
lnfator	2004:4	-1.61	2003:1	-1.49	1999:1	-2.35	2000:1	2005:3	-4.35
lnmferro	2005:2	-4.26**	2005:1	-3.11**	2005:2	-2.92	2000:4	2005:3	-7.66**

Fonte: dados da pesquisa. Elaboração própria.

(**) 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 Testes de raiz unitária para dados em painel

A estacionariedade do painel será avaliada por meio dos testes propostos por Levin *et al.* (2002), Im, Pesaran e Shin (2003), Maddala e Wu (1999), Taylor e Sarno (1998) e Pesaran (2003). Enquanto os

quatro primeiros testes assumem independência entre os indivíduos do painel, o último relaxa essa hipótese. Essa combinação de testes é adequada porque os testes de raiz unitária para dados em painel são sensíveis à dependência entre os indivíduos no painel (*cross sectional dependence*).

O teste proposto por Levin *et al.* (2002), conhecido como LLC, assume a independência entre os indivíduos, é indicado para painéis de tamanho moderado, com $T \in [25, 250]$ e $N \in [10, 250]$, além de admitir a presença de termos deterministas, dados por intercepto e tendência, que são indivíduo-específicos. O processo estocástico gerador de $\{y_{it}\}$ deve ser um modelo AR(1) com coeficiente autorregressivo comum a todos os indivíduos. A estatística do teste converge para uma distribuição normal.

Visando flexibilizar o teste LLC, Im, Pesaran e Shin (2003) admitem heterogeneidade no coeficiente de raiz unitária entre indivíduos. O processo gerador dos dados é dado por $y_{it} = (1 - \phi_i)\mu_i + \phi_i y_{it-1} + \varepsilon_{it}$, com $i=1,2,\dots,N$ e $t=1,2,\dots,T$. Sob raiz unitária, tem-se que $\phi_i = 1 \forall i$. O teste é baseado nas médias das estatísticas individuais de Dickey-Fuller, sendo derivada uma distribuição para os casos em que não há resíduos autocorrelacionados (*t-barr*) e outra para quando a autocorrelação está presente (*Wt-barr*). Em geral, o poder deste teste é superior ao de 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 entre eles. Neste sentido, propõem o uso do teste não-paramétrico de Fisher, o qual seria diretamente comparável ao IPS. O teste de Fisher é baseado na combinação de níveis de significância de diferentes testes, enquanto o IPS baseia-se na combinação de estatísticas teste. 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 é o teste MADF de Taylor e Sarno (1998), que estima a versão multivariada da equação $q_{it} = \mu_i + \sum_{j=1}^k \rho_{ij} q_{it-j} + u_{it}$ pelo método SUR (Seemingly Unrelated Regression). Assume que os resíduos u_{it} sejam independentes e normalmente distribuídos. A hipótese nula é testada para as N equações do sistema, sendo $H_0: \sum_{j=1}^k \rho_{ij} - 1 = 0, \forall i=1, 2,\dots,N$. Toma-se a estatística de Wald como sendo a estatística de MADF.

Os testes anteriores assumem a independência entre os indivíduos do painel. Caso esta hipótese não seja comprovada nos dados, estes testes podem apresentar problemas de poder e tamanho estatístico. Neste sentido, Pesaran (2003) propõe um teste, chamado CADF, baseado na média da estatística t do teste ADF para cada indivíduo do painel e não requer independência entre indivíduos. No caso de erros correlacionados, acrescentam-se as defasagens do termo aumentado.

Assim como no caso de séries temporais, quebras estruturais podem afetar o desempenho dos testes de raiz unitária do painel. Im, Lee e Tieslau (2005) desenvolvem um teste (conhecido como 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 dados em painel, o qual corrige a autocorrelação. A estatística LM é a média da estatística t calculada para $\beta_i = 0, i= 1,2,\dots,N$ na regressão estimada do teste. Os autores mostram que a estatística LM, sob a suposição de $\frac{N}{T} \rightarrow \tau$ (uma constante finita), converge para uma distribuição normal padrão.

