

Precificação ao Mercado de Exportações Brasileiras: Uma análise de painel com fatores comuns não observados

Daniel Quinaud Pedron Silva (FEA-RP/USP)
Sérgio Kannebley Júnior (FEA-RP/USP)

Resumo

Este trabalho utiliza modelos de painel com fatores comuns não observados para estimar coeficientes de Precificação ao Mercado de firmas exportadoras brasileiras. Estes modelos seriam mais adequados para esta estimação pois modelam os erros como estruturas de fatores, o que considera uma possível presença de dependência *cross-section* e heterogeneidade de efeitos dos fatores comuns. Comparando esta abordagem econométrica com estimadores tradicionais como o de Efeitos Fixos, foi encontrado que estimadores que modelam os erros como estruturas de fatores apresentaram melhor desempenho em termos de resíduos estacionários e não correlacionados na dimensão *cross-section*. Os resultados dos estimadores que apresentaram melhor desempenho nestes modelos indicaram que a maioria dos produtos estudados apresentou prática de Precificação ao Mercado no período analisado, havendo uma prevalência de coeficientes negativos, o que indica amplificação do efeito de variações cambiais pelo exportador. A média dos coeficientes variou entre 0,0251 e -0,0906, de acordo com o estimador considerado. Foram encontradas indícios de relação negativa entre o grau de intensidade tecnológica dos produtos e as estimativas dos coeficientes.

Resumo

This work employs panel data models with unobserved common factors to estimate Pricing to Market coefficients of Brazilian exporters. We consider those models to be more adequate because the error terms are modeled as a factor structure. This approach allows cross-sectionally correlated error terms and heterogeneous common factors. We found that the error factor models had a better performance in terms of stationary and cross-sectionally independent residuals than traditional panel data models. The ones who showed the best performance were the Interactive Effects estimator and the BC-Cup. The results of those estimators showed that Pricing to Market coefficient vary widely among products in our sample. For most of the products, the exporters showed Pricing to Market behaviour and negative coefficients. In those products, the exporters adjusts his mark-up to amplifies the effects of exchange rate variations over prices in the destination market. The average coefficient found here was 0,0251 and -0,0906, according to the estimator used. We found evidences of a negative relationship between technological intensity of products and Pricing to Market coefficients.

Palavras-chave: Modelos de dados em painel. Comércio Internacional. Precificação ao Mercado. Dependência *cross-section*.

Key-Words: Panel Data Model. Trade Economics. Pricing to Market. Cross-section Dependence.

Classificação JEL: C33, F14, F31

Área de submissão: Economia Internacional

1 Introdução

A relação entre preços de produtos comercializáveis e taxas de câmbio é um fator importante na explicação do desempenho exportador de diferentes países. Um conceito importante para esta relação é o de Precificação ao Mercado, ou *Pricing to Market* (PTM). Este comportamento ocorre quando, segundo Krugman (1986), uma variação cambial leva uma firma exportadora à ajustar seu preço de acordo características da demanda e da competição no mercado de destino, ocorrendo assim discriminação de preços no mercado internacional induzida por variações na taxa de câmbio. Este conceito é apontado como um dos causadores de repasses cambiais incompletos, além de ser importante para ajudar a explicar questões da literatura de comércio internacional como desvios permanentes em relação à Paridade do Poder de Compra. Segundo Athukorala e Menon (1994), qualquer tentativa de explicação dos impactos de variações cambiais sobre o balanço de pagamentos deve levar em conta repasses incompletos e, conseqüentemente, a ocorrência de Precificação ao Mercado.

Evidências de Precificação ao Mercado são recorrentes para firmas exportadoras de países industrializados, como visto em Gagnon e Knetter (1995) e Knetter (1989). Os coeficientes de ajuste dos preços frente aos choques cambiais estimados na literatura são heterogêneos entre setores industriais, países exportadores e importadores. Knetter (1992) identificou um padrão setorial no comportamento de PTM, em que os coeficientes de ajuste de preços seriam idênticos para firmas exportadoras de diferentes países que atuam em um mesmo setor industrial, enquanto estes coeficientes teriam maior variação dentro de um país exportador, de acordo com o setor. Para o Brasil, Barroso (2012) estimou elasticidades de Precificação ao Mercado para 13 setores agregados e encontrou que os exportadores brasileiros ajustam seu preço de forma a suavizar variações cambiais, sendo esta suavização negativamente relacionada com a intensidade tecnológica dos setores. Dessa forma, a literatura indica diferenças significantes no comportamento precificador de firmas quando comparados países exportadores e os setores produtivos analisados.

A contribuição deste trabalho consiste em utilizar uma metodologia que modela os erros utilizando estruturas multifatores para resolver possíveis problemas de identificação decorrentes da abordagem de Knetter (1989). Este autor utiliza estimadores de efeitos fixos para estimar os coeficientes e assume que choques nos custos marginais podem ser identificados por meio dos componentes de efeitos comuns, de modo que o coeficiente de inclinação incluirá apenas as variações específicas aos mercados importadores. Argumentamos que esta hipótese de identificação é restritiva, e pode ser violada caso os efeitos sejam heterogêneos entre países ou existam outros fatores comuns não observados além do custo marginal. Existe a possibilidade que fatores comuns aos preços como o custo marginal interajam com fatores específicos aos mercados destinos, como especificações técnicas, barreiras não tarifárias, de modo que o impacto destes fatores seja diferente em cada mercado de destino. Não considerar estes efeitos no modelo econométrico pode levar à um problema chamado dependência *cross-section*. Segundo Eberhardt e Bond (2009), na presença desta dependência, estimadores de modelos de painel tradicionais como Efeitos Fixos e MQO Empilhado são viesados e menos precisos.

A estimação econométrica foi conduzida utilizando estimadores que modelam os erros como estrutura de multifatores, isto é, assumem que o termo do erro consiste numa combinação de componente comuns e idiossincráticos aos elementos do painel (neste caso, países). Os fatores comuns afetam a todos países, mas o impacto deste efeito sobre cada país

pode ser diferente. Desta forma, tanto a dependência *cross-section* quanto a heterogeneidade dos efeitos comuns são consideradas no modelo. Foram utilizados estimadores como o de Efeitos Comuns Correlacionados de Pesaran (2006), o *Augmented Mean-Group* de Eberhardt e Teal (2008) e o de Efeitos Interativos de Bai (2009). O desempenho destes estimadores foi comparado ao de estimadores que assumem erros independentes como o de Efeitos Fixos. Mostramos que estimadores que assumem independência *cross-section* e homogeneidade dos efeitos comuns apresentam com mais frequência problemas como resíduos não-estacionários e correlacionados na dimensão *cross-section*.

As estimações foram realizadas utilizando dados de preços de exportação na forma de valor unitário para 22 produtos exportados para 13 países. Estes dados possuem a vantagem de permitir trabalhar com um nível maior de desagregação dos produtos, evitando viés proveniente da agregação de produtos heterogêneos numa mesma classificação. A comparação dos diferentes estimadores mostrou que os coeficientes estimados diferem consideravelmente de acordo com o estimador utilizado. Modelos que não consideram a dependência *cross-section* nos resíduos, como o de Efeitos Fixos, se mostraram inadequados para esta estimação, apresentando resíduos dependentes e não estacionários. Os estimadores com melhor desempenho foram o de Efeitos Interativos (EI) de Bai (2009) e o BC-Cup, de Bai, Kao e Ng (2009).

Os resultados indicaram que na maioria dos produtos estudados, foi verificada prática de Precificação ao Mercado. Em todos os estimadores, houve uma prevalência de coeficientes negativos, indicando que frente uma variação cambial, as firmas ajustariam seu *mark-up* de modo a amplificar o efeito desta variação sobre os preços na moeda do importador. Este comportamento estaria mais associado à produtos de maior intensidade tecnológica. De acordo com os principais estimadores, a média dos coeficientes estimados foram de -0,0906 com o EI e 0,0251 com o BC-Cup.

