UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E CONTABILIDADE DE RIBEIRÃO
PRETO
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA – ÁREA: ECONOMIA APLICADA

DANIEL QUINAUD PEDRON SILVA

**Precificação ao Mercado em exportações brasileiras: uma
análise de painel com fatores comuns não observados**

Orientador: Prof. Dr. Sérgio Kannebley Júnior

Ribeirão Preto
2019

Prof. Dr. Vahan Agopyan

Reitor da Universidade de São Paulo

Prof. Dr. André Lucirton Costa

Diretor da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto

Prof. Dr. Sérgio Kannebley Júnior

Chefe do Departamento de Economia

Prof. Dr. Sergio Naruhiko Sakurai

Coordenador do Programa de Pós-Graduação em Economia

DANIEL QUINAUD PEDRON SILVA

**Precificação ao Mercado em exportações brasileiras: uma
análise de painel com fatores comuns não observados**

Dissertação de mestrado apresentada ao
Programa de Pós-Graduação em Economia
– Área: Economia Aplicada da Faculdade
de Economia, Administração e Contabilidade
de Ribeirão Preto da Universidade de São
Paulo para obtenção do título de Mestre em
Ciências. Versão Corrigida. A versão original
se encontra disponível na FEA-RP.

Orientador: Prof. Dr. Sérgio Kannebley
Júnior

Ribeirão Preto

2019

Autorizo a reprodução e divulgação total ou parcial deste trabalho, por qualquer meio convencional ou eletrônico, para fins de estudo e pesquisa, desde que citada a fonte.

Silva, Daniel Quinaud Pedron.

Precificação ao Mercado de exportações brasileiras: uma análise de painel com fatores comuns não observados / Daniel Quinaud Pedron Silva – Ribeirão Preto, SP, 2019.

91 p.: il.; 30 cm

Dissertação de mestrado apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia – Área: Economia Aplicada da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto da Universidade de São Paulo, para obtenção do título de Mestre em Ciências. – Universidade de São Paulo

Orientador: Kannebley Júnior, Sérgio

1. Modelos de Dados em Painel.
2. Comércio Internacional .
3. Precificação ao Mercado.

Agradecimentos

Aos meus pais, por todo o apoio ao longo dos anos.

À minha namorada, Jéssica, pela paciência e companheirismo durante esta fase da vida.

Ao professor Sérgio Kannebley, com quem aprendi muito, pela orientação e incentivo.

À Fundace, pela oportunidade concedida no segundo ano do mestrado por meio do Projeto Condeca, que possibilitou a minha permanência em Ribeirão Preto durante este ano. E também à todos os colegas de projeto, foi um prazer trabalhar com vocês.

A todos os amigos que fiz durante o mestrado, com os quais tive o prazer de conviver estes anos, por tornar minha rotina mais agradável, pelas ajudas e conversas acadêmicas.

A todos os professores da USP-RP com que tive contato, pela excelente formação acadêmica que proporcionaram.

Aos professores Luiz Guilherme Scorzafave e Sérgio Sakurai, pelas valiosas contribuições à minha dissertação durante as bancas de Qualificação e Pré-Defesa.

O presente trabalho foi realizado com apoio da Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior - Brasil (CAPES) - Código de Financiamento 001

Resumo

Silva, D. Q. P. **Precificação ao Mercado de exportações brasileiras: uma análise de painel com fatores comuns não observados.** Dissertação (Mestrado) – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto, Universidade de São Paulo, Ribeirão Preto, 2019.

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. Modelos tradicionais como o de Efeitos Fixos, assumem erros independentes e homogeneidade dos efeitos destes fatores. Comparando estas duas formas de estimação, 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*. Entre estes estimadores, o CCE não se mostrou eficaz em considerar a dependência *cross-section*. Os resultados dos estimadores EI e BC-Cup, que apresentaram melhor desempenho nestes modelos, indicaram uma considerável dispersão nos coeficientes entre os produtos da amostra. A maioria dos produtos estudados apresentou prática de Precificação ao Mercado no período analisado. Em 11 produtos de um total de 22, os coeficientes apresentaram sinal negativo quando estimados pelo BC-Cup e 15 quando utilizado o EI. Este padrão é similar ao encontrado em Knetter (1989) para exportadores americanos. A média dos coeficientes variou entre 0,0251 e -0,0906, de acordo com o estimador considerado. Isto indica coeficientes menores do que o encontrado na literatura de Precificação ao Mercado para o Brasil. Foram encontradas indícios de relação negativa entre o grau de intensidade tecnológica dos produtos e as estimativas dos coeficientes. De um modo geral, a amplificação de variações cambiais seria mais presente em produtos de maior intensidade tecnológica, e assim mais diferenciados e com menor disponibilidade de bens substitutos próximos. As estimativas de modelos de correção de erros indicaram que as variáveis de preços de exportação, taxa de câmbio e os fatores comuns não observados possuem relações de longo prazo para todos os produtos. Os coeficientes de longo prazo do Modelo de Correção de Erros com fatores comuns não observados apresentaram um padrão diferente, sendo em sua maioria positivos e não significantes.

Palavras-chave: 1. Modelos de Dados em Painel. 2. Comércio Internacional. 3. Precificação ao Mercado.

Abstract

Silva, D. Q. P. **Pricing to Market in Brazilian exports: A panel with unobserved factors analysis**. Dissertation (Master Degree) – School of Economics, Business and Accounting at Ribeirão Preto, University of São Paulo, Ribeirão Preto, 2019.

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. Traditional panel models, such as the Fixed Effects, assume cross-sectionally independent errors and homogeneous common factors. We compare those two estimation techniques and found that the error factor models had a better performance in terms of stationary and cross-sectionally independent residuals. Among these estimators, the CCE wasn't capable of capturing the cross-section dependence in those 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. The Interactive Effects estimatives showed that 15 products, out of a total of 22, had negative coefficients. The BC-Cup resulted in 11 negative coefficients. In those products, the exporters adjust his mark-up to amplifies the effects of exchange rate variations over prices in the destination market. This pattern is similar to the one found in Knetter (1989) for American exports. The average coefficient found here was 0,0251 and -0,0906, according to the estimator used, indicating smaller coefficients than the ones found in the literature for Brazilian exporters. We found evidences of a negative relationship between technological intensity of products and Pricing to Market coefficients. In general, suavization of exchange rate effects occur more in products who faces more competitive markets, with high substitution and more market concentration. The amplification of exchange rate effects were more present in products with more technological intensity, which according to the literature have more product differentiation and fewer substitution possibilities. The estimatives of Panel Error Correction Models indicated long run cointegration relationships between unit values, exchange rates and the unobserved common factors for all products. The long run coefficients showed a different pattern, being mostly positives and not statistically significant.

