

UMA ANÁLISE DO *PASS-THROUGH* DE TARIFAS DE IMPORTAÇÃO E TAXA DE CÂMBIO NO SETOR SIDERÚRGICO BRASILEIRO¹

Andrea Pereira Macera²

José Angelo Divino³

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, aplica-se 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 indicam 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.

AN ANALYSIS OF THE *PASS-THROUGH* OF IMPORT TARIFFS AND EXCHANGE RATE IN THE BRAZILIAN STEEL SECTOR

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 is applied to a modified version of the model proposed by Feenstra (1989) in the period from 1995:1 to 2010:2. The results indicate 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 could affect prices.

Keywords: trade policy; *pass-through*; import tariff; exchange rate.

UN ANÁLISIS DEL *PASS-THROUGH* DE LOS ARANCELES Y DE LA TASA DE CAMBIO EN EL SECTOR SIDERÚRGICO BRASILEÑO

Este trabajo estima el *pass-through* de los aranceles y de la tasa de cambio sobre los precios en el sector siderúrgico brasileño, evaluando la simetría de estos efectos. Esto es relevante para

1. Os autores agradecem aos participantes do 42º Encontro da Associação Nacional dos Centros de Pós-Graduação em Economia (Anpec) e da International Conference on Finance, Banking and Regulation, de 2014, pelos valiosos comentários e sugestões. José Angelo Divino agradece o apoio financeiro do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq). Os erros remanescentes são de responsabilidade exclusiva dos autores.

2. Doutora em economia pela Universidade Católica de Brasília (UCB). *E-mail:* <apmacera@gmail.com>.

3. Coordenador do Programa de Pós-Graduação em Economia da UCB. *E-mail:* <jangelo@pos.ucb.br>.

apoyar las previsiones de política arancelaria en los precios internos en mercados de competencia imperfecta. Por tanto, se aplica la técnica de datos de panel para una versión modificada del modelo propuesto por Feenstra (1989) para el período 1995:1-2010:2. Los resultados indican la existencia de una simetría entre la transmisión de los aranceles y de la tasa de cambio en el sector siderúrgico brasileño, con un efecto medio de la transmisión de la orden de 0,30 en el modelo de corto plazo. Así, un cambio arancelario influye en el precio del producto nacional, independientemente de la variación en el precio del importado o en el volumen de importaciones, y la mera expectativa de variación de las importaciones es capaz de afectar a los precios.

Palabras clave: política comercial; *pass-through*; arancel; tasa de cambio.

UNE ANALYSE DU *PASS-THROUGH* DES TARIFS DOUANIERS ET DU TAUX DE CHANGE SUR L'INDUSTRIE SIDÉRURGIQUE BRÉSILIENNE

Cet article estime le *pass-through* des tarifs douaniers et du taux de change sur les prix du secteur sidérurgique brésilien et évalue la symétrie de ces effets, ce qui est important pour prévoir les effets de la politique douanière sur les prix du pays dans des marchés en concurrence imparfaite. Une analyse de données de panel est appliquée à une version modifiée du modèle proposé par Feenstra (1989) pour la période de 1995:1-2010:2. Les résultats indiquent une symétrie entre le *pass-through* des tarifs douaniers et du taux de change dans l'industrie sidérurgique brésilienne, avec un effet moyen de transmission de l'ordre de 0,30 à court terme. Pourtant, un changement des tarifs douaniers affecte le prix du produit national, quelle que soit la variation de prix du produit importé ou du volume des importations. Cela veut dire que l'expectative de changement des importations est en mesure d'influer les prix.

Mots-clés: politique commerciale; *pass-through*; tarif douanier; taux de change.

JEL: F14; L13.

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 sob o argumento de proteção à 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, restringir aumentos de preços internos. 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 deste estudo está na necessidade de se saber se a tarifa de importação seria, de fato, um instrumento de política econômica adequado para limitar o poder de mercado de firmas em setores caracterizados pela concorrência imperfeita.

O objetivo deste artigo é estimar o *pass-through* de alterações nas tarifas de importação e na taxa de câmbio sobre os preços do setor siderúrgico na 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 por Feenstra (1989) será aplicada aos dados da economia brasileira, a fim de mensurar os efeitos de variações na taxa de câmbio e nas 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 encaixa-se nesse perfil por ser um setor concentrado, com poucas empresas atuando no país, pela grande 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, Chase e Gamble (1982), por exemplo, mostram que a diferença de preços entre produtos siderúrgicos produzidos nos Estados Unidos e os importados deve-se à insegurança quanto à 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 de importação e taxa de câmbio, sendo que apenas o câmbio teve algum efeito no aumento do volume de produtos siderúrgicos importados nos Estados Unidos no período 1976-1985. Contrariamente, Irwin (2000), ao analisar o efeito da tarifa de importação sobre a indústria de ferro-gusa nos Estados Unidos 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 *apud* Grossman, 1992) argumenta que, quanto maior a tarifa, maior a venda de bens domésticos e menor a penetração das importações. No que concerne aos efeitos da abertura comercial, dada por reduções tarifárias generalizadas, Levinsohn (1993) verificou que houve redução de *markups* no caso da Turquia. Por outro lado, Harrison (1994), ao avaliar as firmas da Costa do Marfim, concluiu que nem todos os setores tiveram *markups* 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 *markups* 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 1990 sobre a economia como um todo. Hay (2001) observa que, a partir de 1994, tanto o *market share* quanto o lucro das firmas reduziram-se no Brasil. Ferreira e Guillén (2004), por sua vez, concluem que não há evidência estatística de redução de *markups*, 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 desta redução e do setor ao qual é aplicada. Caso a redução tarifária esteja concentrada em produtos intermediários, poderá haver aumentos de *markups* 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.⁴ Os autores 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 *markups* em resposta a variações cambiais dependerão do grau de substitubilidade do produto em relação ao similar importado e do grau de abertura da economia. Hens *et al.* (1999) concluem que, se 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 a magnitude de tais variações dependerão das economias de escopo e do impacto das vendas

4. 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 1960, período em que os Estados Unidos tornaram-se importadores líquidos de produtos siderúrgicos.