2 Base de Dados

2.1 Dados

As variáveis utilizadas na estimação dos coeficientes de Precificação ao Mercado serão o preço de exportação de cada produto e a taxa de câmbio bilateral nominal entre o Real e a moeda do país importador. Apesar de trabalhos mais recentes na literatura de Precificação ao Mercado utilizarem microdados no nível de firma, este tipo de informação não está disponível para o caso brasileiro. Desta forma, os preços de exportação serão representados pelos respectivos valores unitários, definidos da seguinte forma:

$$p_{it} = \frac{V_{it}}{Q_{it}} \quad (1)$$

em que V_{it} é o Valor Exportado em Reais de um produto no período t para o país i e Q_{it} é a Quantidade Exportada. As séries de valor e quantidade exportada são disponibilizados pela *United Nations International Trade Statistics Database* (UNCOMTRADE) discriminando por país exportador e importador. A série V_{it} é disponibilizada em Dólares. De acordo com o arcabouço de Knetter (1989), o exportador maximiza lucro na sua moeda. Desta forma, os valores exportados são convertidos para Reais utilizando a média mensal da taxa de câmbio.

Este trabalho optou por utilizar dados de preços em seu maior nível de desagregação disponível (6 dígitos no sistema de classificação HS). Um maior nível de agregação, que

compreenderia produtos mais heterogêneos, poderia levar à erros de medidas nos valores unitários. Este problema decorre de variações na composição de produtos que formam as agregações causarem variações no valor unitário.

A amostra conta com 22 categorias de produtos e 13 países de destino. Os países foram escolhidos de acordo com a disponibilidade de dados de V_{it} e Q_{it} durante o período da amostra, de modo a ter um painel balanceado para o maior número de produtos possível¹. Os países importadores selecionados foram África do Sul, Alemanha, Argentina, Bolívia, Chile, Colômbia, Costa Rica, Equador, Estados Unidos, México, Paraguai, Peru e Uruguai. Exportações para estes 13 países representam em média 70% do valor total exportado pelo Brasil para os produtos considerados. Esta proporção está reportada na última coluna da tabela 1, e considerou os valores exportados de cada produto entre 2013 e 2018. Em todos os casos, a amostra de países representa ao menos 46% do valor exportado pelo Brasil, chegando a atingir 91% para o produto 841899 (Componentes de Equipamentos de Refrigeração).

Tabela 1 – Amostra de Produtos

Código	Produto	HHI	% Mercado	%Total Exportado
210690	Preparações Alimentícias Diversas	505,186	1,08%	51,13%
330210	Substâncias Odoríferas para Indústria Alimentícia	3012,63	0,24%	58,17%
330590	Condicionadores Capilares	565,217	1,30%	76,15%
392010	Chapas, Folhas e Tiras de Polímero de Etileno	563,928	0,60%	73,51%
400591	Borracha em Chapas, Folhas ou Tiras	792,919	2,21%	68,62%
401110	Pneus para Carros	542,373	1,01%	89,16%
640299	Calçados com Solas de Borracha ou Plástico	5312,644	0,86%	63,92%
640399	Calçados de Couro Composto	1082,37	1,25%	53,33%
640419	Calçados de Materiais Têxteis	3993,791	0,39%	66,10%
681381	Pastilhas para Freios (Travões)	1384,46	9,23%	76,85%
700711	Vidros para Veículos	697,915	1,14%	70,59%
841221	Cilindros para Motores Hidráulicos	778,827	0,90%	79,99%
841430	Compressores para Equipamentos de Refrigeração	1004,672	3,20%	65,79%
841480	Bombas e Compressores para Ar ou Vácuo	783,934	0,80%	46,65%
841899	Componentes de Equipamentos de Refrigeração	759,749	0,77%	91,43%
850152	Motores Elétricos Multifásicos	1075,877	3,59%	61,48%
851140	Motores de Ignição por Arranque	889,742	0,52%	86,09%
851150	Geradores para Ignição	849,668	0,63%	89,86%
870880	Amortecedores de Suspensão de Veículos	914,766	0,97%	78,22%
870892	Silenciadores e Tubos de Escape	874,911	0,19%	76,55%
940350	Móveis de Madeira para Quartos	1796,798	2,49%	59,78%
940360	Outros Móveis de Madeira	1155,457	0,55%	46,82%

Fonte: Elaboração Própria. HHI reporta o índice HH. % Mercado reporta a proporção do valor exportado pelo Brasil daquele produto em relação ao total exportado pelos demais exportadores e %Total Exportado reporta a razão entre o valor exportado pelo Brasil aos 13 países da amostra e o total exportado pelo Brasil daquele produto.

Os produtos e seus respectivos códigos estão listados na tabela 1. Como forma de caracterizar a estrutura do mercado internacional destes produtos, foram incluídos o índice Herfindahl-Hirschman (HH) de concentração de mercado internacional e a proporção do valor exportado pelo Brasil em relação ao total exportado (% Mercado) daquele produto entre 2013 e 2018. Estas medidas também serão utilizadas na análise de Precificação ao Mercado, pois esta prática está associada com níveis elevados de poder de mercado. Este

¹ Isto é, observações de valor unitário para todos os países em todos os períodos de tempo.

índice assume valores entre 0 e 10.000, em que este último valor caracteriza monopólio. Um valor alto do índice HH indica que alguns países detêm parcelas expressivas de cada mercado, o que reflete em *mark-ups* altos para estes exportadores. Segundo Atkeson e Burstein (2008), *mark-ups* são sensíveis às parcelas de mercado e esta sensibilidade aumenta em produtos com maior elasticidade de substituição.

Como variável independente do modelo, para cada país importador i , será usada a taxa de câmbio nominal bilateral do Real(R\$) em relação à moeda deste país em log ($\ln(E_{it})$). Estas séries são construídas a partir das taxas de câmbio em relação ao dólar, obtidas no *IMF's International Financial Statistics (IFS)* e na *OECD Statistics*, da seguinte forma:

$$\ln(E_{it}) = \ln\left(\frac{e_{bt}}{e_{it}}\right) = \ln(e_{bt}) - \ln(e_{it}) \quad (2)$$

No qual $\ln(e_{bt})$ é o logaritmo da taxa de câmbio do Real relação ao Dólar (medida em R\$/US\$) e $\ln(e_{it})$ o logaritmo da taxa de câmbio da moeda do país i em relação ao Dólar. Desta forma, a variável taxa de câmbio é medida em unidades do Real por moeda do país importador, de modo que uma variação positiva de $\ln(E_{it})$ indica uma desvalorização do Real frente à moeda do país i . As séries serão utilizadas com frequência trimestral, calculadas utilizando as médias trimestrais dos valores mensais. No caso da variável de Valor Unitário as médias trimestrais são construídas como o quociente das médias trimestrais do valor exportado e da quantidade exportada. O período de abrangência dos dados é do primeiro trimestre de 2010 até o primeiro trimestre de 2018, o que configura 33 trimestres.

2.2 Estatística Descritiva

Os dados de Valor Exportado e Quantidade Exportada são compilados pelo UN-COMTRADE a partir de informações reportadas por cada país membro. Este processo descentralizado de fornecimento dos dados pode resultar, por meio de erros de digitação ou de outro tipo, em valores inconsistentes com o restante da série. Isto teria como resultado a ocorrência de valores extremos (*outliers*) decorrentes de erros de medida e não de variações nos preços. Uma análise das séries de Valor Exportado e Quantidade Exportada corroboram esta suspeita. Um exemplo pode ser visto na figura 1, que consiste nos gráficos das séries de Valor Exportado e Valor Unitário do produto 210690 para o Uruguai. No terceiro trimestre de 2011, o VE sobe de 291.924,3 para 2.582.456,6, retornando no período seguinte a um patamar similar ao anterior. Essa variação faz com que o Valor Unitário varie (em logaritmo) de 1,562042 para 3,547659 em um período.