Keywords: 1. Panel Data Models 2. Trade Economics 3. Pricing to Market

Lista de ilustrações

Figura 1 – Gráfico Parcela de Mercado e HH	32
Figura 2 – Exemplo de <i>outlier</i>	34
Figura 3 – Exemplos efeitos tratamento de <i>outliers</i>	35
Figura 4 – Médias Valores Unitários	37
Figura 5 – Taxas de Câmbio Bilaterais (em logaritmo natural)	38
Figura 6 – Correlações entre Preço e Taxa de Câmbio	39
Figura 7 – <i>Box-Plot</i> dos Coeficientes	62
Figura 8 – <i>Box-plot</i> coeficientes MCE	72
Figura 9 – Comparação Coeficientes	74

Lista de tabelas

Tabela 1 – Amostra de Produtos	31
Tabela 2 – Estatísticas Descritivas dos Valores Unitários	33
Tabela 3 – Estatísticas Descritivas do Valor Unitário após tratamento	36
Tabela 4 – Estatísticas Descritivas das Taxas de Câmbio Bilaterais	37
Tabela 5 – Testes CIPS de Raiz Unitária	58
Tabela 6 – Testes de Dependência <i>Cross-section</i>	59
Tabela 7 – Teste de Cointegração	60
Tabela 8 – Número de Fatores Comuns	61
Tabela 9 – Estatísticas Descritivas para Coeficientes de Precificação ao Mercado . .	62
Tabela 10 – Diagnóstico de Resíduos	64
Tabela 11 – Estimadores com melhor desempenho	66
Tabela 12 – Coeficientes dos Produtos por Intensidade Tecnológica	68
Tabela 13 – Médias dos Coeficientes por Intensidade Tecnológica	69
Tabela 14 – Diagnóstico de Resíduos	71
Tabela 15 – Coeficientes de Longo-Prazo	73
Tabela 16 – Efeitos dos <i>outliers</i>	83
Tabela 17 – Efeitos dos <i>outliers</i> . Continuação	84
Tabela 18 – Resultados Modelos Estáticos	86
Tabela 19 – Resultados Modelos Estáticos - Continuação	87
Tabela 20 – Resultados MCE	88
Tabela 21 – Resultados MCE - Continuação	89
Tabela 22 – Resultados MCE - Continuação	90
Tabela 23 – Resultados MCE - Continuação	91

Sumário

1	INTRODUÇÃO	15
2	REVISÃO DE LITERATURA	19
2.1	Revisão Teórica	19
2.2	Revisão da Literatura Empírica	24
3	BASE DE DADOS	29
3.1	Dados	29
3.2	Estatística Descritiva	33
4	METODOLOGIA	41
4.1	Estrutura metodológica	41
4.2	Dependência <i>Cross-section</i>	44
4.3	Estimadores	45
4.3.1	Estimadores Estáticos com Coeficientes Homogêneos	46
4.3.2	Estimadores Estáticos com Coeficientes Heterogêneos	49
4.4	Modelo de Correção de Erros	52
4.5	Testes	53
5	RESULTADOS	57
5.1	Pré-testes	57
5.2	Estimação Modelos Estáticos	61
5.3	Modelo de Correção de Erros	70
6	CONSIDERAÇÕES FINAIS	75
	REFERÊNCIAS	79
	APÊNDICE A – TABELAS DE EFEITOS DE <i>OUTLIERS</i>	83

APÊNDICE B – TABELAS DE RESULTADOS	85
---	-----------

1 Introdução

A relação entre preços de produtos comercializáveis e taxas de câmbio é um fator que ajuda a explicar o 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 a ajustar seu preço de acordo com 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.

Este trabalho buscará investigar se firmas exportadoras brasileiras praticam Precificação ao Mercado, ou seja, se os ajustes de preços frente a choques cambiais são específicos ao mercado de destino. Serão estimadas medidas de Precificação ao Mercado para firmas exportadoras brasileiras de variados produtos e mercados destino, utilizando uma extensão da abordagem proposta em Knetter (1989), que consiste em isolar variações no custo marginal e identificar como as firmas ajustam sua margem de lucro (*mark-up*) frente a variações cambiais.

A literatura em Precificação ao Mercado se desenvolveu a partir da percepção que preços em dólares de produtos importados nos EUA não eram muito sensíveis à variações cambiais nos anos 80. Segundo Yang (1998), isto ocorreria pois os exportadores ajustariam sua margem de lucro de forma a manter preços constantes no país importador. Foram encontradas evidências de que o inverso aconteceria com firmas exportadoras americanas, que repassariam variações cambiais ao preço de seus produtos em moeda do país importador. Knetter (1989) descreveu a Precificação ao Mercado como uma resposta ótima de uma firma exportadora monopolista à choques cambiais. Segundo este autor, o preço cobrado pela firma é definido por meio do problema da otimização, de forma que este será composto por dois componentes: o custo marginal, comum a todos os países de destino, e o *mark-up*, que depende da elasticidade de demanda específica em cada mercado. Quando a taxa de câmbio e o preço variam, o *mark-up* ótimo da firma varia em cada mercado de forma distinta.

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. Um padrão diferente foi encontrado por Bugamelli e Tedeschi (2008), segundo o qual os coeficientes apresentariam uma dispersão maior entre mercados de destino do que entre setores industriais, o que ocorreria devido ao nível de repasse cambial ser explicado por características microeconômicas do mercado de destino. 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 de destino, como especificações técnicas ou 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 (CCE) 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. Foram encontradas evidências de 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*.

Outra questão econométrica a ser abordada é a possibilidade de que as variáveis utilizadas no modelo, preço e taxa de câmbio, sejam não estacionárias. Modelos que assumem erros com estrutura de fatores, como os citados anteriormente, também consideram esta questão ao supor que a não estacionariedade tenha uma fonte comum, caso o fator comum seja não estacionário. Neste caso, existe a possibilidade de relações de cointegração entre estas variáveis do modelo. Modelos de Correção de Erros em painel permitem testar se as variáveis retornam a estas relações de equilíbrio de longo prazo após choques, além de distinguir comportamentos de curto e longo prazo. Esta análise foi realizada especificando modelos de correção de erros que consideram a existência de fatores comuns não observados, de modo a captar relações de cointegração entre as variáveis observadas e estes fatores.

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. Dentre os estimadores que assumem estrutura de fatores para o erro, o CCE não foi bem sucedido em controlar esta dependência *cross-section* nos modelos de Precificação ao Mercado. 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 a 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 país importador. Este comportamento estaria mais associado à produtos de maior intensidade tecnológica. A média dos coeficientes estimados foi de -0,0906 de acordo com o EI e 0,0251 com o BC-Cup.

A estimação de Modelos de Correção de Erros indicou que as variáveis observadas e os fatores comuns apresentam relações de cointegração no longo prazo em todos os produtos. A especificação destes modelos com um processo dinâmico comum, como no estimador AMG, se mostrou mais adequado para considerar a dependência *cross-section*. Os coeficientes de longo prazo deste modelo apresentaram resultados diferentes, sendo em média 0,135. Estes coeficientes foram em sua maioria positivos e não significantes.