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 1980-2003, e conclui que os diferentes graus de *pass-through* devem-se ao tipo de regime cambial, às barreiras comerciais e ao patamar 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 aplicada a empresas japonesas situadas nos Estados Unidos, esses autores reportam que o repasse incompleto das variações do câmbio para os preços depende do poder de mercado das firmas. Bhattacharya, Karayalcin e Thomakos (2008) investigam o *pass-through* do câmbio para preços domésticos, no âmbito da indústria, nos Estados Unidos, no Reino Unido e no Japão e concluem que existem diferentes canais de *pass-through*, sendo os principais o preço do produto importado e os ajustes de *markup* das empresas nacionais e estrangeiras. Especificamente para o caso brasileiro, Kannebley Junior (2000) e Correa (2012) oferecem estimativa para o coeficiente de *pass-through* em nível setorial para as exportações. Já Ferreira e Sansó (1999) e Kannebley Junior, Reis e Toneto Junior (2016) avaliam o *pass-through* da taxa de câmbio para as exportações de manufaturados e para os preços no atacado em diferentes setores da indústria de transformação. Os resultados mostraram que os setores com maior repasse cambial foram os de bens de capital e de bens intermediários.

Os estudos que avaliam tarifas de importações e preços não abordam especificamente o *pass-through*, mas analisam os efeitos de alterações de tarifas sobre preço, quantidade de importações, *markups*, *market share* ou produtividade. Há evidências, porém, de que os efeitos de alterações tarifárias dependerão do tipo de bem (intermediário ou final) e de suas características específicas, tais como elasticidade-preço da demanda, condições de oferta e estrutura de mercado. Isso sugere que seja analisado o *pass-through* de tarifas por setor da economia. 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.

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 produzidas e importadas, 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, alterações na tarifa de importação afetam 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. 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 em cinco seções. A seção 2 apresenta a modelagem teórica e as equações empíricas correspondentes em ambiente de dados em painel. Os dados usados nas estimações são discutidos na seção 3. A seção 4 descreve a abordagem empírica, incluindo as propriedades estatísticas das séries e as estimações dos modelos estático e dinâmico. Finalmente, a seção 5 traz as conclusões.

2 MODELAGEM TEÓRICA E ECONOMÉTRICA

O modelo empírico é baseado no arcabouço teórico 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 for um oligopólio. Assumindo que as empresas doméstica e estrangeira ajam como competidoras de Bertrand, em que cada uma admite que a sua concorrente não mude o preço em função da quantidade produzida, temos o seguinte problema da firma:

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

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; $\emptyset(x)w^*$ 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 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 $\emptyset(x)w^*$. Observe que $\emptyset' > 0$ (< 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:

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

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-se 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 $\emptyset'(x) \left(\frac{w^*}{e} \right) - r_p \neq 0$, 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 1 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:

$$\text{MAX}_p E \left\{ S \left[\frac{p}{1+\tau} \right] x(p, q, I) - \emptyset(x)w^* \right\} = \left[\frac{e}{1+\tau} \right] \text{MAX}_p \left\{ px(p, q, I) - \emptyset(x) \left[w^* \frac{(1+\tau)}{e} \right] \right\}. \quad (3)$$

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:

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

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 $\frac{(1+\tau)}{e}$ 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 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 é o termo de erro aleatório. O *pass-through* simétrico entre câmbio e tarifa é testado pela hipótese $\beta = \sum_i \beta_i$. Já o teste 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. Feenstra 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, sendo desconsiderada 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 1,1.⁵

O modelo de Feenstra (1989) foi adaptado para avaliar como a taxa de câmbio e a tarifa de importação afetam o preço do bem produzido domesticamente, um substituto ao bem importado. Considerando o modelo de Bertrand, o produtor doméstico defronta-se com um problema de maximização de

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

lucros equivalente ao do exportador, dado por $MAX_p [px - \vartheta(x)w]$. Neste caso, assumindo que o bem doméstico e o importado são substitutos, a demanda do bem doméstico também depende do seu preço, 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 pode ser afetado pela tarifa de importação e pela taxa de câmbio, impactando, consequentemente, o preço do bem produzido domesticamente.

A evidência empírica é 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 siderúrgico $i = 1, 2, \dots, N$ 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 do produto siderúrgico i no período t ($prod_{it}$) foi utilizada como *proxy* para a demanda interna, equivalendo ao gasto total com bens importados (I) do modelo original.⁶ Os custos de fatores ($fator_t$) são representados por gastos com mão de obra (folha de pagamentos e contribuições sociais), correspondendo aos custos de fatores agregados (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

6. A utilização dessa *proxy* justifica-se pela ausência de outra variável que melhor represente a demanda interna de cada produto do setor siderúrgico. O efeito dessa demanda, contudo, pode estar subestimado na medida em que parte da produção do setor destina-se ao mercado externo, e não ao mercado doméstico.

(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 produto siderúrgico 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 pode 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 menor tempo e da garantia da entrega, da disponibilidade do bem sem custos adicionais quando da realização de compras não programadas e dos menores custos de transação.