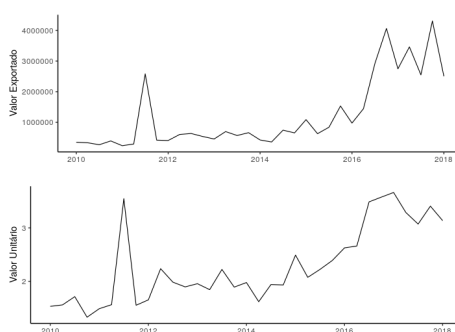
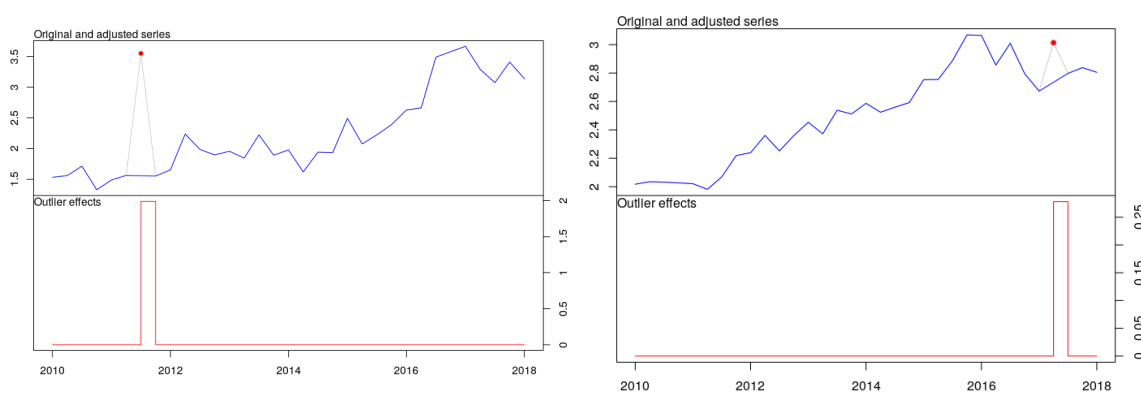


Figura 1 – Exemplo de *outlier*

A presença de *outliers* causados por fatores externos levam a variações nas séries não relacionadas com variações reais nos Valores Unitários dos produtos, o que pode comprometer a estimação dos modelos. Para mitigar o efeito deste tipo de *outlier* sobre a estimação dos modelos, todas as séries de Valor Unitário foram tratadas utilizando o procedimento de tratamento de *outliers* de Chen e Liu (1993)². Este procedimento busca conjuntamente modelar a série como um ARIMA e estimar os efeitos dos *outliers*, como forma de evitar que a presença de *outliers* cause viés na estimação dos parâmetros do modelo e afete a detecção. Após esta estimação, os efeitos são acomodados usando Modelos de Intervenção³. Para as séries aqui testadas, serão considerados apenas *outliers* do tipo Efeito Aditivo (AO), que é o *outlier* que se caracteriza como um pico isolado (como na figura 2a), cujo efeito é momentâneo sobre a série. Este tipo de *outlier* é mais indicado para identificar o tipo de erro pontual que buscamos tratar.



(a) Valor Unitário produto 210690 para Uruguai

(b) Valor Unitário produto 400591 para Paraguai

Figura 2 – Exemplos efeitos tratamento de *outliers*.

As figuras 2a e 2b mostram o efeito deste procedimento sobre as séries em dois exemplos. Na primeira figura, o efeito do *outlier* sobre a série é bem mais acentuado do que na segunda. Foram encontrados e tratados *outliers* em 132 séries, de um total de 286⁴. O número de séries tratadas variou de 2 à 13 por produto, sendo o mais comum produtos com 4 e 5 séries com *outliers*. Na maioria das séries, a soma dos efeitos estimados indica *outliers* de tamanho similar ao da figura 2b.

Na figura 3 estão reportadas as médias dos preços de cada produto no tempo. É possível ver que as médias dos diferentes produtos apresentam uma tendência de crescimento até 2016 e a partir disto decrescem. Este padrão global da variável de valor unitário é indício da presença de fatores comuns afetando os preços nos diferentes produtos.

As variações das taxas de câmbio bilaterais podem ser vistas na figura 5. Durante o período de tempo considerado, o Real apresentou uma desvalorização frente à todas as moedas da amostra, com exceção do Peso Argentino. Essa desvalorização é, em praticamente todos os casos, acentuada a partir de 2014.

² Esta metodologia foi aplicada utilizando o pacote *tsoutliers* no *software* R.

³ Este tipo de modelo é discutido em Box e Tiao (1975).

⁴ Quantidade de países vezes número de produtos.

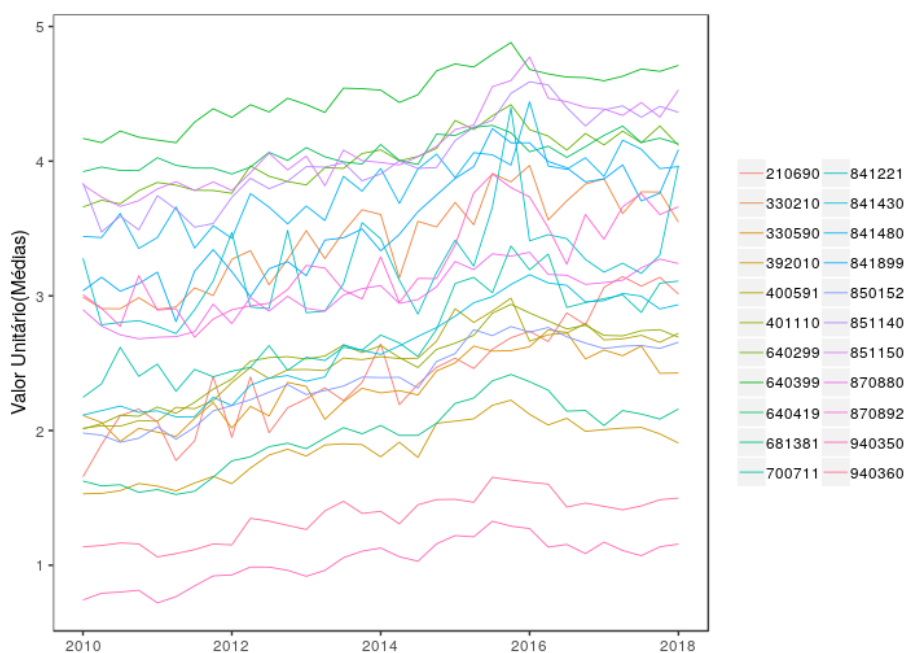


Figura 3 – Médias Valores Unitários

Na figura 6, é possível ver que as correlações entre o valor unitário de um produto e a taxa de câmbio bilateral em relação à moeda do país importador são em sua maioria positivas, exceto quando o país importador é a Argentina. Coeficientes de correlação positivos indicam que períodos de desvalorização do Real foram acompanhados de aumentos nos Valores Unitários. A maioria dos coeficiente é maior que 0,5 em valores absolutos, o que indica forte correlação positiva (negativa no caso da Argentina) entre as variáveis.

3 Metodologia

3.1 Estrutura metodológica

Grande parte da literatura empírica tem como base o modelo de Knetter (1989), que permite estimar coeficientes de Precificação ao Mercado usando a equação:

$$\ln p_{it} = \theta_t + \lambda_i + \beta_i \ln E_{it} + u_{it} \quad (3)$$

Na qual p_{it} e E_{it} são as variáveis observadas, respectivamente o Valor Unitário de exportação, neste caso em Reais, e a Taxa de Câmbio Nominal. Modelos de painel desta forma permitem controlar a heterogeneidade não observada entre os indivíduos e entre os períodos de tempo por meio dos componentes θ_t e λ_i . Estes termos são utilizados para identificar os efeitos da taxa de câmbio sobre os preços e os diferenciar dos efeitos do custo marginal. Quando n países importam um produto, o componente do custo marginal no preço é o mesmo para todos os n países, devido a estes compartilharem o mesmo produtor doméstico. Uma variação cambial poderá afetar o preço de importação deste produto de duas formas: afetando o custo marginal, a elasticidade da demanda pela exportação ou ambos. A primeira forma afeta os preços em todos os importadores, porém a segunda forma pode ser específica a cada país. Estas diferenças serão fundamentais para resolver o problema da identificação.

Segundo Knetter (1989), o preço de exportação e a taxa de câmbio são independentes no modelo da equação (3). Para isto, é importante a hipótese de que choques no custo marginal afetam os preços da mesma forma em todos os países importadores. Sob esta hipótese, mesmo que um choque de demanda afete a quantidade produzida e assim o custo marginal, esta variação nos custos afeta os preços em todos os países importadores da mesma forma, de modo que este choque é captado por θ_t . Desta forma, a homogeneidade dos efeitos de variações nos custos marginais sobre os preços implicaria na inexistência de variações residuais no custo marginal que seriam correlacionadas com choques na taxa de câmbio e não seriam captadas por θ_t , permitindo que o coeficiente β capture apenas variações nos preços específicas aos países importadores.