Os próximos capítulos são dividido da seguinte forma: O capítulo 2 contém uma revisão da literatura internacional e nacional sobre Precificação ao Mercado, com ênfase em tentativas anteriores de estimação dos coeficientes. Este capítulo está dividido em Revisão de Literatura Teórica e Empírica. O capítulo 3 descreve a amostra de produtos e os dados. O capítulo 4 apresenta a metodologia que será empregada nesta pesquisa, abordando a estratégia de identificação, os possíveis problemas decorrentes de propriedades das séries utilizadas, os estimadores e os testes. O capítulo 5 apresenta resultados das estimações do coeficiente de PTM, compara o desempenho de estimadores e discute os resultados. O capítulo 6 apresenta as considerações finais sobre o trabalho.

2 Revisão de literatura

2.1 Revisão Teórica

Segundo Krugman (1986), a Precificação ao Mercado consiste na discriminação de preços no mercado internacional por parte do exportador. Após um choque cambial, firmas exportadoras ajustariam seus preços de acordo com o país importador. Para que a Precificação ao Mercado ocorra, é necessário admitir a segmentação de mercados, ou seja, que a localização dos compradores e vendedores influencie nos termos de transação de forma significativa, permitindo que compradores em países diferentes paguem preços diferentes pelo mesmo produto. O grau de segmentação dos mercados e a natureza da competição estão relacionadas. Segundo Goldberg e Knetter (1996), como a competição perfeita requer mercados integrados, a segmentação de mercados implica em competição imperfeita e, portanto, alguma forma de poder de mercado, que possibilita as firmas cobrarem preços diferente do custo marginal e realizar discriminação de preços de terceiro grau. Dessa forma, concorrência imperfeita e segmentação de mercados são condições necessárias para a ocorrência de PTM.

Burstein e Gopinath (2013) observaram grandes desvios da Paridade do Poder de Compra (PPC) relativa para bens produzidos em um país e vendidos em múltiplas localidades, e que na média estes desvios são correlacionados com variações da taxas de câmbio. Sob a PPC relativa, os preços de um produto no país onde é produzido e em um país importador devem variar na mesma proporção, quando medidos na mesma moeda. Assumindo que variações no custo marginal de um bem são independentes dos países para onde ele é exportado, as violações da PPC relativa podem ser usadas para medir o grau de Precificação ao Mercado através do ajuste sistemático de *mark-up* nos países de destino. Isto pode ser visto, segundo Burstein e Gopinath (2013), considerando um bem produzido em um país i e vendido nos países n e m . A variação do preço relativo nestes dois países, medidos na mesma moeda, pode ser escrita como:

$$(\Delta p_{in} + \Delta E_{ni}) - (\Delta p_{im} + \Delta E_{mi}) = (\Delta Cmg_{in} + \Delta E_{ni} - \Delta Cmg_{im} - \Delta E_{mi}) + (\Delta \mu_{in} - \Delta \mu_{im}) \quad (2.1)$$

em que E_{ni} é a taxa de câmbio do país n em relação ao i , Cmg_{in} é o custo marginal do bem produzido em i e vendido em n e μ_{in} é o *mark-up* no país n . Se as variações no custo marginal são independentes do país de destino, $\Delta Cmg_{in} = \Delta Cmg_{im}$, e a variação no preço relativo entre os dois países é dada por $(\Delta E_{ni} - \Delta E_{mi}) + (\Delta \mu_{in} - \Delta \mu_{im})$, a diferença entre as variações cambiais mais a diferença na variação dos *mark-up*. Portanto, a Precificação ao

Mercado requer não apenas *mark-up* variáveis, mas também variações diferentes nos países de destino, isto é, $(\Delta\mu_{in} - \Delta\mu_{im}) \neq 0$.

Trabalhos da literatura de comércio internacional nos anos 1980 e 1990 se baseavam majoritariamente em modelos de Organização Industrial e na importância da estrutura competitiva imperfeita do mercado para explicar como firmas ajustam preços no mercado internacional, como Dornbusch (1987).

Se uma firma possui poder de mercado, sua precificação dependerá de sua percepção acerca do formato da curva de demanda. Para analisar isto, consideremos, como em Goldberg e Knetter (1996), uma firma monopolista exportadora que vende seu produto em n diferentes mercados segmentados. Considerando o comportamento maximizador de lucro do monopolista, seu lucro será:

$$\Pi(p_1, p_2, \dots, p_n) = \sum_{i=1}^n p_i q_i(E_i p_i V_i) - C \left(\sum_{i=1}^n q_i(E_i p_i V_i, w) \right) \quad (2.2)$$

em que p_i é o preço do produto em cada mercado importador i medido na moeda do exportador, E_i a taxa de câmbio entre a moeda do exportador e a do país i , q_i é a função de demanda do comprador, que depende do preço do bem na moeda do importador ($E_i p_i$) e um deslocador de demanda V , e $C(q, w)$ a função custo da firma. A firma irá maximizar lucro igualando a receita marginal em cada mercado com o custo marginal, de forma que os preços serão:

$$p_i = Cmg \left(\frac{\varepsilon_i}{\varepsilon_i - 1} \right), \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (2.3)$$

em que n é a quantidade de países para o qual a firma exporta. Vemos que os preços em cada mercado (medidos na moeda do país exportador) serão iguais ao custo marginal da firma multiplicado por um termo de *mark-up*, que depende da elasticidade da demanda (ε_i). Variações cambiais levam ao aumento da diferença entre o preço pago pelo importador e o valor recebido pelo exportador. Uma desvalorização da moeda do país de destino, por exemplo, aumenta o preço pago neste país pelo produto importado. Se a demanda neste país tiver elasticidade constante em relação ao preço, a variação cambial não afeta o *mark-up*. Se a elasticidade da demanda variar com o preço pago pelo importador, a taxa de câmbio afeta a elasticidade, $\varepsilon_i = \varepsilon_i[E_i]$, de modo que o *mark-up* ótimo neste mercado irá responder à variações no preço causadas por choques cambiais.

O modelo elaborado por Bergin e Feenstra (2001) busca explicar a relação entre Precificação ao Mercado e elasticidade de demanda. Este modelo considera mercados segmentados por países, em que firmas oligopolísticas vendem seus bens nos mercados interno e externo. As firmas são de propriedade das famílias, que obtém renda através dos lucros destas firmas e do trabalho que ofertam. O modelo mostra que a ocorrência de Precificação ao Mercado dependerá da hipótese de que a elasticidade de substituição entre bens não é constante. Assumindo que as preferências das famílias em relação a estes bens

seguem uma forma funcional do tipo *Constant Elasticity Substitution* (CES), de elasticidade e *mark-up* constante, o preço ótimo de uma firma não é afetado por variações no preço de seu concorrente. Neste caso, os autores demonstram que a razão entre o preço ótimo que uma firma cobra nos mercados interno e externo medidos na mesma moeda¹ será igual a 1, o que implica em repasse cambial completo e não há possibilidade de ocorrência de Precificação ao Mercado. Sob a hipótese de que as preferências seguem a forma *translog*, a razão entre o preço ótimo no mercado interno e externo poderá ser diferente de 1 e irá depender de parâmetros relativos aos mercados. Isto ocorreria devido a esta especificação permitir que a elasticidade de demanda que as firmas se deparam dependa varie com preços.