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 também 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 permitem um ajuste de preços instantaneamente em resposta a choques econômicos ou medidas de políticas públicas. Isso determina a existência de uma relação dinâmica na determinação do preço do produto siderúrgico, que pode ser modelada pela inclusão da variável dependente defasada entre os regressores da equação (7). 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, como Anderson e Hsiao (1982), que propuseram utilizar a segunda defasagem da variável dependente como instrumento. Outros estimadores propõem a utilização de conjuntos mais amplos de instrumentos associados à aplicação de *generalized method of moments* (GMM), conforme propostos por Arellano e Bond (1991), Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998). Será aplicado o estimador de Anderson e Hsiao (1982) porque os demais estimadores GMM ficam prejudicados pela presença, na equação (7), de séries temporais em combinação com

as variáveis típicas de painel. Isso afeta a eficiência dos estimadores GMM por incluir, na matriz de instrumentos ampliada, as mesmas defasagens das séries temporais que são repetidas para todos os indivíduos do painel.

3 DADOS

Uma das contribuições deste estudo é a construção de uma base de dados inédita para o setor siderúrgico brasileiro, com uma estrutura flexível e suficiente para permitir a incorporação de outros setores e a ampliação do horizonte temporal. O primeiro passo foi estabelecer uma correspondência entre os dez 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 elas. 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 logaritmos (*lnpreço*, *lnpreint*, *lnprod*, *lnimp*, *lnarifa*, *lncambio*, *lnmferro*, *lnenergia*).

A frequência é trimestral e o período estende-se de 1995:1 a 2010:2. A amostra inicia-se em 1995:1 porque esse foi o ano em que a tarifa externa comum (TEC) do Mercado Comum do Sul (Mercosul) foi adotada. Ou seja, a atual estrutura do imposto de importação data de 1995. Como previsto no Tratado de Assunção, a partir de 01/01/1995, os quatro Estados-partes do Mercosul (Brasil, Paraguai, Uruguai e Argentina) adotaram a TEC, com base na NCM, com os direitos de importação incidentes sobre cada um dos produtos. A TEC, atualmente em vigor, pode variar de 0% a 20% em intervalos de 2 pontos percentuais (p.p.). O encerramento ocorre em 2010 porque algumas séries foram descontinuadas nesse período. Especificamente, perfis leves de aço carbono laminados a quente e perfis médios ou pesados de aço carbono laminados a quente foram reunidos em um único item a partir de 2010:2, chamado perfis de aço carbono, laminados a quente. Ao final, a base de dados permaneceu com dez produtos siderúrgicos distribuídos ao longo de 62 períodos, totalizando 620 observações. As variáveis com as respectivas fontes são descritas a seguir:

- a) preços domésticos: IPA da Fundação Getúlio Vargas (FGV);
- b) preços internacionais (US\$/tonelada): Metal Bulletin (até 2004) e Europa FOB Antuérpia (a partir de 2005), ambos fornecidos pelo Instituto Aço-Brasil (IABr);
- c) produção nacional (toneladas): IABr;
- d) importação (toneladas): Sistema AliceWeb;

- e) tarifa de importação (%): Ministério da Indústria, Comércio Exterior e Serviços (MDIC);
- f) taxa de câmbio (R\$/US\$): Banco Central do Brasil (BCB) (taxa de venda média);
- g) custo de fator (US\$): gastos com folha de pagamento e contribuições sociais, fornecidos pelo IABr;
- h) preço do minério de ferro: IPA/FGV; e
- i) 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).

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 mercado mundial, 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 TEC 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 na média de todas as variáveis, exceto a tarifa.

TABELA 1
Estatísticas descritivas

Variáveis	Até o 4º trimestre de 2004			A partir do 1º trimestre de 2005		
	Obs.	Média	Desvio-padrão	Obs.	Média	Desvio-padrão
Preço nacional (número-índice)	400	188,6	97,0	220	498,7	113,9
Produção (toneladas)	400	396.868	274.054	220	528.767	337.879
Importações (toneladas)	400	7.433	9.612	220	30.404	43.127
Preço internacional (número-índice)	400	96,3	43,4	220	198,2	104,7
Taxa de câmbio (R\$/US\$)	400	1,9	0,8	220	2,0	0,2
Custo de mão de obra (R\$)	400	689,0	124,6	220	1.403,5	199,7
Preço minério de ferro (número-índice)	400	152,8	62,4	220	516,0	149,2
Consumo energia (MGW)	400	3.472,8	254,8	220	3.942,3	368,4
Tarifa (%)	400	12,2	0,6	220	8,9	5,4

Elaboração dos autores.

Alguns fatos econômicos no período 2005-2010, além da alteração tarifária, também merecem destaque. Primeiramente, observam-se picos de alta 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 dezesseis 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 da 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, por sua vez, foi decorrência de uma tendência de crescimento exponencial do mercado siderúrgico até a eclosão da crise financeira internacional. 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 importações 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, em decorrência 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 (*lncambio*), custo de fatores (*lnfator*), preço do minério de ferro (*lnmferro*) e consumo de energia elétrica (*lnenergia*). 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.⁷ Elliot, Rothenberg e Stock (1996) propõem usar mínimos quadrados generalizados (GLS) para extrair termos deterministas da série. Ng e Perron (2001) sugerem o critério modificado de informação de Akaike (Maic) para a seleção ótima das defasagens autorregressivas. Ng e Perron (*ibidem*) propõem, ainda, que essas modificações sejam aplicadas aos testes tradicionais de Dickey-Fuller e de Phillips-Perron, originando os testes $MADF^{GLS}$ e MPP^{GLS} , respectivamente. Por meio de simulações, Ng e Perron (*ibidem*) mostraram que esses testes possuem maior poder estatístico e menores distorções de tamanho estatístico do que os testes tradicionais ADF e PP.