Essa abordagem baseia a identificação na imposição de uma estrutura rígida para os efeitos não-observados. Se variações no custo marginal afetarem os preços de forma heterogênea nos países, a estratégia de identificação dos efeitos da taxa de câmbio é comprometida, e o modelo da equação (3) não é capaz de isolar variações de preços específicas aos mercados importadores de variações no custo marginal. Além disto, as propriedades dos estimadores são prejudicadas. Eberhardt e Bond (2009) e Eberhardt e Teal (2008) apresentaram indícios que estimadores como o de Efeitos Fixos, MQO Empilhado e *Mean-Group* tem desempenho consideravelmente prejudicado na presença de heterogeneidade de fatores não observados, mesmo com a inclusão de *dummies* de tempo, na forma de viés e perda de precisão. Medidas específicas da parte do país importador como barreiras não tarifárias e diferenças na forma como países são afetados por choques macroeconômicos globais podem ser fatores causadores desta heterogeneidade em modelos de Precificação ao Mercado. Além disto, existe a possibilidade de que nem todo choque comum no modelo seja causado por variações no custo marginal. Existem na literatura alguns fatores além do custo marginal que podem afetar os preços de exportação para diferentes países, como choques sobre a demanda global causados por condições macroeconômicas (CHIAIE; FERRARA; GIANNONE, 2017). Estes choques, mesmo que comuns, podem afetar de forma diferente cada país, o que invalida a hipótese assumida por Knetter (1989).

O modelo da equação (3) assume que os resíduos são independentes entre os países importadores e que choques comuns são completamente captados através do componentes de efeitos no tempo. Considerando que as questões abordadas anteriormente podem levar à violação da hipótese de homogeneidade nos efeitos não-observadas, o modelo de Knetter (1989) falharia em incluir em θ_t todos os choques comuns, de modo que haveria correlação entre os resíduos na dimensão *cross-section*. Esta correlação será chamada aqui de dependência *cross-section*, e implica em:

$$cov(v_{it}, v_{tj}) \neq 0 \quad \text{para algum } t \text{ e } i \neq j \quad (4)$$

Estimadores convencionais de painel como o de Efeitos Fixos ou Efeitos Aleatórios podem ser inconsistentes dependendo da magnitude desta dependência e se a fonte da correlação entre os resíduos é correlacionada com os regressores, de acordo com Phillips e Sul (2003).

Uma forma de modelar a dependência *cross-section* é utilizando modelos de estrutura de multifatores. Essa abordagem assume a presença de um componente comum não observado no erro na forma de uma combinação linear de um número fixo de fatores. Desta forma, o erro na equação (3) é representado como:

$$u_{it} = \lambda'_i F_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

na qual F_t é um vetor $M_0 \times 1$ de fatores comuns não observados, λ_i é um vetor $M_0 \times 1$ de *Factor Loadings*⁵ e ε_{it} é um componente puramente idiossincrático.

Por meio desta estrutura, é possível ver de uma forma mais geral quando as propriedades dos estimadores serão afetadas. Considerando um modelo como o da equação (3.1) com os erros na forma da equação (5). Se os fatores comuns F_t ou os *factor-loadings* λ_i forem correlacionados com os regressores x_{it} , haverá endogeneidade. Caso as correlações de F_t e λ_i com x_{it} sejam ambas iguais à zero, as propriedades de viés e consistência não são afetadas mesmo que haja dependência *cross-section*.

3.2 Estimadores

Considerando as questões abordadas na seção 3.1, iremos investigar o desempenho das diferentes formas de estimação de modelos de painel que controlam para a dependência *cross-section* e compará-los com estimadores que assumem diferentes especificações acerca da estrutura de dependência do erro, da homogeneidade dos coeficientes e dos impactos de efeitos comuns não-observados. Temos basicamente três abordagens para a inclusão desta dependência no modelo, e todas elas usam uma estrutura de erros multifatores para esta modelagem: i) a de Pesaran (2006), usada no estimador CCE, que consiste em aproximar os fatores comuns com o uso das médias *cross-section* das variáveis; ii) a de Bai (2009), na qual fatores comuns e os *factor loadings* relacionados são estimados como parâmetros no modelo; e iii), a de Eberhardt e Teal (2010), que utiliza coeficientes de variáveis *dummy* de tempo da equação em primeiras diferenças para captar o processo comum dinâmico. É fundamental distinguir qual metodologia é mais adequada para captar a correlação nos resíduos em modelos de Precificação ao Mercado e a que ponto esta abordagem resulta em ganhos quando comparadas as metodologias tradicionais, como a estimação por Efeitos Fixos. Existem evidências na literatura, como em Eberhardt e Teal (2008), de que na presença de fatores comuns heterogêneos, a estimação por Efeitos Fixos irá resultar em resíduos correlacionados na dimensão *cross-section* e não estacionários, e assim estimativas viesadas dos parâmetros.

A primeira metodologia, de Pesaran (2006) assume uma estrutura de fatores, decompondo o termo do erro do modelo em um fator comum não-observado (f_t) e fatores idiossincráticos individuais (ε_{it}). O modelo também permite dependência entre os regressores e os fatores da seguinte forma:

$$\begin{aligned} y_{it} &= \alpha_i' d_t + \beta_i x_{it} + u_{it} \\ u_{it} &= \gamma_i f_t + \varepsilon_{it} \\ x_{it} &= A_i' d_t + \Gamma_i f_t + v_{it} \end{aligned} \quad (6)$$

em que α_i , A_i e Γ_i são matrizes de *factor loadings* com efeitos fixos, v_{it} são componentes idiossincráticos dos regressores independentes de f_t e d_t é um vetor $n \times 1$ de efeitos comuns observados, que pode incluir termos determinísticos. A combinação linear dos fatores comuns são aproximadas por meio das médias *cross-section* de y_{it} e x_{it} , que são adicionadas no modelo de regressão⁶:

$$y_{it} = d_{it} + \beta_i x_{it} + \delta_{0i} \bar{y}_i + \delta_{1i} \bar{x}_i + u_{it} \quad (7)$$

⁵ Termos que permitem que o fator comum afete cada indivíduo em intensidade diferente.

⁶ Pesaran (2006) demonstra que os fatores comuns não observados podem ser aproximados por uma combinação linear dos efeitos observados d_{it} e as médias das variáveis y_{it} e x_{it} .

Os coeficientes β_i são estimados por Mínimo Quadrados Generalizados aplicados à equação aumentada (7). O estimador de Efeitos Comuns Correlacionados (*Common Correlated Effects*), ou CCE, para cada i será:

$$\hat{\beta}_{CCEi} = \left(X_i' \bar{M}_w X_i \right)^{-1} X_i' \bar{M}_w y_i \quad (8)$$

em que X é a matriz de regressores específicos e $\bar{M}_w = I_T - \bar{H}_w \left(\bar{H}_w' \bar{H}_w \right)^{-1} \bar{H}_w$, sendo \bar{H}_w a matriz de médias ponderadas das variáveis. O estimador CCE *Mean-Group* (CCEMG) será a média dos coeficientes individuais.

A segunda abordagem, de Bai (2009), é baseada na especificação de um modelo de Efeitos Fixos com efeitos do tempo e indivíduo, porém permite interação entre estes efeitos através da imposição de uma estrutura de fatores ao termo do erro⁷, aqui chamado de modelos de Efeitos Interativos (EI):

$$y_{it} = \beta' x_{it} + \lambda_i' F_t + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

Em que λ_i e F_t são vetores $r \times 1$ e $\lambda_i' F_t = \lambda_{i1} F_{1t} + \dots + \lambda_{ir} F_{rt}$. O modelo permite que x_{it} seja correlacionado individualmente com F_t e λ_i , ou com ambos⁸. Devido à estas potenciais correlações, F_t e λ_i são incluídos como parâmetros e estimados conjuntamente à β .