Os resultados dos testes de raiz unitária para os dados em painel estão reportados na Tabela 4. As equações incluíram o termo aumentado com 4 defasagens com o objetivo de eliminar autocorrelação serial. A escolha desse número de defasagens deu-se em função do caráter trimestral do conjunto de dados.

O teste LLC foi aplicado partindo-se do modelo geral, com constante e tendência, até sua versão mais específica, que não inclui aqueles termos. Em todos os modelos testados não houve rejeição da hipótese nula de raiz unitária para todas as variáveis, exceto lnpreço. Para esta série, o resultado estacionariedade ao nível de 5% de significância. Sabendo que este teste não admite heterogeneidade no

coeficiente de raiz unitária, aplicou-se o teste IPS. Diferentemente do LLC, o teste IPS rejeitou a nula de raiz unitária para as variáveis produção, importações e preço internacional ao nível de 95% de confiança no modelo que incluiu constante e tendência. Devido à crítica de Maddala e Wu de que LLC e IPS não são testes comparáveis, aplicou-se o teste não paramétrico de Fisher. Os resultados confirmaram que as variáveis produção, importações e preço internacional são estacionárias ao nível de 5% de significância.

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

	LLC (4 lags)		IPS ³ (4 lags)		CADF (4 lags)		MADF (4 lags)	FISHER	ILT	
	Stat ¹	Mod ²	Stat.	Mod	Stat	Mod	Stat	Stat	Stat	Mod
Lnpreço	-0,503*	0	-1,614	2	-1,714	1	18,384	4,612	-9,721* -19,55*	1 quebra 2 quebras
Lnprod	-2,598	0	-2,896*	2	-2,459*	1	66,613*	35,515*	Não aplicado	
Lnimp	-4,053	0	-2,741*	2	-2,464*	1	66,980*	84,118*	Não aplicado	
Lnpreint	-3,231	0	-3,199*	2	-2,877*	1	31,465*	37,422*	Não aplicado	

Fonte: Dados da pesquisa. Elaboração própria.

Stat = estatística calculada.

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

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

(*) 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%.

Haja vista que os testes anteriores assumem a independência entre os indivíduos do painel o que, na prática, pode não ser confirmado, aplicou-se o teste CADF proposto por Pesaran (2003). Novamente, o modelo relevante rejeitou a hipótese nula de raiz unitária para as produção, importações e preço internacional ao nível de 5% de significância. De forma complementar, aplicou-se o teste MADF proposto por Taylor e Sarno (1998), o qual também rejeitou a hipótese nula de raiz unitária, ao nível de 5%, para as mesmas variáveis anteriores.

Finalmente, considerando que quebras estruturais podem afetar o desempenho dos testes de raiz unitária também no ambiente de painel, aplicou-se o teste ILT com uma e duas quebras selecionadas endogenamente apenas para a variável Lnpreço. Agora, a hipótese nula de raiz unitária foi rejeitada para ambos os casos com intervalo de confiança de 95%. No caso de uma quebra, o período encontrado foi primeiro trimestre de 2001. Esta quebra pode ser explicada por 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. Este crescimento foi liderado pelo setor industrial, conforme dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). No caso de duas quebras, os períodos selecionados foram 2000:4 e 2005:3. 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. No Brasil, estas medidas culminaram com a redução da tarifa de importação para diversos itens da siderurgia ainda no primeiro trimestre de 2005.

4.3 Estimação

Primeiramente estimou-se o modelo de Feenstra (1989) em nível, tal qual apresentado na equação (6), de forma a identificar possíveis problemas e utilizar especificações alternativas. Utilizou-se uma das especificações sugeridas pelo autor, permitindo que o custo dos fatores internacionais ($\ln w_t^*$) e o câmbio ($\ln s_{t-i}$) 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. Aplicou-se, então, o Teste de Hausman (1978) ao modelo original, em nível. O resultado apontou para uma estatística $\text{Chi}^2 = 2.69$, não sendo encontradas evidências para rejeitar a hipótese nula de que o painel é de efeitos aleatórios. Neste caso, o estimador eficiente é o FGLS (*Feasible Generalized Least Square*), que corrige a heterocedasticidade. Haja vista os resultados insatisfatórios da primeira estimação, incluiu-se sucessivamente defasagem do câmbio, tendência, preço do minério de ferro e consumo de energia elétrica, os dois últimos como itens representativos dos custos de produção, com vistas a buscar a melhor especificação do modelo. Os resultados dos quatro modelos estimados encontram-se na Tabela 5.