A convexidade da demanda já havia sido apontada em Krugman (1986) e Dornbusch (1987) como um dos determinantes da Precificação ao Mercado em cenários de custo marginal constante e competição imperfeita. Se a demanda se torna mais elástica à medida que o preço pago pelo importador aumenta, o *mark-up* ótimo que a firma cobra naquele mercado cai quando a moeda do importador se deprecia. Quando a elasticidade da demanda cai com aumentos do preço de importação, o *mark-up* aumentará com a desvalorização cambial da moeda do importador.

A convexidade da demanda depende, segundo Yang (1998), de fatores como as parcelas de mercado dos exportadores, diferenciação de produtos e outras características setoriais ou da firma. A parcela de mercado pode afetar a precificação de uma firma por meio da parcela de mercado futura, como discutido em Froot e Klemperer (1989), que considera um *trade-off* intertemporal entre a estratégia de precificação em um período de tempo e a parcela de mercado futura, de forma que a estratégia de repassar para os preços variações cambiais dependem se esta variação é vista como permanente ou transitória. Variações transitórias promoveriam menos incentivos para que as firmas repassem os choques para os preços, aumentando temporariamente sua margem de lucro, do que no caso de choques cambiais permanentes. Isto também é considerado em Krugman (1986), onde a estratégia de precificação da empresa leva em conta sua reputação, isto é, se uma firma anuncia um certo preço mas quando os consumidores vão realizar a compra este preço foi alterado, ela perderá parcela do mercado no futuro. Desta forma, a firma pode decidir não repassar variações inesperadas de custos provenientes de uma variação cambial, para preservar sua parcela de mercado no futuro.

Um modelo para descrever a prática de discriminação de preço entre o mercado doméstico e o mercado externo foi desenvolvido por Marston (1990), que considerou uma firma que produz um certo bem e o vende nestes dois mercados. Seja p_{dt} o preço do bem no mercado doméstico (em moeda local do exportador), e p_{et} o preço do bem no mercado externo (medido na moeda do importador). A firma maximiza lucro em ambos mercados, e

¹ Bergin e Feenstra (2001) utilizam esta razão como medida de Precificação ao Mercado.

a solução deste problema de maximização levará às seguintes equações de preços:

$$p_{dt} = Cmg \left(\frac{\varepsilon_{dt}}{\varepsilon_{dt} - 1} \right) = CmgM(\varepsilon_{dt}) \quad (2.4a)$$

$$E_t p_{et} = Cmg \left(\frac{\varepsilon_{et}}{\varepsilon_{et} - 1} \right) = CmgN(\varepsilon_{et}) \quad (2.4b)$$

Em que $M(\varepsilon_{dt})$ e $N(\varepsilon_{et})$ são respectivamente os *mark-ups* nos mercados interno e externo. Dividindo estas duas equações de preços, temos a razão entre os preços nos mercados interno e externo, medidos na moeda do exportador:

$$X_t = (E_t p_{et}) / p_{dt} = \frac{\left(\frac{\varepsilon_{et}}{\varepsilon_{et} - 1} \right)}{\left(\frac{\varepsilon_{dt}}{\varepsilon_{dt} - 1} \right)} = \frac{N(\varepsilon_{et})}{M(\varepsilon_{dt})} \quad (2.5)$$

Para determinar os efeitos da taxa de câmbio sobre os preços relativos, as equações (2.4) são totalmente diferenciadas, e resolvendo para os preços, é possível obter as elasticidades dos preços no mercado externo e interno em relação à taxa de câmbio, respectivamente:

$$\beta_1 = (dp_{et}/p_{et}) / (dE_t/E_t) = -(H_{11}E_t)/|H| < 0 \quad (2.6a)$$

$$\beta_2 = (dp_{dt}/p_{dt}) / (dE_t/E_t) = -[N(\varepsilon_{et})C_{11}f_1/p_{et}]/|H| \quad (2.6b)$$

Em que H_{11} e H são condições de segunda ordem, f_1 a derivada da função de demanda do mercado externo em relação à taxa de câmbio e C_{11} a derivada do custo marginal em relação ao produto. A elasticidade do preço externo, β_1 , é negativa. Isto indica que depreciações da taxa de câmbio reduzem o preço do bem na moeda do importador. Esta elasticidade é chamada de Coeficiente de Repasse Cambial, e mede o quanto a firma repassa das variações cambiais a seus preços no mercado externo em moeda estrangeira.

A elasticidade do preço doméstico em relação à taxa de câmbio, β_2 , dependerá de C_{11} . Caso o custo marginal não varie com a produção, $C_{11} = 0$, uma depreciação da taxa de câmbio não afeta os preços domésticos. Neste caso, os preços externos absorvem todo o impacto da variação cambial.

A Precificação ao Mercado diz respeito ao efeito da variação cambial sobre os preços relativos, X_t . Derivando a equação (2.5) em relação à E_t , e expressando em termos das elasticidades:

$$\begin{aligned} \alpha_1 &= \left(\frac{dX_t}{dE_t} \cdot \frac{E_t}{X_t} \right) = 1 + \beta_1 - \beta_2 \\ &= \{ -(\tau E_t H_{11}) + (\delta N(\cdot) C_{11} f_1) / p_{et} \} / |H| \end{aligned} \quad (2.7)$$

α_1 é chamada de elasticidade de Precificação ao Mercado. Os termos δ e τ são respectivamente as elasticidades dos *mark-ups* interno e externos em relação a preços:

$$\delta = (M_1 P_{dt}) / (M(\varepsilon_{dt}) P_{dt}) \quad (2.8a)$$

$$\tau = (N_1 P_{et}) / (N(\varepsilon_{et}) P_{et}) \quad (2.8b)$$

em que M_1 e N_1 são as derivadas dos *mark-ups* em relação aos respectivos preços. As elasticidades dos *mark-ups* refletem as curvaturas das curvas de demanda de cada mercado, e podem ser positivas, negativas ou nulas. Este último caso acontece quando os *mark-ups* são constantes ($\delta = \tau = 0$). Desta forma, ambas as curvas de demanda possuem elasticidade preço constante e o preço relativo X_t não varia frente à variações cambiais. Isto implica a não ocorrência de Precificação ao Mercado.