Para a estimação deste modelo, Bai (2009) define a seguinte função objetivo de mínimos quadrados:

$$SSR(\beta, F, \Lambda) = \sum_{i=1}^N (y_i - x_i \beta - F \lambda_i)' (y_i - x_i \beta - F \lambda_i) \quad (10)$$

sujeita à restrição $F'F/T = I$. Os parâmetros \hat{F}_t , $\hat{\beta}_{EI}$ e $\hat{\lambda}$ são estimados conjuntamente por procedimento iterativos de modo a minimizar a função (10). Uma extensão do modelo de Efeitos Interativos(EI) foi desenvolvida por Bai, Kao e Ng (2009) para análise de variáveis não-estacionárias e estimação de relações de cointegração. Considerando a equação (9), F_t pode ser visto como tendências estocásticas globais e potencial fonte de dependência *cross-section*. Assim como no estimador de efeitos interativos, os fatores comuns e coeficientes de inclinação são estimados conjuntamente por meio de soluções iterativas. Bai, Kao e Ng (2009) propõem o estimador *Continuously Updated Bias Corrected* (BC-Cup), que corrige para o possível viés assintótico decorrente de endogeneidade e correlação serial no modelo, re-centralizando as distribuições limites dos estimadores ao redor de zero. Esta forma de correção é como uma versão para painel do estimador *Fully-modified* de Phillips e Hansen (1990), e estima o viés assintótico de $\hat{\beta}_{Cup}$ diretamente e o subtrai, corrigindo o viés no final da iteração.

A última metodologia consiste no estimador *Augmented Mean-Group* (AMG) de Eberhardt e Teal (2010). Esta abordagem permite estimar os fatores comuns não observados na forma de um processo dinâmico comum (PDC). Segundo Eberhardt e Teal (2008), comparado com o AMG, o estimador CCE é intensivo nos dados, isto é, a inclusão das médias em cada regressão reduz os graus de liberdade consideravelmente, o que em painéis com número reduzido de indivíduos pode levar à considerável perda de precisão nas estimativas dos coeficientes.

⁷ O modelo com efeitos aditivos pode ser visto como um caso especial do de efeitos interativos.

⁸ x_{it} pode ser escrito como uma função não linear dos fatores comuns e *factor-loadings*.

Empiricamente, o AMG aproxima os fatores comuns por meio da inclusão do processo dinâmico comum na regressão de cada i (EBERHARDT; TEAL, 2010). Este processo é obtido através dos coeficientes das variáveis *dummy* de tempo nas regressões em primeiras diferenças:

$$\Delta y_{it} = \beta' \Delta x_{it} + \sum_{t=2}^T c_t D_t + e_{it} \quad (11)$$

na qual D_t representa $T - 1$ variáveis *dummy* de tempo e seus coeficientes $\hat{c}_t = \hat{\mu}_t$ são os processos comuns dinâmicos referidos. A estimativa do PDC, $\hat{\mu}_t$, é então incluído em cada uma das N regressões específicas a cada i :

$$y_{it} = \alpha_i + \beta'_{AMGi} x_{it} + c_i t + d_i \hat{\mu}_t + e_{it} \quad (12)$$

Neste modelo também pode ser incluída uma tendência linear (t) para captar efeitos idiossincráticos omitidos. O estimador AMG será a média de β_{AMGi} . Diferentemente do CCE, este estimador estima explicitamente o fator comum não observado, sendo do processo dinâmico $\hat{\mu}_t$ sua evolução no tempo e os coeficientes \hat{d}_i estimam γ_i . Uma vantagem desta forma de estimação é que como os fatores comuns formam parte da relação de cointegração específica de cada i , a inclusão do processo dinâmico comum permite que as regressões específicas englobem estas relações heterogêneas entre os indivíduos do painel, o que é fundamental considerando a potencial não-estacionariedade das variáveis (EBERHARDT; TEAL, 2010).

Além destes estimadores, serão utilizados estimadores que não consideram a possibilidade de dependência *cross-section*, como o Efeitos Fixos *Two-Ways* (EF2W), que inclui coeficientes de efeitos do tempo e de indivíduos, e o *Mean-Group*, que calcula a média dos coeficientes obtidos estimando uma regressão para cada unidade i do painel. O quadro a seguir resume a categorização dos estimadores apresentados nesta seção. As linhas se referem à homogeneidade ou heterogeneidade nos fatores comuns não observados, e as colunas aos coeficientes de inclinação.

	Assume Independência <i>Cross-section</i>		Estrutura Multifatores	
	Homogêneos	Heterogêneos	Homogêneos	Heterogêneos
Homogêneo	EF2W	Mean-Group(MG)	-	-
Heterogêneo	-	-	BC-Cup, IE	AMG, CCEMG

4 Resultados

4.1 Estimação Modelos Estáticos

Foram estimados modelos de Precificação ao Mercado usando os estimadores apresentados na 3.2. Adicionalmente, foi incluído um modelo com as variáveis em Primeiras Diferenças (PD) e $T - 1$ variáveis *dummy* de tempo. De acordo com Eberhardt e Bond (2009), o desempenho do estimador MQO em primeiras diferenças com variáveis *dummy*, em termos de viés e eficiência, é similar ao dos estimador CCE e AMG na presença de fatores comuns heterogêneos. Os resíduos são testados quanto à independência *cross-section* por meio do teste *Cross-section Dependence* (CD) de Pesaran (2004) e para não-estacionariedade utilizando o teste CIPS de Pesaran (2007). Será utilizado o estimador BC-Cup de Bai, Kao

e Ng (2009), que corrige para o viés assintótico do estimador Continuamente Atualizado. Este estimador, assim como o de Efeitos Interativos foram estimados considerando 4 fatores comuns não-observados, de acordo com resultados dos critérios de informação descritos em Bai e Ng (2002). Tendências determinísticas foram significantes para a maioria dos produtos quando utilizado o estimador MG. O contrário aconteceu quando a estimação foi realizada pelo CCE e AMG, de modo que os resultados destes modelos não incluem tendência.

Tabela 2 – Estatísticas Descritivas para Coeficientes de Precificação ao Mercado

	PD	EF2W	MG	CCE	AMG	EI	BC-Cup
Média	0,008	-0,003	0,810	-0,050	0,009	-0,091	0,025
Mediana	-0,058	-0,017	0,800	-0,080	-0,062	-0,140	-0,010
Desvio Padrão	0,330	0,190	0,270	0,360	0,310	0,240	0,230

Fonte: Elaboração Própria. Estatísticas calculadas utilizando os coeficientes estimados dos 22 produtos da amostra para cada estimador.

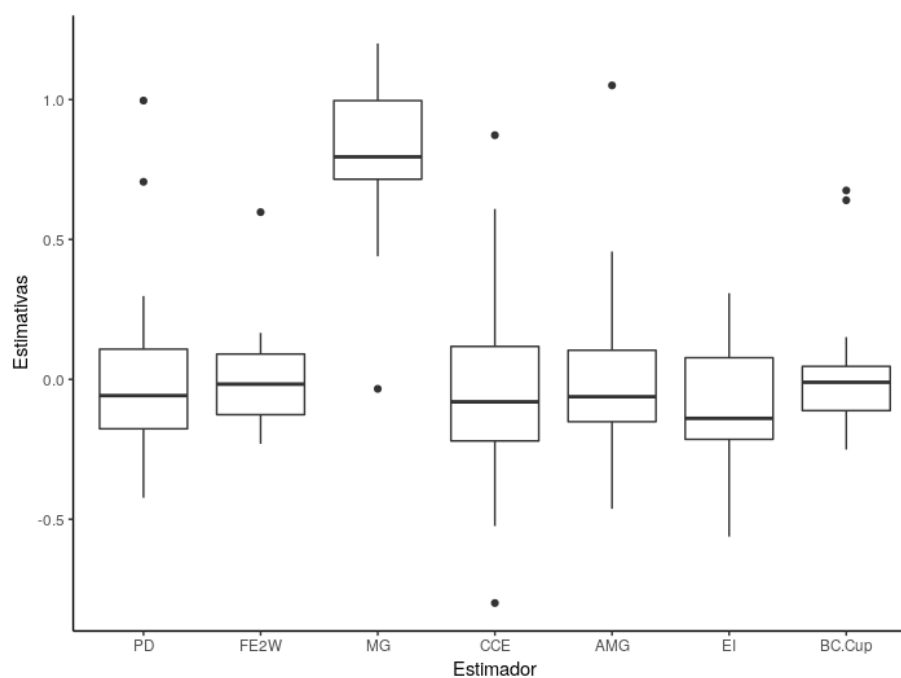


Figura 4 – *Box-Plot* dos Coeficientes

Como pode ser visto na figura 4, os coeficientes estimados apresentaram considerável dispersão de acordo com o estimador. Isto sugere que as características das variáveis como não-estacionariedade, heterogeneidade nos parâmetros e dependência afetam consideravelmente as propriedades dos estimadores. O estimador *Mean-Group* apresenta coeficientes muito altos em comparação com os demais estimadores. Os coeficientes estimados pelo MG são, em praticamente todos os produtos, positivos e maiores do que nos outros estimadores. Isto inclui casos de coeficientes maiores do que 1, o que é pouco razoável na literatura de Precificação ao Mercado.