Tabela 5: Estimação de painel de efeito aleatório em nível

lnpreço	Modelo original		Modelo com 1 lag do câmbio		Modelo com 1 lag do câmbio e tendência (t)		Modelo com 1 lag do câmbio, tendência, minério de ferro e energia	
	Coef	DP	Coef	DP	Coef	DP	Coef	DP
tendência	-	-	-	-	0,005**	0,001	0,002**	0,001
constante	-3,478**	0,153	-3,318**	0,160	-2,847**	0,212	-3,552**	0,673
lnprod	0,026**	0,006	0,025**	0,006	0,025**	0,006	0,024**	0,006
lnimp	0,000	0,003	0,001	0,003	-0,002	0,003	-0,003	0,003
lnarifa	-0,546**	0,197	-0,594**	0,197	-0,598**	0,195	-0,469**	0,197
lnpreint	0,116**	0,018	0,118**	0,018	0,115**	0,018	0,097**	0,018
lncâmbio	0,637**	0,0167	0,387**	0,071	0,308**	0,075	0,259**	0,075
lncâmbio (-1)	-	-	0,253**	0,071	0,247**	0,071	0,256**	0,069
lnfator	1,147**	0,027	1,123**	0,027	0,938**	0,061	0,709**	0,084
lnmferro	-	-	-	-	-	-	0,203**	0,053
lnenergia	-	-	-	-	-	-	0,215**	0,080

Fonte: dados da pesquisa. Elaboração própria.

(**) Significante ao nível de 5%.

DP = desvio padrão

Observa-se, a partir da Tabela 5, que todas as variáveis, exceto as importações, são significativas ao nível de 5% e que não há diferenças consideráveis entre os quatro modelos. Ressalte-se que 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 são preços. Este 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, custo de fator, minério de ferro e consumo de energia o sinal positivo era esperado. Em todos os modelos, a variável mais importante foi o custo de fator, seguida do câmbio ou de sua defasagem. O preço internacional apresentou baixo

coeficiente (em torno 0,1), inferior ao do minério de ferro (0,20) e ao consumo de energia (0,21), assim como a produção (0,02) e a tendência (0,002). 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. Apesar dos resultados insatisfatórios, foi possível concluir que o preço do minério de ferro e o consumo de energia têm alguma relevância.

Procedeu-se, então, à estimação da equação (6) em primeira diferença, haja vista que não ficou evidenciada a estacionariedade das séries de preço nacional e de custo de fator, com uso do estimador *within groups*.⁴ O teste de Hausman se torna desnecessário, vez que em primeira diferença o painel será de efeito fixos. O principal problema desta estimação é que se perde informação, tendo em vista a retirada da tendência, trabalhando-se com um modelo de curto-prazo. Haja vista os resultados insatisfatórios da primeira estimação, foram incluídos o preço do minério de ferro (principal insumo da siderurgia) e o consumo de energia elétrica como elementos representativos de custo de produção, além da variável *dummy* temporal (equivalente ao período da crise do *subprime* nos EUA, do primeiro trimestre de 2008 ao 4º trimestre de 2009), com vistas a buscar a melhor especificação do modelo estimado, que assumiu a forma da equação (8). Os resultados da estimação estão reportados na Tabela 6.