Contudo, mesmo os testes modificados são afetados pela presença de quebras estruturais nas séries temporais. Perron (1989) propôs alterações no procedimento de teste, tratando a quebra como um evento exógeno e conhecido. O teste admite a ocorrência de uma única quebra modelada de três formas distintas, correspondes à quebra de nível, de inclinação ou ambas. Saikkonen e Lütkepohl (2002) e Lanne, Saikkonen e Lütkepohl (2002) admitem a presença de múltiplas quebras estruturais e propõem um teste de raiz unitária baseado na estimação dos termos determinísticos por GLS. Se a data da quebra é desconhecida, recomendam selecionar aquela que minimiza a soma dos erros quadrados generalizados do modelo em primeiras diferenças. Já Lee e Strazicich (2003) desenvolveram um teste de raiz unitária do tipo multiplicador de Lagrange (LM), que permite a ocorrência de até duas quebras estruturais endógenas. A seleção endógena das quebras ocorre nos períodos em que a estatística LM do teste é minimizada.

Os resultados dos testes sem quebra são 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 elétrica (*lnenergia*), qualquer que seja o modelo especificado (com ou sem tendência e constante). Todavia, esse resultado pode estar associado à presença de quebras estruturais nas demais 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 (*lnmferro*), a nula de raiz unitária pode ser rejeitada se incluídas variáveis *dummies* de nível ou pulso em 2005.⁸ 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

7. 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.

8. A *dummy* de nível assume valor 1 a partir da data informada na tabela 4, e zero nos períodos anteriores a essa data. Já a *dummy* de pulso assume valor igual 1 somente na data informada na tabela 4, e zero em todos os demais períodos (anteriores e posteriores a essa data).

o primeiro ano do governo Lula. As incertezas que envolveram a economia brasileira a partir de meados de 2002, com reflexos sobre o aumento da inflação, depreciação cambial 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 (*lnfator*), porém, nenhum dos testes aplicados permite concluir por sua estacionariedade. Dessa forma, na estimação subsequente, essa série será considerada como integrada de primeira ordem.

TABELA 2
Testes de raiz unitária para séries temporais

Variável	MADF ^{GLS}		Lags	MPP ^{GLS}	
	<i>c, t</i>	<i>c</i>		<i>c, t</i>	<i>c</i>
<i>Lncambio</i>	-0,769	-0,763	8	-0,67	-0,68
<i>lnfator</i>	-1,394	0,322	8	-1,30	0,17
<i>lnmferro</i>	-0,772	0,076	8	-0,46	-0,58
<i>lnenergia</i>	-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

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. *c* = constante; *t* = tendência.

2. ** = rejeita-se a hipótese nula ao nível de significância de 5%.

TABELA 3
Testes de raiz unitária para séries temporais com quebras estruturais

Variáveis	Saikkonen e Lütkepohl (2002)			Perron (1989)			Lee e Strazicich (2003)		
	<i>Dummy</i> de nível	<i>T</i>	<i>Dummy</i> de pulso	<i>T</i>	<i>TB</i>	<i>Stat</i>	<i>TB1</i>	<i>TB2</i>	<i>Stat</i>
<i>Lncambio</i>	1999:1	-1,15	1999:1	-1,02	1998:4	-2,86	1998:3	2003:3	-5,51**
<i>lnfator</i>	2004:4	-1,61	2003:1	-1,49	1999:1	-2,35	2000:1	2005:3	-4,35
<i>lnmferro</i>	2005:2	-4,26**	2005:1	-3,11**	2005:2	-2,92	2000:4	2005:3	-7,66**

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. *t* = estatística para o modelo com tendência; *TB* = data da quebra estrutural.

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

4.2 Testes de raiz unitária para dados em painel

A estacionariedade do painel será avaliada por meio dos testes propostos por Levin, Lin e Chu (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*). Vale lembrar que as variáveis típicas de painel na base de dados são: preço doméstico dos produtos siderúrgicos (p_{it}), produção nacional dos produtos siderúrgicos ($prod_{it}$), preço internacional dos produtos siderúrgicos ($preint_{it}$), tarifa de importações *ad valorem* (τ_{it}) e importações dos produtos siderúrgicos (imp_{it}), todas referentes a $i=1, 2, \dots, 10$ e ao longo do tempo $t=1, 2, \dots, 62$.

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 serial. A estatística LM é a média da estatística t calculada sob H_0 na regressão estimada do teste. A estatística LM 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 incluem o termo aumentado com quatro 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.

TABELA 4
Testes de raiz unitária para dados em painel

	LLC (4 lags)		IP53 (4 lags)		CADF (4 lags)		MADF (4 lags)	FISHER	ILT	
	Stat1	Mod2	Stat.	Mod	Stat	Mod	Stat	Stat	Stat	Mod
<i>Lnpreço</i>	-0,503*	0	-1,614	2	-1,714	1	18,384	4,612	-9,721*	1 quebra 2 quebras
<i>Lnprod</i>	-2,598	0	-2,896*	2	-2,459*	1	66,613*	35,515*	Não aplicado	-
<i>Lnimp</i>	-4,053	0	-2,741*	2	-2,464*	1	66,980*	84,118*	Não aplicado	-
<i>Lnpreint</i>	-3,231	0	-3,199*	2	-2,877*	1	31,465*	37,422*	Não aplicado	-

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. *Stat* = estatística calculada; *Mod* = modelo utilizado, sendo 0 = sem constante e sem tendência, 1 = com constante e 2 = com constante e tendência.

2. As estatísticas do teste IPS referem-se ao *t-bar*, que considera a autocorrelação de resíduos.

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

O teste LLC foi aplicado partindo-se do modelo geral, com constante e tendência, até sua versão mais específica, que não inclui esses termos. Em todos os modelos testados não houve rejeição da hipótese nula de raiz unitária para todas as variáveis, exceto *Lnpreço*. Para esta série, obteve-se a 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 (*lnprod*), importações (*lnimp*) e preço internacional (*lnpreint*) 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.