Se as elasticidades variam com os preços, caso a curva de demanda seja menos convexa do que uma curva de elasticidade constante, isto é, aumentos de preços causam aumento da elasticidade, os ajustes de *mark-up* serão inversamente proporcionais aos preços. Por exemplo, no caso de uma desvalorização cambial, que tem o efeito de reduzir o preço em moeda estrangeira, haverá ajuste positivo no *mark-up*. Isto pode ser visto nos efeitos da taxa de câmbio sobre β_1 e β_2 . Como a desvalorização diminui o preço do bem em moeda estrangeira e isto causa redução na elasticidade, o *mark-up* neste mercado aumenta, de modo que a redução do preço externo seja menor que a variação cambial ($|\beta_1| < 1$), o que caracteriza repasse cambial incompleto. Em moeda doméstica, o preço externo aumenta ($1 > 1 + \beta_1 > 0$) em termos percentuais.

Se o custo marginal é constante, o preço doméstico não se altera com a variação cambial, e a elasticidade PTM é positiva, $\alpha_1 > 0$. Isto o que indica que a diferença entre os preços doméstico e externo aumentaram com a variação cambial. Se o custo marginal é crescente em relação ao produto, o preço doméstico aumenta com a desvalorização ($\beta_2 > 0$), mas o *mark-up* no mercado doméstico cai, levando a um aumento na margem entre o preço externo e o preço doméstico. Assim, das duas formas, $1 > \alpha_1 > 0$, ou seja, a desvalorização cambial levou a um aumento do preço relativo entre os dois mercados em uma magnitude menor do que a depreciação cambial, o que significa que o mesmo produto ficou mais caro no mercado externo do que no mercado doméstico após o choque cambial.

Outra forma de medir as elasticidades de Precificação ao Mercado, é distinguindo as variações específicas para cada mercado de destino de variações no custo marginal, comuns a todos. Uma metodologia empírica para identificar o componente do custo marginal no preço foi desenvolvida por Knetter (1989). A partir da equação (2.3), temos o seguinte modelo:

$$\ln p_{it} = \theta_t + \lambda_i + \beta_i \ln E_{it} + u_{it} \quad (2.9)$$

em que θ_t é a variável que captura efeitos do tempo, λ_i é o conjunto de variáveis das características específicas de cada país importador, $\ln p_{it}$ é o preço do produto no país i medido na moeda do exportador, E_{it} é a taxa de câmbio medida em unidades da moeda do país importador em relação à moeda do exportador, e u_{it} é um termo de erro. O parâmetro λ_i mede a diferença do *mark-up* no país i em relação ao *mark-up* em um país base. Este termo é incluído para levar em conta a segmentação dos mercados. O coeficiente de efeitos

no tempo é comum para todos os países importadores. Pela equação (2.3) vemos que o componente do preço comum em todos os mercados é o custo marginal, de modo que este coeficiente é usado para captar suas variações. A inclusão deste termo permite separar a correlação entre choques cambiais e custo marginal da correlação entre choques cambiais e o *mark-up*. Portanto, o coeficiente β_i mede o grau de ajustamento de preços específicos à cada mercado importador i , controladas as variações no custo marginal e as diferenças de *mark-up* entre os mercados, permitindo quantificar o grau de Precificação ao Mercado.

A significância dos parâmetros da equação (2.9) permitiria identificar se a firma em questão está inserida em um mercado competitivo e se a elasticidade de demanda que ela se depara é constante ou não. Se $\lambda_i = \beta_i = 0$, então $P = Cmg$ e o mercado é competitivo. Se $\beta_i = 0$ mas λ_i variar entre as destinações, a firma está em um cenário de competição imperfeita com elasticidades de demanda constantes nos mercados importadores. Neste caso, os *mark-up* são diferentes entre os países de destino, porém são constantes, e os preços só variam devido à variações no custo marginal. Se os dois parâmetros são significantes, a firma pratica discriminação de preços e as elasticidades não são constantes. Estimando este modelo de painel com efeitos fixos usando dados de firmas exportadoras americanas e alemãs de 16 setores industriais, Knetter (1989) obteve parâmetros significantes na maioria dos países de destino para exportações de ambos países. Dessa forma, foi encontrado que ambos países praticam discriminação de preços e os resultados indicaram que os preços das exportações americanas são mais insensíveis à variações cambiais, sendo mais frequente o ajuste de preços de forma que o efeito do choque cambial é amplificado ($\beta_i > 0$). Segundo o autor, este é o caso em que a curva de demanda é mais convexa que uma curva de elasticidade constante. Para exportações alemãs, os ajustes de preços tendem a ocorrer no sentido de estabilizar preços, especialmente se estas exportações tem como destino os EUA.

2.2 Revisão da Literatura Empírica

Segundo Falk e Falk (2000), existem na literatura duas abordagens para se estudar o comportamento de PTM. A primeira delas analisa como se comporta a relação entre o preço externo e interno de uma firma monopolista exportadora. Um exemplo deste tipo de trabalho pode ser encontrado em Marston (1990), que encontrou evidências de Precificação ao Mercado em exportações japonesas. Foi estimado como as margens entre preços externos e domésticos variam sistematicamente de acordo com choques cambiais. Marston (1990) observou discriminação de preços em quase todos os setores industriais japoneses testados, de forma que o ajuste de preços é usado para compensar variações cambiais, mantendo os produtos japoneses competitivos no mercado externo. Outro trabalho utilizando o modelo de Marston (1990) é o de Kannebley e Assahide (2017), que estimou a elasticidade da razão entre preços no mercado doméstico e externo em relação à taxa de câmbio e encontraram

um coeficiente médio de longo prazo de 0,673 e de curto prazo de 0,246 para exportações brasileiras.

A outra abordagem consiste em utilizar dados em painel de produtos exportados a partir de um país para vários mercados de destino, usar estratégia de identificação de Knetter (1989) e estimar o quanto o exportador ajusta seu *mark-up* em cada mercado de destino frente uma variação cambial. Desta forma, Gagnon e Knetter (1995), estimaram ajustes de preços de longo prazo para exportações do setor automobilístico da Alemanha, Japão e EUA para diversos mercados de destino. O resultado desta estimação identificou relação entre o nível de PTM e o país exportador. A Precificação ao Mercado seria mais presente em exportações japonesas, ocasional nas alemãs e praticamente ausente nas americanas.

Estimativas de coeficientes de PTM maiores e mais frequentes para firmas japonesas em comparação com firmas de outros países industrializados são recorrentes na literatura, como visto em Knetter (1989) e Marston (1990). Gagnon e Knetter (1995) tentaram explicar este padrão por meio da maior competição que automóveis japoneses enfrentam no mercado internacional em relação à competição enfrentada por automóveis alemães e americanos. Segundo estes autores, automóveis japoneses tendem a concorrer no segmento de mercado para veículos mais baratos na maioria dos países analisados, onde a concorrência é mais intensa. Dessa forma, empresas japonesas ajustariam seu preço na moeda doméstica do exportador frente a choques cambiais para não perder sua parcela do mercado. Os autores estimaram um modelo de correção de erros, o que permitiu comparar coeficientes de PTM de longo e curto prazo. Foi encontrado que no curto prazo o grau de Precificação ao Mercado é menor. Os resultados de Gagnon e Knetter (1995) indicaram que em ambos curto e longo prazo, os padrões internacionais de Precificação ao Mercado são mantidos, sendo esta prática mais recorrente em exportações japonesas e praticamente inexistente nas americanas.