A figura 4 também mostra que para os demais estimadores, há uma prevalência de coeficientes próximos à zero e negativos. As medianas são negativas em todos os estes estimadores. Para os EF2W, CCE e EI, a média também é negativa, enquanto que no PD,

AMG e BC-Cup esta é positiva devido à coeficientes *outliers*. É possível notar também que os estimadores PD e AMG apresentaram uma dispersão de resultados bastante similar.

Uma comparação dos resultados dos testes sobre os resíduos é apresentada na tabela 3. Nela pode ser vista a quantidade de produtos na amostra com resíduos estacionários e independentes de acordo com o estimador utilizado. Os resultados destes testes indicam a inadequação dos estimadores de Efeitos Fixos e *Mean-Group*. A maioria dos produtos apresenta resíduos não-estacionários quando estimado por Efeitos Fixos e um número considerável no caso do MG (7). Segundo Kao (1999), resíduos não-estacionários invalidam a realização de inferência estatística sobre os coeficientes por meio de testes t. Além disto, estes dois estimadores apresentaram dependência *cross-section* residual na maioria dos produtos. A 5% de significância, em apenas 4 produtos a hipótese nula de independência *cross-section* não foi rejeitada quando estimado pelo EF2W e em 8 produtos quando utilizado o MG.

A dependência *cross-section* foi um problema para a maioria dos estimadores. O CCE não foi bem sucedido em captá-la. A hipótese de resíduos independentes só não é rejeitada para 1 produto à 10% de significância. Como apontado em Karabiyik, Reese e Westerlund (2017), o CCE assume a seguinte condição de posto:

$$posto(\bar{C}) = m \leq k + 1 \quad (13)$$

em que \bar{C} é a matriz de *factor loadings*, m o número de fatores não observados e k o de variáveis observadas. Se esta condição não for satisfeita, as médias das variáveis não são boas *proxies* para os fatores não-observados e conseqüentemente a capacidade do estimador de considerar a dependência *cross-section* no modelo fica prejudicada. No caso do modelo de Precificação ao Mercado utilizado, o número de variáveis observadas é pequeno ($k = 1$), de modo que existe a possibilidade de que existam vários fatores não observadas que afetem os preços de um produto em diferentes países e esta condição pode ter sido violada.

Tabela 3 – Diagnóstico de Resíduos

Níveis de Significância	Resíduos Estacionários			Resíduos Independentes		
	10%	5%	1%	10%	5%	1%
PD	22	22	22	7	7	13
EF2W	7	6	4	4	4	8
MG	16	16	11	6	8	10
CCE	22	22	22	1	1	6
AMG	21	21	17	6	6	13
EI	20	16	13	14	14	21
BC-Cup	17	15	10	11	12	12

Fonte: Elaboração Própria. Indica a quantidade de produtos em que a hipótese nula de independência *cross-section* é rejeitada e a hipótese nula de não estacionariedade não é rejeitada para os resíduos.

Apesar de não considerar explicitamente a questão da dependência *cross-section* no modelo e assumir coeficientes homogêneos, o estimador em Primeiras Diferenças apresentou um desempenho melhor do que os estimadores de Efeitos Fixos, MG e CCE. Todos os resíduos foram estacionários e a independência não foi rejeitada para 7 produtos à 10% (13 considerando 1%). O bom desempenho do estimador de Primeiras Diferenças na presença de fatores comuns heterogêneos e suas semelhanças com o AMG estão de acordo com os resultados de Eberhardt e Bond (2009). Por meio de experimentos de Monte Carlo, estes

autores encontraram que a correlação entre as variações dos fatores comuns e os regressores não causou viés quando as variáveis *dummy* são incluídas.

Em síntese, os testes sobre resíduos indicam que os estimadores EI e BC apresentaram um melhor desempenho em relação aos demais. Em menor escala, o AMG e PD também apresentam desempenho satisfatório. Além disto, na maioria dos casos a medida de RMSE nos modelos estimados por EI e BC-Cup foi menor do que com os outros estimadores. Considerando estas questões, as análises seguintes serão conduzidas baseadas nestes estimadores.

Os coeficientes estimados utilizando estes quatro estimadores com melhor desempenho estão reportados na tabela 4. Os estimadores PD e AMG apresentaram resultados similares, porém distintos do EI e BC-Cup. Considerando estes estimadores, a maioria dos produtos apresentou comportamento de Precificação ao Mercado. Respectivamente, os coeficientes de Precificação ao Mercado apresentaram significância estatística em 13 e 17 produtos, a 5% de significância.

O sinal do coeficiente de Precificação ao Mercado indica a direção do ajuste de *mark-up* realizada pelo exportador. Nos estimadores PD, AMG e EI, a maior parte dos produtos apresentou coeficientes negativos. O estimador BC-Cup apresentou metade dos coeficientes com sinal negativo. Este sinal nas estimativas indica que frente à uma variação cambial exportadores ajustam *mark-up* de forma a amplificar o efeito do choque cambial sobre os preços. Isto é, no caso de uma desvalorização do Real, as firmas exportadoras reduzem o preço de exportação na sua moeda, ocorrendo o inverso no caso de uma valorização.

A intensidade tecnológica de produtos está relacionada com características de mercado que afetam a curvatura da elasticidade de demanda. Segundo Barroso (2012), setores altamente tecnológicos são caracterizados por produtos com maior diferenciação e elasticidade de oferta. Nestes setores, o grau de substituíbilidade dos produtos seria menor e a possibilidade de diferenciação maior em comparação com setores menos intensivos em tecnologia, de modo que em produtos mais intensos em tecnologia seriam caracterizados por maior repasse cambial. Yang (1997) usa uma adaptação do modelo de Dixit-Stiglitz, em que a substituíbilidade de produtos determina a elasticidade de demanda, para mostrar que níveis maiores de repasse cambial estão associados com maior diferenciação e menos bens substitutos disponíveis.

Para analisar esta relação, a amostra foi dividida de acordo com a metodologia de categorização de produtos por intensidade tecnológica da OCDE. Esta metodologia considera gastos com Pesquisa & Desenvolvimento (P&D) em relação ao valor adicionado bruto do produto para construir a medida de intensidade tecnológica.⁹ A tabela 4 reporta os produtos de acordo com a classificação em que eles se inserem e seus respectivos coeficientes estimados.

⁹ Um detalhamento desta metodologia e a tabela de setores que constituem cada categoria podem ser encontrados em Galindo-Rueda e Verger (2016).