$$\Delta \ln p_{it} = \alpha + \beta_1 \Delta \ln prod_{it} + \beta_2 \Delta \ln fator_t + \beta_3 \Delta \ln preint_{it} + \beta_4 \Delta \ln(1 + \tau_{it}) + \beta_5 \Delta \ln e_t + \beta_6 \Delta \ln imp_{it} + \beta_7 \Delta \ln mferro_t + \beta_8 \Delta \ln energia_t + D1 + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

Tabela 6: Estimação de painel de efeito fixo

dlnpreço	FE – Within Group	
	Coef	DP
constante	0,005**	0,002
dlnprod	-0,011	0,015
dlnimp	-0,001	0,001
dln tarifa	0,294**	0,147
dlnpreint	0,023***	0,012
dln câmbio	0,247**	0,025
dln fator	0,594**	0,073
dln mferro	0,075**	0,019
dln energia	0,178**	0,033
D1	0,031**	0,002
R ² overall	0,326	
Observações	610	

Fonte: dados da pesquisa. Elaboração própria.

(**) Significante ao nível de 5%

(***) Significante ao nível de 10%

O poder explicativo do modelo foi de 32%. Todas as variáveis apresentaram o sinal esperado, embora produção e importações não tenham apresentado significância estatística⁵. O custo da mão de obra foi a variável mais importante do modelo (coeficiente =0,594), seguida da tarifa (0,29) e do câmbio (0,24). Em resumo, a variação de 1% da tarifa impacta em 0,29% na variação do preço do produto nacional, independentemente do volume importado, e a variação de 1% no câmbio, 0,24%. 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. 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 3,5% (0,29*0,12 = 0,035). Quanto à possível igualdade de *pass-through* entre câmbio e

⁴ 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*.

⁵ Estimou-se a equação (8) sem as variáveis produção e importação, não tendo havido alteração relevante no resultado apresentado na Tabela 5.

tarifa, procedeu-se ao Teste de Wald, testando as seguintes hipóteses nula e alternativa, a partir da equação (8):

$$H_0: \beta_4 - \beta_5 = 0$$

$$H_a: \beta_4 - \beta_5 \neq 0$$

Obteve-se a estatística qui-quadrado $\chi^2 = 0,10$, com valor-p de 0,75. Este resultado não permite rejeitar a hipótese nula de que os coeficientes das variáveis tarifa e câmbio são iguais, indicando que o *pass-through* de tarifa e câmbio, no curto prazo, é o mesmo, comprovando a hipótese de simetria.

Conforme já destacado, foi estimado também um painel dinâmico visando controlar para uma eventual inércia no preço do produto siderúrgico, que pode estar associada à rigidez de preços provocada pelo poder de mercado das firmas do setor. Estimou-se, então, a equação (9) a seguir, que representa a regressão que melhor se ajustou aos dados na versão dinâmica do painel.

$$\ln p_{it} = \alpha + \beta_0 \ln p_{it-1} + \beta_1 \ln prod_{it} + \beta_2 \ln fator_t + \beta_3 \ln preint_{it} + \beta_4 \ln(1 + \tau_{it}) + \beta_5 \ln e_t + \beta_6 \ln imp_{it} + \beta_7 \ln energia_t + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

A equação foi apresentada em nível porque o estimador Anderson e Hsiao (1981, 1982) aplica a primeira diferença no processo de estimação para eliminar o efeito fixo. Os resultados são reportados na Tabela 7. As tentativas de incluir minério de ferro e *dummy* temporal não se foram promissoras. O melhor resultado foi obtido com o uso da segunda defasagem da variável \ln preço como instrumento para a variável defasada, não havendo problema de sobreidentificação.

Tabela 7: Estimação do painel dinâmico

	Coefficiente	DP
dlnpreco(-1)	0,565**	0,143
dlnprod	0,038***	0,002
dlnfator	0,506**	0,133
dlnpreint	0,020	0,014
dlnatarifa	0,269**	0,130
dln câmbio	0,203**	0,037
dlnimp	-0,006**	0,002
dlnenergia	0,132**	0,035
Observações	600	

Fonte: dados da pesquisa. Elaboração própria.

(**) Significante ao nível de 5%

(***) Significante ao nível de 10%.