Outros trabalhos buscaram analisar o padrão setorial dos coeficientes de PTM, como em Knetter (1992), que expandiu a amostra para um número maior de setores industriais americanos e alemães, obtendo estimativas de coeficientes similares para diferentes países exportadores dentro de um mesmo setor industrial. Um teste F não rejeitou a hipótese nula de coeficientes de ajustes de preços idênticos dentro de um mesmo setor industrial. Em comparação, foi encontrada uma grande variação das estimativas para os diversos setores dentro de cada país exportador, o que levou Knetter (1992) a sugerir que a principal fonte de padrões de comportamento de Precificação ao Mercado seria o setor industrial. Uma outra evidência seria o trabalho de Carew e Florkowski (2003), que estimou coeficientes de Precificação ao Mercado para exportações agrícolas americanas e canadenses. Foi encontrado que os exportadores americanos tendem a ajustar os *mark-ups* de forma a estabilizar os preços nos mercados de destino quando a taxa de câmbio varia. Este resultado é bem diferente do encontrado por Knetter (1989), que estudou exportações de produtos manufaturados.

O ajuste de preços de acordo com o mercado de destino não é um caso restrito à setores específicos, apesar da literatura se concentrar um número pequeno de setores industriais. Mejean (2004) usou uma amostra maior de países e setores, com dados desagregados de 2000 setores exportadores de 6 países da OCDE e estimou os coeficientes de ajustamento de preços de exportação frente a variações cambiais. Os resultados indicaram coeficientes de ajustamento heterogêneos entre setores industriais e países exportadores. Esta dispersão no coeficientes de ajustamento foi explicada por este autor como decorrente de características estruturais microeconômicas.

Em um estudo mais recente, Bugamelli e Tedeschi (2008) procuraram estimar uma versão adaptada da equação de Knetter (1989) usando dados dos anos 1990, e para eliminar viés de seleção na amostra, usaram dados de preços de 6 países da zona do Euro para todos os mercados de destino e todos os setores exportadores destes países. A inclusão de todos os setores da pauta exportadora destes países permitiria uma melhor busca pela relação entre diferentes estruturas de mercado e a Precificação ao Mercado do que em trabalhos anteriores focados em setores específicos ou em mercados importadores localizados apenas em economias avançadas. O resultado da estimação indicou heterogeneidade no coeficiente de repasse cambial maior em relação ao mercado de destino do que em relação ao setor de exportação, o que forneceria evidências de que o ambiente competitivo do mercado seria mais importante que a tecnologia e outras características do produto na definição da estratégia de precificação. Os autores encontraram que as firmas dos países estudados repassavam praticamente toda a variação cambial aos preços quando vendem para países emergentes. Para as exportações direcionadas a países industrializados e em setores oligopolizados, como os intensivos em tecnologia, este repasse é apenas parcial e heterogêneo, como encontrado na literatura citada anteriormente.

Para o caso brasileiro, Barroso (2012) usou uma metodologia diferente para separar os efeitos de choques cambiais sobre o custo marginal e sobre o *mark-up*. Barroso estendeu o método usado em Knetter (1989) para um modelo de painel com cointegração, o que possibilitaria capturar relações de longo prazo entre as variáveis, e buscou identificar o custo marginal como uma tendência estocástica global comum aos preços em todos os mercados de destino. Barroso justificou este método dizendo que a estimação dos parâmetros de longo prazo conduz à coeficientes menos dispersos, melhor especificados e mais relacionado com fundamentos microeconômicos. Foram usados dados de 1997 à 2006 relativos à 13 setores de diferentes níveis de intensidade tecnológica, exportados para 29 a 53 países, de acordo com o setor. Os resultados da estimação deste artigo mostraram uma dispersão nos coeficientes de ajuste de preços menor do que em trabalhos anteriores usando dados em painel, e uma correlação positiva entre o coeficiente de repasse cambial e o grau de intensidade tecnológica do setor. Segundo o autor, este padrão não poderia ser atribuído à restrições de rigidez de preços no longo prazo, sendo assim uma evidência a favor de

explicações relacionadas à diferentes estruturas de mercado nos países importadores. O coeficiente de Precificação ao Mercado médio de longo prazo encontrado por Barroso para as firmas brasileiras foi de 0,42, valor abaixo da elasticidade de longo prazo estimada em Kannebley e Assahide (2017) de 0,67.

Alguns trabalhos mais recentes usam microdados desagregados no nível da firma, como em Asprilla et al. (2015), Atkeson e Burstein (2008) e Fitzgerald e Haller (2013). O uso de microdados permite comparar preços de produtos produzido na mesma fábrica, onde o custo marginal é comum, o que permitiria a identificação de variações no *mark-up* relativo deste produto em países diferentes e sua distinção de variações no custo marginal relativo. Segundo Fitzgerald e Haller (2013) o uso de dados agregados seria sub-ótimo. Não necessariamente os preços comparados seriam de produtos produzidos na mesma planta, além da taxa de câmbio de faturação e o *timing* das variações de preços não serem observados. Goldberg e Knetter (1996) argumentam que mesmo que o nível de agregação dos dados em valor unitário não garanta que os produtos sejam idênticos nas diferentes localidades de destino, assumindo que os custos marginais do produto nestas localidades são proporcionais, a equação (2.9) ainda pode ser usada para quantificar diferenças na razão entre preços e custos marginais nos diferentes mercados decorrentes de choques cambiais, e assim identificar discriminações de preços.

Indícios de Precificação ao Mercado também foram encontrados nestes trabalhos que utilizam microdados, sendo que para Atkeson e Burstein (2008), é necessário que existam custos de comércio internacional e heterogeneidade produtiva de forma que os mercados sejam segmentados e a discriminação de preços ocorra.

3 Base de Dados

3.1 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:

$$p_{it} = \frac{V_{it}}{Q_{it}} \quad (3.1)$$

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 HS¹). Um maior nível de agregação, que compreenderia produtos mais heterogêneos, poderia levar a erros de medidas nos valores unitários. Este problema decorre de variações na composição de produtos que formam as agregações causarem variações no valor unitário. Segundo Knetter (1989), elasticidades de demanda heterogêneas entre produtos agrupados em uma mesma agregação podem fazer com que choques na taxa de câmbio alterem a composição destas agregações, de modo que variações no valor unitário não refletiriam apenas variações nos preços. Neste caso, valores unitários agregados seriam medidas viesadas de preços.

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 possível². 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

¹ HS, ou *Harmonized System*, é um sistema internacional de classificação de produtos em que as categorias são organizadas por atividade econômica ou matéria prima. Quanto maior a quantidade de dígitos no código, mais desagregado é o produto.