Tabela 4 – Coeficientes dos Produtos por Intensidade Tecnológica

	Produto	PD	AMG	EI	BC-Cup
Média-Baixa	210690	0, 1264 [0,6258]	0, 1228 [0,2596]	0, 250 [0,150]*	-0, 250 [10,332]***
	330210	0, 7059 [0,6473]	0, 4568 [0,1895]**	-0, 218 [0,126]*	0, 6750 [12,7925]***
	640299	-0, 1836 [0,4322]	-0, 1409 [0,1347]	-0, 3340 [0,1000]***	-0, 2047 [9,8505]***
	640399	-0, 1379 [0,1588]	-0, 0785 [0,0733]	-0, 271 [7,1514]***	0, 10499 [7,1514]***
	640419	-0, 0753 [0,2802]	-0, 0455 [0,1392]	-0, 1830 [0,065]***	-0, 2193 10,1555***
	940350	-0, 0034 [0,1122]	-0, 0214 [0,0936]	0, 2930 [0,0700]***	0, 0008 [0,0127]
	940360	-0, 2716 [0,2611]	-0, 1765 [0,1522]	0, 308 [0,0842]***	0, 6402 [22,2412]***
Média	392010	-0, 4231 [0,1908]**	-0, 4626 [0,1413]***	-0, 340 [0,098]***	-0, 1134 [7,5320]***
	400591	-0, 2415 [0,2489]	-0, 1548 [0,0810]*	0, 0673 [0,0671]	0, 04529 [2,4529]**
	401110	-0, 0407 [0,1446]	-0, 0149 [0,0787]	-0, 1020 [0,040]***	-0, 033 [3,7523]***
	700711	0, 2978 [0,4360]	-0, 2422 [0,1742]	0, 230 [0,096]**	0, 150 [4,5578]***
Média-Alta	330590	-0, 0813 [0,5424]	-0, 1045 [0,1144]	-0, 440 [0,120]***	-0, 110 [6,0789]
	681381	-0, 1192 [0,1557]	-0, 1765 [0,0782]**	-0, 1560 [0,052]***	0, 0228 [1,8909]*
	841221	0, 9963 [1,0178]	1, 0506 [0,3416]***	0, 0808 [0,147]	0, 04661 [0,8687]
	841430	0, 0251 [0,4679]	0, 0493 [0,0940]	-0, 203 [0,0652]***	0, 03352 [2,7538]***
	841480	-0, 156 [0,4050]	-0, 2883 [0,1666]*	-0, 152 [0,099]	-0, 06818 [3,1975]***
	841899	-0, 2924 [0,5237]	-0, 1351 [0,3886]	-0, 0696 [0,317]	0, 13286 [2,7636]***
	850152	-0, 2947 [0,2436]	-0, 2804 [0,1046]***	-0, 0171 [0,059]	-0, 02119 [2,4113]**
	851140	-0, 0384 [0,4337]	-0, 0843 [0,2142]**	-0, 562 [0,162]***	-0, 14304 [6,2523]***
	851150	0, 1681 [0,6602]	0, 1221 [0,1307]	-0, 146 [0,0971]	-0, 1151 [4,9550]***
	870880	0, 1096 [0,2769]	0, 0437 [0,0918]	-0, 133 [0,044]***	-0, 05719 [4,3688]***
870892	0, 1029 [0,5127]	0, 2804 [0,3599]	0, 099 [0,199]	0, 0337 [1,09713]	

Fonte: Elaboração Própria. Estatística-t entre colchetes no caso do BC-Cup e erro padrão no restante. ***,** e * indicam significância à 1%,5% e 10%. Coeficientes em negrito indicam os casos em que a hipótese nula de resíduos não estacionários foi rejeitada a 5% de significância e a de resíduos independentes não foi rejeita a este mesmo nível de significância.

Os produtos com grau relativamente mais alto de intensidade tecnológica apresentaram um padrão de Repasse Cambial elevado, segundo as estimativas do EI e BC-Cup. Dentre os 11 produtos classificados como Média-Alta, todas as estimativas do EI apresentaram coeficientes negativos ou não são significantes (este número foi de 9 produtos no BC-Cup). Para estes produtos, os exportadores tendem a repassar completamente variações cambiais ou até ampliar seu efeito sobre os preços. Por exemplo, utilizando o estimador BC-Cup, o produto 640299 apresentou o coeficiente de -0,2047. Isto indica que uma desvalorização de 10% do Real é seguida de uma redução em aproximadamente 2,05% no preço em Reais. Desta forma, o ajuste do preço em Reais contribuirá para que a redução do preço no mercado destino seja maior do que 10%.

A grande maioria dos coeficientes positivos e significativos foi encontrada em produtos classificados com Média-Baixa ou Média intensidade tecnológica. Como pode ser visto na tabela 5, as médias dos coeficientes estimados pelo EI e BC-Cup caem a medida que o nível de intensidade tecnológica aumenta. Este padrão segue o encontrado em Barroso (2012), em que foi encontrada uma relação positiva entre nível tecnológico e repasse cambial, assim como a literatura citada anteriormente. Os resultados dos estimadores PD e AMG não apresentaram relação com a intensidade tecnológica.

Tabela 5 – Médias dos Coeficientes por Intensidade Tecnológica

	PD	AMG	EI	BC-Cup
Média-Baixa	0,023	0,017	-0,022	0,106
Média	-0,102	-0,098	-0,036	0,012
Média-Alta	0,038	0,043	-0,154	-0,022

Fonte: Elaboração Própria.

5 Considerações Finais

Este estudo estimou coeficientes de Precificações ao Mercado para exportações brasileiras durante os anos de 2010 a 2018. Foram usados dados trimestrais de preços de exportação na forma de valor unitário desagregados por produtos. Foram analisados 22 produtos com diferentes características de mercado e produtivas, exportados para 13 países. Foram utilizado modelos que consideram uma estrutura de fatores para os erros, isto é, modelam os erros como uma combinação linear de fatores comuns e idiossincráticos não observados.

Estimadores que utilizam estrutura de fatores, como o AMG, EI e BC-Cup apresentaram melhor desempenho na estimação de elasticidades de Precificação ao Mercado, quanto a controlar correlação e não estacionariedade residual. A estimação de coeficientes de Precificação ao Mercado utilizando modelos de efeitos comuns não observados identificou comportamento de Precificação ao Mercado na maioria dos produtos da amostra. A média dos coeficientes estimados variou entre 0,008 para o PD, 0,009 no AMG, -0,091 no EI e 0,025 no BC-Cup. A dispersão dos coeficientes estimados e os diferentes comportamentos precificadores entre os produtos também foi encontrado em Mejean (2004) para a maioria dos países exportadores analisados. Segundo este autor, isto indicaria que as diferenças de

ajustes de preços entre produtos seriam melhor explicadas por características estruturais microeconômicas dos setores.

Como apontam as médias das estimativas dos estimadores com melhor desempenho, os coeficientes aqui obtidos foram, em valores absolutos, menores do que os encontrados anteriormente na literatura empírica baseada na especificação de Knetter (1989). Pode ser apontada como uma das explicações para esta questão que, em modelos que não consideram a presença de fatores comuns não observados, os efeitos destes fatores não são distinguidos dos efeitos específicos da taxa de câmbio. Desta forma, o coeficiente de inclinação estaria capturando também os efeitos de choques comuns aos preços.

Tentativas anteriores de estimar coeficientes de Precificação ao Mercado para exportações brasileiras utilizando modelos de fatores comuns encontraram resultados divergentes. Em Barroso (2012), as estimativas apresentadas foram positivas e significantes em todos os setores, sendo o coeficiente em média 0,42. Estas divergências podem ser reflexo da forma como os índices de preços utilizados em Barroso (2012) são construídos.

De acordo com os coeficientes estimados, as exportações brasileiras apresentaram um padrão similar ao encontrado em Knetter (1989) para exportações americanas. Para um considerável número de produtos, as firmas exportadoras ajustam preços de modo a ampliar o efeito de uma variação cambial. Considerando que o período analisado foi caracterizado por desvalorizações do Real frente à moeda de praticamente todos os outros países, o comportamento precificador das firmas brasileiras foi de reduzir seu preço em Reais frente à estas desvalorizações. Este resultado aponta que, frente ao *trade-off* entre lucros no curto prazo e parcela de mercado futura, os exportadores buscarão aumentar sua parcela de mercado aproveitando a desvalorização de sua moeda. Este comportamento também reflete que para estes produtos, a elasticidade curva de demanda com que a firma exportadora se depara aumenta quando o preço na moeda do importador diminui, como no caso de uma desvalorização cambial da moeda do exportador.

As elasticidades estimadas refletem interações entre características da demanda, dos produtos e das estruturas de mercado em que estes exportadores competem. As diferenças de coeficientes entre produtos seriam o resultado do comportamento maximizador de firmas exportadoras em diferentes cenários, o que envolveria diferentes curvas de demanda e assim respostas diferentes de ajustamento de preços frente à choques cambiais. Foi encontrada uma relação negativa entre coeficientes estimados e intensidade tecnológica dos produtos (e consequentemente uma relação positiva entre Repasse Cambial e intensidade tecnológica), como em Barroso (2012). A intensidade tecnológica afeta os coeficientes estimados pois está associada à fatores como diferenciação de produtos e substituíbilidade de bens, que afetam a convexidade da curva de demanda.