Haja vista que os testes anteriores assumem a independência entre os indivíduos do painel, o que, na prática, pode não ser confirmado, aplicou-se também o teste CADF proposto por Pesaran (2003). Novamente, o modelo relevante rejeitou a hipótese nula de raiz unitária para a produção, as importações e o 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, aplicou-se o teste ILT com uma e duas quebras selecionadas endogenamente apenas para a variável preço doméstico dos produtos siderúrgicos (*lnpreço*).⁹ 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. Para duas quebras, os períodos selecionados foram 2000:4 e 2005:3. Vale lembrar que, em 2003-2004, ocorrem as medidas de proteção ao setor siderúrgico norte-americano, com reflexos sobre os preços no final de 2004. No Brasil, houve a redução da tarifa de importação para diversos itens da siderurgia ainda no primeiro trimestre de 2005.

4.3 Estimação

Procedeu-se à estimação da equação (6) em primeira diferença, haja vista que não ficou evidenciada a estacionariedade da série de custo de fatores (*lnfator*), por meio da aplicação do estimador *within groups*.¹⁰ O teste de Hausman torna-se desnecessário, vez que, em primeira diferença, o painel é de efeitos fixos. A principal implicação deste estimador é que se perde informação de longo prazo, uma vez que a aplicação de primeira diferença elimina a tendência das séries, considerando somente a variação delas de um período para outro e resultando em um modelo de curto prazo. Foram incluídos o preço do minério de ferro (principal insumo da siderurgia) e o consumo de energia elétrica como elementos representativos de

9. O teste ILT, que testa raiz unitária na presença de quebra estrutural, foi aplicado somente à variável *lnpreço* porque essa foi a única série de dados em painel que não teve a hipótese nula de raiz unitária rejeitada pelos demais testes reportados na tabela 4. A não rejeição da nula, nesse caso, pode ter sido causada pela presença de quebra estrutural, o que foi confirmado pelos resultados do teste ILT, que indicaram ser a série *lnpreço* estacionária com quebras estruturais.

10. Utilizou-se também o estimador FGLS, de efeitos aleatórios, para fins de comparação. Não foram encontradas, porém, diferenças nas estimativas com FGLS e WG.

custos de produção, além da variável *dummy* temporal (equivalente ao período da crise do *subprime* nos Estados Unidos, do primeiro trimestre de 2008 ao quarto 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 5.

Vale ressaltar que não é possível testar cointegração no painel porque as variáveis de painel foram estacionárias, conforme resultados reportados na tabela 4. Uma das séries temporais, custo de fator (*lnfator*), apresentou raiz unitária, conforme resultados apresentados nas tabelas 2 e 3, o que foi determinante para que a estimação do painel estático ocorresse em primeira diferença. Porém, não é possível testar cointegração nesse ambiente, em que somente uma variável apresenta raiz unitária. Testes de cointegração em painel requerem que as variáveis de painel apresentem raiz unitária, o que não foi o caso do banco de dados usado nesse estudo.

Para o painel dinâmico, o estimador de Anderson e Hsiao (1982) foi escolhido por causa das características específicas do banco de dados, que inclui uma combinação de variáveis de painel e séries temporais no modelo estimado. Esse estimador aplica a primeira diferença no processo de estimação para eliminar o efeito fixo, o que já elimina a raiz unitária da variável *lnfator*. Outros estimadores, que propõem a utilização de conjuntos mais amplos de instrumentos associados à aplicação de GMM, conforme proposto por Arellano e Bond (1991), Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998), ficam prejudicados nesse ambiente porque a matriz de instrumentos ampliada inclui as mesmas defasagens das séries temporais para todos os indivíduos do painel. Conforme discutido na seção 2, isso afeta a eficiência dos estimadores GMM por incluir, na matriz de instrumentos ampliada, defasagens de séries temporais que são repetidas para todos os indivíduos do painel.

$$\begin{aligned} \Delta \ln p_{it} = & \alpha + \beta_1 \Delta \ln prod_{it} + \beta_2 \Delta \ln fator_t + \beta_3 \Delta \ln preint_{it} + \beta_4 \Delta \ln(1 + \tau_{it}) \\ & + \beta_5 \Delta \ln e_t \\ & + \beta_6 \Delta \ln imp_{it} \\ & + \beta_7 \Delta \ln mferro_t + \beta_8 \Delta \ln energia_t + \beta_9 D1_t \\ & + \varepsilon_{it}. \end{aligned} \quad (8)$$

Todas as variáveis apresentaram o sinal esperado, embora produção doméstica e importações não tenham apresentado significância estatística ao nível de 5% (nem 10%).¹¹ O custo da mão de obra foi a variável que mais impactou o

11. Estimou-se a equação (8) sem as variáveis produção e importação, não tendo havido alteração relevante nos resultados apresentados na tabela 5.

preço do produto siderúrgico no mercado doméstico, com coeficiente estimado de 0,594, seguida por tarifa de importações, com 0,29, e taxa de câmbio, com 0,24. Dessa forma, uma variação de 1% nos custos dos fatores de produção provoca uma variação de 0,594% no preço doméstico do produto siderúrgico nacional. Considerando as variáveis relacionadas ao *pass-through*, uma variação de 1% na tarifa de importações impacta em 0,29% a variação do preço doméstico do produto siderúrgico nacional, independentemente do volume importado. Já a variação de 1% na taxa de câmbio resulta em uma variação de 0,24% no preço doméstico do produto siderúrgico nacional.

TABELA 5
Estimação do painel estático

<i>dlnpreço</i>	Efeitos fixos – primeira diferença	
	Coefficiente	Desvio-padrão
constante	0,005**	0,002
<i>dlnprod</i>	-0,011	0,015
<i>dlnfator</i>	0,594**	0,073
<i>dlnpreint</i>	0,023***	0,012
<i>dlnarifa</i>	0,294**	0,147
<i>dlnambio</i>	0,247**	0,025
<i>dlnimp</i>	-0,001	0,001
<i>dlnmferro</i>	0,075**	0,019
<i>dlnenergia</i>	0,178**	0,033
D1	0,031**	0,002
<i>R</i> ² overall	0,326	-
Observações	610	-

Elaboração dos autores.