² Isto é, observações de valor unitário para todos os países em todos os períodos de tempo.

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).

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. O índice HH para o produto j , exportado por N países é calculado da seguinte forma:

$$HH_j = \sum_{i=1}^N \left(\frac{V_i}{\sum_{i=1}^N V_i} \times 100 \right)^2 \quad (3.2)$$

em que V_i é o valor exportado pelo país i daquele produto. O termo entre parênteses consiste no *market-share* de cada país. Este 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. Em setores nos quais o índice é menor, como no caso de produtos cujo mercado é caracterizado por vários concorrentes estabelecidos com parcelas pequenas de mercado e produtos altamente substituíveis, a competição é mais intensa e os *mark-ups* menores. Segundo Atkeson e Burstein (2008), *mark-ups* são sensíveis às parcelas de mercado e esta sensibilidade aumenta em produtos com maior elasticidade de substituição.

Para os produtos considerados na amostra, o índice HH apresentou considerável dispersão. Produtos como o 640299 (Calçados com Solas de Borracha ou Plástico) apresentam um elevado índice HH, o que significa que o mercado internacional deste produto está concentrado em um número reduzido de exportadores que detêm parcelas grandes deste mercado. Produtos como o 210690 (Preparações Alimentícias Diversas) apresentam um índice bem menor, em que cada país exportador detém uma parcela pequena do mercado. É possível ver que produtos com mercados muito concentrados são intensivos em trabalho. Entre os quatro produtos com maior índice HH (640299, 640419, 330210 e 940350)³, dois são tipos de calçados e um de móveis de madeira. O elevado nível de concentração nestes produtos é explicado pelo domínio chinês do mercado internacional destes produtos, com este país possuindo uma parcela de mercado muito acima dos demais.

Quanto à participação das exportações brasileiras, na maioria dos produtos esta percentagem se encontra entre 0,3% e 2%, sendo a parcela média 1,54%. Dentro desta

³ Calçados com Solas de Borracha ou Plástico, Calçados de Materiais Têxteis, Substâncias Odoríferas para Indústria Alimentícia e Móveis de Madeira para Quartos, respectivamente.

amostra, se destaca o 681381 (Pastilhas para Freios), em que a proporção de exportações brasileiras foi de 9,23% do total exportado naquele período, bem acima do restante da amostra.

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 calculado pela equação (3.2). % 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.

O índice HH é calculado como uma função das parcelas de mercado de todos os exportadores de um bem. Desta forma, um valor elevado do índice indica que os maiores exportadores detêm elevadas parcelas e assim elevado poder de mercado, mas não necessariamente este será o caso do Brasil. Uma forma de considerar esta questão seria analisar a interação entre o HH e a parcela de mercado do Brasil. A figura 1 mostra a relação entre estas duas medidas por meio de um gráfico de dispersão. É possível perceber que a maioria dos produtos da amostra se insere em mercados relativamente pouco concentrados e do qual o Brasil detém uma parcela baixa do mercado internacional. Estes produtos possuem índice HH e parcela de mercado abaixo da média da amostra. É possível identificar outros dois grupos no gráfico. O de produtos cujo mercado é muito concentrado em comparação com o restante da amostra e as parcelas de mercado estão abaixo da média. Este grupo

consiste em três produtos cujo índice HH é muito acima do restante. O outro grupo é o de produtos em que o mercado não é tão concentrado porém as parcelas de mercado são relativamente altas, sendo estas acima da média da amostra. Estes três grupos estão destacados na figura 1.

Figura 1 – Gráfico Parcela de Mercado e HH

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:

$$\ln(E_{it}) = \ln\left(\frac{e_{bt}}{e_{it}}\right) = \ln(e_{bt}) - \ln(e_{it}) \quad (3.3)$$

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.

3.2 Estatística Descritiva

A tabela 2 apresenta as estatísticas descritivas da variável de valor unitário em cada produto. Todas estas variáveis contam com 429 observações. Além das tradicionais medidas de média e desvio-padrão, a tabela traz o primeiro e o terceiro quartil, isto é, os valores que estão acima de 25% e 75% da amostra respectivamente. Para uma melhor análise das características das distribuições das variáveis, foram reportadas medidas de assimetria e curtose.

Tabela 2 – Estatísticas Descritivas dos Valores Unitários

Produto	Média	Desvio Padrão	Mínimo	1º Quartil	3º Quartil	Máximo	Assimetria	Curtose
210690	2,590	0,840	0,902	1,937	3,151	6,081	0,431	0,001
330210	3,349	0,736	0,495	2,899	3,870	5,089	-0,524	0,331
330590	2,493	0,747	1,132	2,001	2,741	5,626	1,303	1,585
392010	1,869	0,310	1,024	1,654	2,077	3,691	0,530	2,630
400591	2,569	0,502	1,392	2,197	2,891	3,921	0,343	-0,206
401110	2,551	0,306	1,689	2,354	2,741	4,185	0,237	1,946
640299	4,001	0,338	2,945	3,795	4,223	5,089	-0,143	0,385
640399	4,479	0,306	3,496	4,296	4,670	6,742	0,680	6,497
640419	4,083	0,314	2,843	3,914	4,250	5,343	0,101	1,862
681381	2,015	0,419	1,171	1,759	2,194	5,356	2,644	15,217
700711	2,722	0,562	1,522	2,344	3,132	4,460	-0,018	-0,686
841221	3,579	0,999	2,199	2,827	4,074	9,086	1,425	2,848
841430	2,683	0,583	1,420	2,282	2,974	6,799	2,270	9,769
841480	3,810	0,568	2,451	3,416	4,259	5,530	-0,023	-0,453
841899	3,440	0,810	1,330	3,090	3,960	7,845	-0,359	2,111
850152	2,402	0,398	1,645	2,148	2,646	5,070	1,201	4,281
851140	4,078	0,630	1,732	3,669	4,402	6,800	0,775	3,062
851150	4,179	0,641	2,491	3,794	4,467	8,254	1,961	8,287
870880	3,053	0,389	1,548	2,816	3,302	4,274	-0,106	0,676
870892	3,326	0,836	1,619	2,710	3,805	6,671	1,029	1,444
940350	1,156	0,374	0,606	0,918	1,273	2,417	1,268	1,229
940360	1,478	0,376	0,916	1,229	1,660	3,516	1,640	4,320

Fonte: Elaboração Própria.