Observa-se que todas as variáveis apresentaram o sinal esperado, embora o preço internacional não tenha apresentado significância estatística. Os resultados revelam que há uma inércia de preços do setor siderúrgico, pois o coeficiente de 0,565 para a variável dependente defasada ($\ln p_{t-1}$) é altamente significativo estatisticamente. Esta 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. O custo de fator mantém-se como variável relevante, com coeficiente de 0,50. A tarifa apresenta coeficiente de 0,26 e o câmbio, 0,20. Neste caso, uma variação de 12% na tarifa teria um impacto sobre os preços de aproximadamente 3,2% ($0,12 \cdot 0,27 = 0,032$), bastante próximo ao resultado de 3,5% encontrado na estimação do painel estático. A variável produção apresenta coeficiente de 0,038 (ao nível de significância de 10%). Da mesma forma, as importações apresentam baixo coeficiente (-0,006), embora o sinal esteja correto e tenha significância estatística. Quanto à possível simetria do *pass-through* de câmbio e tarifa, procedeu-se à aplicação do teste de Wald. A estatística qui-quadrada calculada foi de $\chi^2 = 0,23$, com um valor-p de 0,63. Este resultado não permite rejeitar a hipótese nula de que os

coeficientes das variáveis tarifa e câmbio são iguais, confirmando o resultado do modelo estático de validade da hipótese de simetria para o *pass-through* de tarifas e câmbio no setor siderúrgico brasileiro.⁶

5. Conclusão

Este artigo teve como objetivo estimar o *pass-through* de tarifas de importação e da taxa de câmbio sobre os preços do setor siderúrgico brasileiro. Além de estimar os coeficientes de *pass-through*, testou a simetria entre eles, visando subsidiar previsões de efeitos de políticas tarifárias sobre os preços de produtos siderúrgicos nacionais. Uma versão modificada do modelo proposto Feenstra (1989) foi aplicada aos dados da economia brasileira, usando um painel balanceado no período que se estende de 1995:1 a 2010:2. A modelagem econométrica incluiu séries temporais, representadas por taxa de câmbio e custos de fatores de produção, na estimação estática e dinâmica com dados em painel.

Os resultados indicaram a existência de uma simetria entre o *pass-through* de tarifas de importação e de câmbio no setor siderúrgico brasileiro, com efeito médio da ordem 0,30 no modelo estático de curto prazo. Em termos de magnitude do coeficiente estimado, o custo da mão de obra foi a variável mais importante da regressão, seguida por tarifa de importação e taxa de câmbio. Uma variação de 1% na tarifa de importação impacta em 0,29% o preço do produto nacional, independentemente do volume importado. Vale ressaltar que a redução tarifária no setor siderúrgico, a partir de 2005, de 12% para 0%, teria levado a uma redução de preços de 3,5%. O teste de Wald não permitiu rejeitar a hipótese nula de que os coeficientes estimados para tarifa de importações e taxa de câmbio são iguais, confirmando a simetria entre o *pass-through* de tarifa e câmbio no setor siderúrgico brasileiro.

No modelo dinâmico, o estimador de Anderson-Hsiao revelou a existência de uma inércia de preços moderada no setor siderúrgico, com coeficiente de 0,56 para a variável dependente defasada. Esta inércia está associada ao poder de mercado das empresas do setor, além de refletir a existência de contratos de médio prazo que impedem uma resposta dos preços mais imediata dos produtos siderúrgicos aos choques econômicos. A participação do custo de mão de obra manteve-se como a variável mais relevante da regressão, seguida por tarifa de importação e taxa de câmbio. Novamente, a simetria do *pass-through* de tarifas e câmbio foi confirmada pelo teste de Wald, da mesma forma que ocorreu no modelo estático de curto prazo.