APÊNDICE A – Gráficos

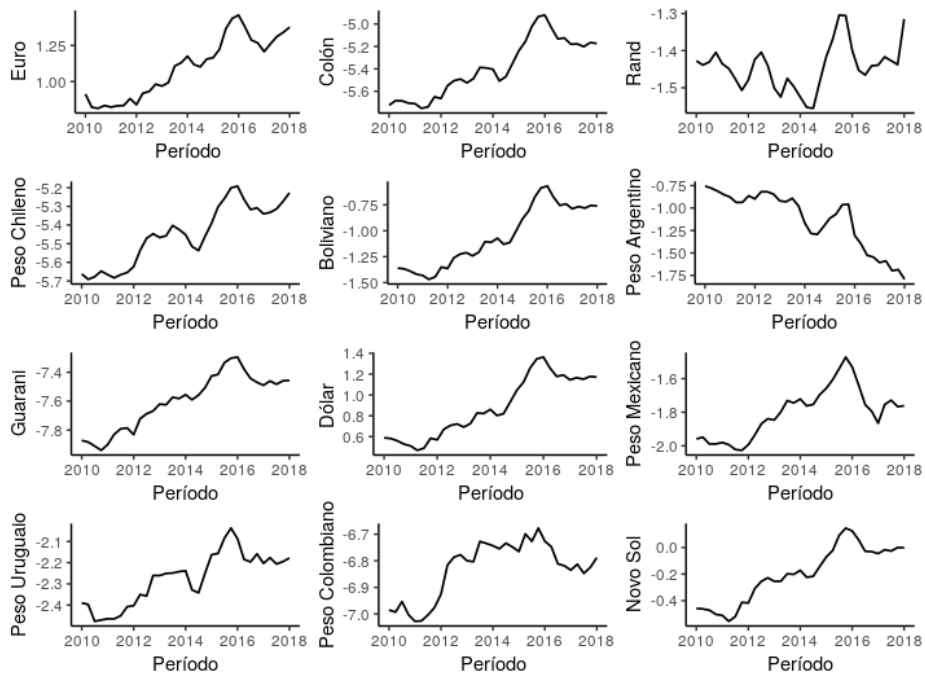


Figura 5 – Taxas de Câmbio Bilaterais (em logs)

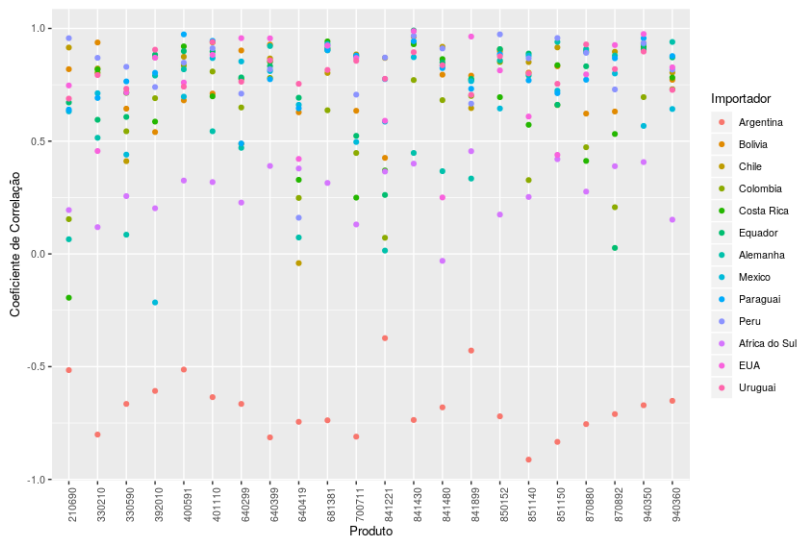


Figura 6 – Correlações entre Preço e Taxa de Câmbio

Referências

- ATHUKORALA, P.; MENON, J. Pricing to market behaviour and exchange rate pass-through in japanese exports. *The Economic Journal*, Oxford University Press Oxford, UK, v. 104, n. 423, p. 271–281, 1994. 2
- ATKESON, A.; BURSTEIN, A. Pricing-to-market, trade costs, and international relative prices. *The American Economic Review*, American Economic Association, v. 98, n. 5, p. 1998–2031, 2008. 5
- BAI, J. Panel data models with interactive fixed effects. *Econometrica*, Wiley Online Library, v. 77, n. 4, p. 1229–1279, 2009. 3, 9, 10
- BAI, J.; KAO, C.; NG, S. Panel cointegration with global stochastic trends. *Journal of Econometrics*, Elsevier, v. 149, n. 1, p. 82–99, 2009. 3, 10, 12
- BAI, J.; NG, S. Determining the number of factors in approximate factor models. *Econometrica*, Wiley Online Library, v. 70, n. 1, p. 191–221, 2002. 12
- BARROSO, J. B. R. B. Pricing-to-market by brazilian exporters: a panel cointegration approach. 2012. 2, 14, 16, 17
- BOX, G. E.; TIAO, G. C. Intervention analysis with applications to economic and environmental problems. *Journal of the American Statistical Association*, Taylor & Francis Group, v. 70, n. 349, p. 70–79, 1975. 6
- CHEN, C.; LIU, L.-M. Joint estimation of model parameters and outlier effects in time series. *Journal of the American Statistical Association*, Taylor & Francis, v. 88, n. 421, p. 284–297, 1993. 6
- CHIAIE, S. D.; FERRARA, L.; GIANNONE, D. Common factors of commodity prices. *La Défense-EconomiX*, 2017. 8
- EBERHARDT, M.; BOND, S. Cross-section dependence in nonstationary panel models: a novel estimator. 2009. 2, 8, 11, 13
- EBERHARDT, M.; TEAL, F. Modeling technology and technological change in manufacturing: how do countries differ? 2008. 3, 8, 9, 10
- EBERHARDT, M.; TEAL, F. Productivity analysis in global manufacturing production. Department of Economics (University of Oxford), 2010. 9, 10, 11
- GAGNON, J. E.; KNETTER, M. M. Markup adjustment and exchange rate fluctuations: evidence from panel data on automobile exports. *Journal of International Money and Finance*, Elsevier, v. 14, n. 2, p. 289–310, 1995. 2
- GALINDO-RUEDA, F.; VERGER, F. Oecd taxonomy of economic activities based on r&d intensity. OECD iLibrary, 2016. 14
- KAO, C. Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data. *Journal of econometrics*, Elsevier, v. 90, n. 1, p. 1–44, 1999. 13
- KARABIYIK, H.; REESE, S.; WESTERLUND, J. On the role of the rank condition in cce estimation of factor-augmented panel regressions. *Journal of Econometrics*, Elsevier, v. 197, n. 1, p. 60–64, 2017. 13
- KNETTER, M. M. Price discrimination by us and german exporters. *The American Economic Review*, JSTOR, v. 79, n. 1, p. 198–210, 1989. 2, 3, 7, 8, 17
- KNETTER, M. M. *International comparisons of pricing-to-market behavior*. [S.l.], 1992. 2
- KRUGMAN, P. Pricing to market when the exchange rate changes. n. 1926, May 1986. 2
- MEJEAN, I. *Exchange rate movements and export prices an empirical analysis*. [S.l.]: INSEE, 2004. v. 27. 16
- PESARAN, M. H. General diagnostic tests for cross section dependence in panels. 2004. 11
- PESARAN, M. H. Estimation and inference in large heterogeneous panels with a multifactor error structure. *Econometrica*, Wiley Online Library, v. 74, n. 4, p. 967–1012, 2006. 3, 9
- PESARAN, M. H. A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence. *Journal of applied econometrics*, Wiley Online Library, v. 22, n. 2, p. 265–312, 2007. 11
- PHILLIPS, P. C.; HANSEN, B. E. Statistical inference in instrumental variables regression with $i(1)$ processes. *The Review of Economic Studies*, Wiley-Blackwell, v. 57, n. 1, p. 99–125, 1990. 10
- PHILLIPS, P. C.; SUL, D. Dynamic panel estimation and homogeneity testing under cross section dependence. *The Econometrics Journal*, Wiley Online Library, v. 6, n. 1, p. 217–259, 2003. 8
- YANG, J. Exchange rate pass-through in us manufacturing industries. *Review of Economics and Statistics*, MIT Press, v. 79, n. 1, p. 95–104, 1997. 14