Obs.: ** e *** = Significantes ao nível de 5% e ao nível de 10%, respectivamente.

Pode-se confirmar a hipótese de que, no setor siderúrgico, a alteração do imposto de importação afeta o preço do produto nacional vendido no mercado doméstico, no curto prazo, independentemente da variação no volume de importações. Vale dizer que a redução da tarifa de importações no setor siderúrgico a partir de 2005, que foi de 12% para 0%, levou a uma redução de preços de 3,5%.¹² O poder explicativo das variáveis incluídas na regressão foi de 33%, o que é expressivo para modelos de dados em painel. A hipótese de simetria dos

12. Esse resultado é obtido fazendo $0,29 \times 0,12 = 0,035$, ou 3,5%.

coeficientes de *pass-through* das variáveis taxa de câmbio e tarifa de importações pode ser testada a partir da aplicação do teste de Wald sobre as seguintes hipóteses nula e alternativa na equação (8):

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

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

A estatística qui-quadrado calculada foi de $\chi^2 = 0,10$, com um *p*-valor de 0,75. Este resultado não permite rejeitar a hipótese nula de que os coeficientes das variáveis taxa de importações e taxa de câmbio são iguais, indicando que o *pass-through* de taxa de importações e taxa de câmbio, no curto prazo, é estatisticamente idêntico, o que comprova a hipótese de simetria.

Conforme já destacado, estimou-se 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 e à existência de contratos de médio prazo, que não permitem um ajuste de preços instantaneamente em resposta a choques econômicos ou políticas públicas. Isso impõe uma relação dinâmica na determinação do preço do produto siderúrgico, que pode ser modelada pela inclusão da variável dependente defasada entre os regressores do painel. Estimou-se, então, a equação (9), a seguir, que representa a regressão que melhor se ajustou aos dados na versão dinâmica do painel.

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

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 6. As tentativas de incluir as variáveis minério de ferro e a *dummy* temporal da versão estática não se mostraram promissoras. O melhor resultado foi obtido com o uso da segunda defasagem da variável preço doméstico do produto nacional (*lnpreço*) como instrumento para a variável defasada, não havendo problema de sobreidentificação.¹³

13. Conforme mostra Arellano (1989), o estimador de Anderson e Hsiao (1982) que usa instrumentos em nível é mais eficiente do que aquele que usa instrumentos em primeira diferença.

TABELA 6
Estimação do painel dinâmico

	Coefficiente	Desvio-padrão
$dlnpreço(-1)$	0,565**	0,143
$dlnprod$	0,038***	0,002
$dlnfator$	0,506**	0,133
$dlnpreint$	0,020	0,014
$dln tarifa$	0,269**	0,130
$dln cambio$	0,203**	0,037
$dlnimp$	-0,006**	0,002
$dln energia$	0,132**	0,035
Observações	600	-

Elaboração dos autores.

Obs.: ** e *** = Significantes ao nível de 5% e ao nível de 10%, respectivamente.

Observa-se que todas as variáveis apresentaram o sinal esperado, embora o preço internacional do produto siderúrgico não tenha apresentado significância estatística ao nível de 95% de confiança. Os resultados revelam que há uma inércia nos preços do setor siderúrgico, com um coeficiente estimado de 0,565 para a variável dependente defasada (lnp_{t-1}), que foi estatisticamente significativa ao nível de 5%. Esta inércia explica-se, principalmente, pela existência de contratos de médio prazo, que não permitem um ajuste de preços instantaneamente em resposta a choques econômicos, e também pelo poder de mercado exercido pelas empresas do setor. O custo de fatores manteve-se como a variável que produz o maior impacto sobre a variação no preço doméstico do produto nacional, com coeficiente estimado de 0,51 e estatisticamente significativo ao nível de 95% de confiança.

A tarifa de importações apresentou coeficiente estimado de 0,26 e a taxa de câmbio de 0,20. Neste caso, uma variação de 12% na tarifa de importações, como aquela que ocorreu em 2005, teria um impacto sobre os preços de aproximadamente 3,2% (dado por $0,12 \cdot 0,27 = 0,032$), bastante próximo ao resultado de 3,5% encontrado na estimação do painel estático. A variável produção nacional apresentou coeficiente estimado de 0,038, relativamente baixo e que não é estatisticamente significativo ao nível de 95% de confiança. As importações de produtos siderúrgicos também revelaram um coeficiente estimado bastante baixo (-0,006), embora com o sinal esperado e estatisticamente significativo ao nível de 5% de significância. Quanto à hipótese de simetria do *pass-through* entre os coeficientes da taxa de câmbio e tarifa de importações, procedeu-se novamente à aplicação do teste de Wald. A estatística calculada foi de $\chi^2 = 0,23$, com um

p-valor de 0,63. Este resultado não permite rejeitar a hipótese nula de que os coeficientes estimados para as variáveis taxa de câmbio e tarifa de importações são estatisticamente iguais ao nível de 95% de confiança, confirmando os resultados obtidos pela estimação do modelo estático, e, portanto, validando a hipótese de simetria para o *pass-through* de taxa de câmbio e tarifa de importações no setor siderúrgico brasileiro.

A ausência de estudos que tratem do *pass-through* de tarifas de importações para a economia brasileira impede a comparação dos resultados aqui obtidos. Todavia, os resultados das estimações de painéis estático e dinâmico vão ao encontro dos trabalhos de Levinsohn (1993) e Hay (2001), os quais mostram que a redução de barreiras comerciais (neste caso, a tarifa de importações), em alguns setores, permite a queda de *markups* em virtude da possibilidade de concorrência com produtos importados. Ademais, considerando ser a siderurgia um setor caracterizado por concorrência imperfeita, os resultados aqui apresentados indicam que a tarifa de importações pode ser um instrumento de política econômica adequado para limitar o poder de mercado das empresas, conforme sugerido por Helpman e Krugman (1989).