O setor foi objeto apenas de algumas medidas *antidumping* sobre segmentos específicos no período 1995-2010, não havendo o uso frequente por parte do governo brasileiro da política comercial como mecanismo de proteção. Em 2005, devido à alta de preços, o governo brasileiro optou por reduzir o imposto de importação de alguns produtos siderúrgicos. Os resultados aqui obtidos indicam que o efeito desta política foi simétrico, em termos do *pass through* aos preços domésticos, a uma variação cambial equivalente. Desta forma, a variação na taxa de câmbio pode ser usada como um bom previsor para os efeitos de mudanças na política tarifária sobre os preços do setor siderúrgico.

Convém ressaltar que os baixos coeficientes de *pass through* encontrados podem estar associados a características específicas ao setor siderúrgico bem como à especificação incompleta dos modelos estimados devido à limitação dos dados. A extensão dos resultados aqui obtidos a outros setores da economia deve ser feita com cautela e, em geral, exigirá a expansão apropriada da base de dados. Conforme já mencionado, a base de dados permite a incorporação de outros setores e a expansão do horizonte temporal, o que poderá contribuir para tornar os resultados mais gerais. Esta tarefa, porém, é deixada para pesquisas futuras.

⁶ Os estimadores de Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998) também foram aplicados ao painel dinâmico, por serem mais robustos do que o estimador de Anderson e Hsiao (1982). Contudo, os resultados ficaram prejudicados pela presença, nas equações estimadas, de séries temporais em combinação com as variáveis de painel.

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, set. 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, dez. 1989.
- _____; 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, abr. 1991.
- _____; 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, jul. 1995.
- 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, vol. 69, n. 4, p. 497-519, ago 2007.
- BARHOUMI, Karim. Differences in long run exchange rate pass-through into import prices in developing countries: an empirical investigation. **Economic Modelling**, [S.l.], v. 23, n. 6, p. 926-951, dez. 2006.
- BHATTACHARYA, Prasad S.; KARAYALCIN, Cem A.; THOMAKOS, Dimitrios D. Exchange rate pass-through and relative prices: an industry-level empirical investigation. **Journal of International Money and Finance**, [S.l.], v. 27, n.7, p. 1135-1160, nov. 2008.
- BLUNDELL, Richard; BOND, Steve. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. **Journal of Econometrics**, [S.l.], v. 87, n.1, p. 115-143, ago. 1998
- BRISSIMIS, Sófocles N.; KOSMA, Theodora S. Market power and exchange rate pass-through. **International Review of Economics and Finance**, [S.l.], v. 16, n.2, p.202-222, 2007.
- DE PAULA, Germano. **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], vol 74, n. 366, p.427-431, jun 1979.
- _____; _____. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. **Econometrica**, [s/l], vol. 49, n. 4, p. 1057-1072, jul 1981.
- DIXIT, Avinash K.; STIGLITZ, Joseph E. Monopolistic competition and optimum product diversity. **American Economic Review**, Pittsburgh, vol. 67, n. 3, p. 297-308, jun 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, 1992, Cap. 9, p. 157-178.
- ELLIOTT, Graham; ROTHENBERG, Thomas J.; STOCK, James H. Efficient tests for an autoregressive unit root. **Econometrica**, [s/l], vol. 64, n. 4, p. 813-836, jul 1996.
- HARRISON, Ann E. Productivity, imperfect competition and trade reform: theory and evidence. **Journal of International Economics**, Amsterdam, vol. 36, n. 1-2, p. 53-73, fev 1994.
- 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], vol. 111, p. 620-641, jul 2001.
- FEENSTRA, Robert C. Symmetric pass-through of tariffs and exchange rates under imperfect competition: an empirical test. **Journal of International Economics**, Amsterdam vol. 27, n. 1-2, p. 25-45, ago 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, vol. 58, n. 4, p. 507-532, out-dez 2004.