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este artigo teve como objetivo estimar o *pass-through* de tarifas de importação e da taxa de câmbio sobre os preços domésticos do setor siderúrgico brasileiro. Além de estimar os coeficientes de *pass-through*, testou a simetria entre esses coeficientes, visando subsidiar previsões de efeitos de políticas tarifárias sobre os preços domésticos de produtos siderúrgicos nacionais. Uma versão modificada do modelo proposto por Feenstra (1989) foi aplicada aos dados da economia brasileira, usando um painel balanceado no período que se estende do primeiro trimestre de 1995 ao segundo trimestre de 2010. A modelagem econométrica incluiu séries temporais, representadas por taxa de câmbio, custo de fatores de produção, preço do minério de ferro e consumo de energia elétrica, nas estimações estática e dinâmica com dados em painel.

Os resultados indicaram a existência de uma simetria entre o *pass-through* de tarifa de importações e de taxa de câmbio no setor siderúrgico brasileiro, com efeito médio da ordem 0,30 no modelo estático de curto prazo. Em termos de magnitudes dos coeficientes estimados, o custo dos fatores de produção foi a variável que mais impactou o preço doméstico do produto siderúrgico nacional, seguida por tarifa de importações e taxa de câmbio. Uma variação de 1% na tarifa de importação impacta em 0,29% o preço doméstico do produto siderúrgico 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 média de preços da ordem 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 estatisticamente idênticos, confirmando a simetria entre o *pass-through* de tarifa de importações e taxa de câmbio no setor siderúrgico brasileiro.

No modelo dinâmico, o estimador de Anderson-Hsiao revelou a existência de uma inércia moderada nos preços do 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 dos fatores de produção manteve-se como a variável mais relevante da regressão em termos de magnitude do coeficiente estimado, seguida por tarifa de importações e taxa de câmbio. Novamente, a simetria do *pass-through* de tarifa de importações e taxa de câmbio foi confirmada pelo teste de Wald, de forma similar ao que ocorreu na estimação do modelo estático de curto prazo.

Em 2005, devido à alta de preços, o governo brasileiro optou por reduzir o imposto de importação de alguns produtos siderúrgicos, permitindo uma redução nos preços domésticos dos bens produzidos nacionalmente. Os resultados aqui obtidos indicam, portanto, que a tarifa de importações pode ser um instrumento de política econômica adequado para limitar o poder de mercado das empresas em setores caracterizados por concorrência imperfeita e cujos bens são transacionados internacionalmente. Ademais, haja vista a simetria encontrada entre os coeficientes de *pass-through* para tarifa de importações e taxa de câmbio, conclui-se que a variação na taxa de câmbio pode ser usada como um bom previsor para os efeitos de mudanças na política tarifária sobre os preços domésticos do setor siderúrgico.

Convém ressaltar que os baixos coeficientes de *pass-through* encontrados podem estar associados a características específicas ao setor siderúrgico brasileiro, 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, exigindo uma expansão apropriada da base de dados. A base de dados aqui construída é flexível o suficiente para permitir a incorporação de outros setores e a expansão do horizonte temporal, o que poderá contribuir para uma generalização dos resultados. Esta tarefa, porém, é deixada para pesquisas futuras.

REFERÊNCIAS

- ANDERSON, T. W.; HSIAO, C. Estimation of dynamic models with error components. **Journal of the American Statistical Association**, v. 76, n. 375, p. 598-606, 1981.
- _____; _____. Formulation and estimation of dynamic models using panel data. **Journal of Econometrics**, v. 18, n. 1, p. 47-82, 1982.
- ARELLANO, M. A note on Anderson-Hsiao estimator for panel data. **Economics Letters**, v. 31, n. 4, p. 337-341, 1989.
- ARELLANO, M.; BOND, S. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and application to employment equations. **Review of Economic Studies**, v. 58, n. 2, p. 277-297, 1991.
- ARELLANO, M.; BOVER, O. Another look at the instrumental variable estimation of error-components model. **Journal of Econometrics**, v. 68, n. 1, p. 29-51, 1995.
- BADINGER, H. 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, 2007.
- BARHOUMI, K. Differences in long run exchange rate pass-through into import prices in developing countries: an empirical investigation. **Economic Modelling**, v. 23, n. 6, p. 926-951, 2006.
- BHATTACHARYA, P. S.; KARAYALCIN, C. A.; THOMAKOS, D. D. Exchange rate pass-through and relative prices: an industry-level empirical investigation. **Journal of International Money and Finance**, v. 27, n. 7, p. 1135-1160, 2008.
- BLUNDELL, R.; BOND, S. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. **Journal of Econometrics**, v. 87, n. 1, p. 115-143, 1998.
- BRISSIMIS, S. N.; KOSMA, T. S. Market power and exchange rate pass-through. **International Review of Economics and Finance**, v. 16, n. 2, p. 202-222, 2007.
- CORREA, A. L. Taxa de câmbio e preços de exportação no Brasil: avaliação empírica dos coeficientes de pass-through setoriais. **Economia e Sociedade**, Campinas, v. 21, n. 1, p. 61-91, 2012.
- DE PAULA, G. **Política comercial e produtos siderúrgicos: uma contribuição ao debate**. Uberlândia: Universidade Federal de Uberlândia, 2009.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. **Journal of the American Statistical Association**, v. 74, n. 366, p. 427-431, 1979.