- FIRME, Vinícius de Azevedo Couto; VASCONCELOS, Cláudio R. F. Impactos de medidas antidumping adotadas pelos EUA sobre o setor siderúrgico e suas conseqüências para a economia de Minas Gerais e o restante do Brasil. In: XXXVIII ENCONTRO DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DOS CENTROS DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA, 2010, Salvador. **Anais Eletrônicos**. Disponível em <http://www.anpec.org/encontro_2010.htm>. Acesso em 28 jan 2012.
- 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, vol. 20, n. 3-4, p. 201-223, maio 1986.
- HADDAD, Eduardo Amaral *et al.* Medidas protecionistas na siderurgia norte-americana: impactos setoriais e regionais. In: XXXII ENCONTRO DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DOS CENTROS DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA, 2004, João Pessoa. **Anais Eletrônicos**. Disponível em <http://www.anpec.org/encontro_2004.htm>. Acesso em 28 jan 2012.
- 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, fev. 1994.
- 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, jul. 2001.
- HENS, Thorsten; JÄGER, Eckart; KIRMAN, Alan; PHILIPS, Louis. Exchange rate and oligopoly. **European Economic Review**, [S.l.], v. 43, n. 3, p. 621-648, mar. 1999.
- IM, Kyung So; PESARAN, M. Hashem; SHIN, Yongcheol. Testing for unit roots in heterogeneous panels. **Journal of Econometrics**, [s/l], vol. 115, n. 1, p. 53-74, jul 2003.
- _____; LEE, Junsoo; TIESLAU, Margie. Panel LM unit root tests with level shifts. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, Oxford, vol. 67, n. 3, p. 393-419, jun 2005.
- 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. 7640, p. 1-37, abril 2000.
- JONDROW, James M.; CHASE, David E.; GAMBLE, Christofer L. The price differential between domestic and imported steel. **The Journal of Business**, [s/l], vol. 55, n. 3, p. 383-399, jul 1982.
- LANNE, M; SAIKKONEN, P; LÜTKEPOHL, H. Comparison of unit root tests for time series with level shifts. **Journal of Time Series Analysis**, [s/l], vol.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], vol. 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], vol. 108, n.1, p. 1-24, maio 2002.
- LEVINSOHN, James. Testing the import-as-market-discipline hypothesis. **Journal of International Economics**, Amsterdam, vol. 35, n. 1-2, p. 1-22, ago 1993.
- LISBOA, Marcos B; FILHO, Naercio A. Menezes; SCHOR, Adriana. The effects of trade liberalization on productivity growth in Brazil: competition or technology? **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, vol. 64, n.3, p. 277-289, jul-set 2010.
- 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, vol. 61, n. S1, p. 631-652, nov 1999.
- MELO, Tatiana Massaroli de; CARVALHO, Carlos Eduardo. Diferenciação de preços como estratégia de reação ao novo protecionismo: o caso da siderurgia brasileira no período de 1990 a 2002. XXXIV ENCONTRO DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DOS CENTROS DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA, 2006, Salvador. **Anais Eletrônicos**. Disponível em <http://www.anpec.org/encontro_2006.htm>. Acesso em 28 jan 2012.
- MENON, Jayant. Exchange rate pass-through. **Journal of Economic Surveys**, [S.l.] v. 9, n.2, p. 197-23, jun. 1995.

- NG, Serena; PERRON, Pierre. Lag length construction of unit root tests with good size and power. **Econometrica**, [s/l], vol. 69, n. 6, pp. 1519-1554, nov 2001.
- PERRON, Pierre. The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. **Econometrica**, [s/l], vol. 57, n. 6, p. 1361-1401, nov. 1989.
- 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], vol. 75, n. 2, p. 335-46. 1988.
- SAIKKONEN, Pentti; LUTKEPOHL, Helmut. Testing for a Unit Root in a Time Series with a Level Shift at Unknown Time. **Econometric Theory**, [s/l], vol. 18, n. 2, p. 313-348, abr 2002.
- TAYLOR, Mark P.; SARNO, Lucio. The Behavior of Real Exchange Rates During the Post-Bretton Woods Period. **Journal of International Economics**, Amsterdam, vol. 46, n. 2, pp. 281–312, dez 1998.
- WOOLDRIDGE, Jeffrey M. **Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data**. Cambridge: MIT Press, 2002, 752 p.