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

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

ELLIOTT, G.; ROTHENBERG, T. J.; STOCK, J. H. Efficient tests for an autoregressive unit root. **Econometrica**, v. 64, n. 4, p. 813-836, 1996.

FEENSTRA, R. 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, 1989.

FERREIRA, A.; SANSÓ, A. Exchange rate pass-through: the case of Brazilian exports of manufactures. *In: WORLD CONGRESS OF INTERNATIONAL ECONOMICS ASSOCIATION*, 12., 1999, Buenos Aires. **Annals...** Buenos Aires: International Economics Association, 1999. Disponível em <<https://goo.gl/wM1sMt>>. Acesso em: 12 maio 2017.

FERREIRA, P. C.; GUILLÉN, O. T. C. Estrutura competitiva, produtividade industrial e liberalização comercial no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 58, n. 4, p. 507-532, 2004.

FIRME, V. A. C.; VASCONCELOS, C. 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: ENCONTRO DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DOS CENTROS DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA*, 38., 2010, Salvador. **Anais...** Salvador: Anpec, 2010. Disponível em <<https://goo.gl/jP8ozD>>. Acesso em: 28 jan. 2012.

GROSSMAN, G. 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, 1986.

_____. (Ed.). **Imperfect competition and international trade**. Cambridge: The MIT Press, 1992. c. 9, p. 157-178.

HADDAD, E. A. *et al.* Medidas protecionistas na siderurgia norte-americana: impactos setoriais e regionais. *In: ENCONTRO DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DOS CENTROS DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA*, 32., 2004, João Pessoa. **Anais...** João Pessoa: Anpec, 2004. Disponível em: <<https://goo.gl/tL5tnq>>. Acesso em: 28 jan. 2012.

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

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

HELPMAN, E.; KRUGMAN, P. **Trade policy and market structure**. Cambridge: The MIT Press, 1989.

HENS, T. *et al.* Exchange rate and oligopoly. **European Economic Review**, v. 43, n. 3, p. 621-648, 1999.

IM, K. S.; LEE, J.; TIESLAU, M. Panel LM unit root tests with level shifts. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, Oxford, v. 67, n. 3, p. 393-419, 2005.

IM, K. S.; PESARAN, M. H.; SHIN, Y. Testing for unit roots in heterogeneous panels. **Journal of Econometrics**, v. 115, n. 1, p. 53-74, 2003.

IRWIN, D. A. **Could de US iron industry have survived free trade after the Civil War?** Cambridge: NBER, 2000. (NBER Working Paper, n. 7640).

JONDROW, J. M.; CHASE, D. E.; GAMBLE, C. L. The price differential between domestic and imported steel. **The Journal of Business**, v. 55, n. 3, p. 383-399, 1982.

KANNEBLEY JUNIOR, S. Exchange rate pass-through: uma análise setorial para as exportações brasileiras (1984-1997). **Economia Aplicada**, São Paulo, v. 4, n. 3 p. 435-463, 2000.

KANNEBLEY JUNIOR, S.; REIS, G. H. A.; TONETO JUNIOR, R. Repasse cambial na indústria de transformação brasileira: uma análise para preços de importações e ao atacado –1999 a 2012. **Economia e Sociedade**, Campinas, v. 25, n. 1, p. 25-50, 2016.

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

LEE, J.; STRAZICICH, M. C. Minimum lagrange multiplier unit root test with two structural breaks. **The Review of Economics and Statistics**, v. 85, n. 4, p. 1082-1089, 2003.

LEVIN, A.; LIN, C.-F.; CHU, C.-S. J. Unit root tests in panel data: asymptotic and finite sample properties. **Journal of Econometrics**, v. 108, n. 1, p. 1-24, 2002.

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

LISBOA, M. B.; MENEZES FILHO, N. A.; SCHOR, A. 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, 2010.

MADDALA, G. S.; WU, S. 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. 1, p. 631-652, 1999.

MELO, T. M.; CARVALHO, C. E. Diferenciação de preços como estratégia de reação ao novo protecionismo: o caso da siderurgia brasileira no período de 1990 a 2002. *In*: ENCONTRO DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DOS CENTROS DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA, 34., 2006, Salvador. **Anais...** Salvador: Anpec, 2006. Disponível em: <<https://goo.gl/iRJDB3>>. Acesso em: 28 jan. 2012.

MENON, J. Exchange rate pass-through. **Journal of Economic Surveys**, v. 9, n. 2, p. 197-223, 1995.

NG, S.; PERRON, P. Lag length construction of unit root tests with good size and power. **Econometrica**, v. 69, n. 6, p. 1519-1554, 2001.

PERRON, P. The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. **Econometrica**, v. 57, n. 6, p. 1361-1401, 1989.

PESARAN, M. H. **A simple panel unit root test in the presence of cross section dependence**. Cambridge: University of Cambridge, 2003. (Cambridge Working Papers in Economics, n. 0346).

PHILLIPS, P. C. B.; PERRON, P. Testing for a unit root in times series regression. **Biometrika**, v. 75, n. 2, p. 335-346, 1988.

SAIKKONEN, P.; LUTKEPOHL, H. Testing for a unit root in a time series with a level shift at unknown time. **Econometric Theory**, v. 18, n. 2, p. 313-348, 2002.

TAYLOR, M. P.; SARNO, L. The behavior of real exchange rates during the post-bretton woods period. **Journal of International Economics**, Amsterdam, v. 46, n. 2, p. 281-312, 1998.

WOOLDRIDGE, J. M. **Econometric analysis of cross section and panel data**. Cambridge: MIT Press, 2002.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

GREENE, W. H. **Econometric analysis**. New Jersey: Prentice Hall, 2008.

Data de submissão: 23/08/2016

Primeira decisão editorial em: 11/04/2017

Última versão recebida em: 01/07/2017

Aprovação final em: 06/07/2017