Os dados de Valor Exportado e Quantidade Exportada são compilados pelo UNCOMTRADE 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 2, 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 2 – 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)⁴. Este procedimento busca conjuntamente modelar a série como um ARIMA e estimar os efeitos dos *outliers*, como formar 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 Intervenção⁵. O procedimento de tratamento consiste basicamente em:

- Modelar a série Y_t^* , sujeita a m *outliers*, como o ARIMA:

$$Y_t^* = \sum_{j=1}^m \omega_j L_j(B) I_t(t_j) + \frac{\theta(B)}{\phi(B)\alpha(B)} a_t \quad (3.4)$$

em que $I_t(t_j) = 1$ se $t = t_j$ e $I_t(t_j) = 0$ caso contrário; ω_j denota o efeito inicial do *outlier* no período em que ocorre. $I_t(t_1) = 1$ é uma função que indica a ocorrência de *outliers*, sendo t_j sua possível localização. $\omega_j L_j(B)$ indica a dinâmica dos efeitos do *outlier* ao longo do tempo. O termo $\frac{\theta(B)}{\phi(B)\alpha(B)} a_t = Y_t$ é uma forma de modelar a série como um modelo ARMA e indica a dinâmica original da série, caso não haja *outliers*.

- Obter os resíduos do modelo (3.4)

$$\pi(B)Y_t^* = \hat{e}_t = \sum_{j=1}^m \omega_j \pi(B) L_j(B) I_t(t_j) + a_t \quad (3.5)$$

⁴ Esta metodologia foi aplicada utilizando o pacote *tsoutliers* no *software* R.

⁵ Este tipo de modelo é discutido em Box e Tiao (1975).

em que $\pi(B) = \sum_{i=1}^{\infty} \pi_i B^i = 1 - \pi_1 B - \pi_2 B^2 - \dots$ é o polinômio que denota as ponderações dos efeitos de ω_j no tempo, estimar os efeitos ω_j e testar sua significância estatística. Se ω_j não for estatisticamente significativa, não configura um *outlier*.

- Ajustar a série retirando os efeitos dos *outliers*.
- Modelar a série ajustada como um ARIMA e usar estes resíduos para iterativamente repetir o processo, de modo que o ω_j estimado na última etapa da iteração, usando a série ajustada, será a estimativa final dos efeitos dos *outliers*.

Os outliers são classificados em 4 tipos, de acordo com a duração do seu efeito sobre a série: Inovacional (IO), Aditivo (AO), Mudança de Nível (LS) e Mudança Temporária (TC). Cada tipo impõe uma estrutura especial diferente sobre $L_j(B)$. Para as séries aqui testadas, serão considerados apenas *outliers* do tipo AO, que é o *outlier* que se caracteriza como um pico isolado (como na figura 3a), 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 3 – Exemplos efeitos tratamento de *outliers*.

As figuras 3a e 3b 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. As tabelas 16 e 17 do Apêndice reportam os efeitos estimados dos *outliers* sobre cada série de valor unitário, identificadas pelo país importador e produto. Estes efeitos são calculados como o somatório dos valores absolutos dos efeitos de cada *outlier* identificado, ω_j , em cada série. Quanto maior este efeito estimado, mais acentuados são os *outliers* em relação ao restante da série. Foram encontrados e tratados *outliers* em 132 séries, de um total de 286⁶. O número de séries tratadas variou de 2 a 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 3b.

⁶ Quantidade de países vezes número de produtos.

Tabela 3 – Estatísticas Descritivas do Valor Unitário após tratamento

Produto	Média	Desvio Padrão	Mínimo	1º Quartil	3º Quartil	Máximo	Assimetria	Curtose
210690	2,579	0,841	0,902	1,927	3,150	6,081	0,462	0,009
330210	3,335	0,733	1,097	2,884	3,859	5,089	-0,400	-0,062
330590	2,500	0,753	1,132	2,003	2,748	5,626	1,284	1,488
392010	1,861	0,286	1,024	1,654	2,077	2,673	-0,137	-0,124
400591	2,562	0,495	1,392	2,197	2,879	3,912	0,330	-0,204
401110	2,541	0,288	1,689	2,353	2,735	3,620	-0,224	0,208
640299	3,998	0,335	2,945	3,793	4,221	5,089	-0,206	0,318
640399	4,477	0,287	3,496	4,301	4,667	5,301	-0,248	0,290
640419	4,086	0,283	3,068	3,919	4,250	4,972	0,026	1,203
681381	1,977	0,302	1,293	1,762	2,176	3,251	0,278	0,211
700711	2,717	0,556	1,522	2,346	3,111	4,460	-0,026	-0,654
841221	3,525	0,925	2,199	2,820	4,000	7,034	1,098	0,709
841430	2,654	0,516	1,420	2,280	2,948	5,438	1,754	6,608
841480	3,801	0,567	2,451	3,405	4,256	5,530	-0,029	-0,484
841899	3,421	0,768	1,330	3,094	3,927	5,111	-0,842	0,602
850152	2,383	0,353	1,645	2,148	2,638	3,579	0,461	-0,043
851140	4,059	0,627	1,732	3,668	4,371	6,800	0,779	3,251
851150	4,163	0,614	2,788	3,786	4,442	8,254	2,095	9,569
870880	3,046	0,382	1,548	2,812	3,295	4,118	-0,186	0,557
870892	3,313	0,810	2,005	2,710	3,798	6,671	1,022	1,591
940350	1,151	0,372	0,606	0,918	1,264	2,417	1,318	1,382
940360	1,466	0,362	0,916	1,225	1,653	3,297	1,484	3,337

Fonte: Elaboração Própria.

A tabela 3 informa as estatísticas descritivas das séries de Valor Unitário após o procedimento de tratamento de *outliers*. É possível ver que após o tratamento a média, o desvio padrão, a assimetria e curtose diminuíram em praticamente todos os produtos. Isto indica que o procedimento deslocou a distribuição das variáveis para a esquerda e para baixo, o que confirma a redução de valores extremos. Na figura 4 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.

Tabela 4 – Estatísticas Descritivas das Taxas de Câmbio Bilaterais

Moeda	Média	Desvio Padrão	Mínimo	1º Quartil	3º Quartil	Máximo	Assimetria	Curtose
Peso Argentino	-1,125	0,316	-1,794	-1,306	-0,878	-0,756	-0,698	-0,987
Boliviano	-1,055	0,289	-1,469	-1,350	-0,767	-0,570	0,140	-1,517
Peso Chileno	-5,450	0,161	-5,691	-5,623	-5,314	-5,191	-0,098	-1,365
Peso Colombiano	-6,830	0,107	-7,028	-6,926	-6,747	-6,677	-0,637	-1,044
Colón Costa-riquenho	-5,389	0,257	-5,752	-5,649	-5,173	-4,921	0,170	-1,320
Euro	1,099	0,209	0,815	0,913	1,267	1,460	0,071	-1,434
Peso Mexicano	-1,802	0,151	-2,027	-1,949	-1,729	-1,472	0,240	-0,823
Guarani	-7,601	0,191	-7,940	-7,785	-7,459	-7,295	-0,263	-1,196
Novo Sol Peruano	-0,200	0,209	-0,556	-0,413	-0,026	0,146	-0,158	-1,260
Rand Sul-Africano	-1,443	0,062	-1,556	-1,479	-1,417	-1,304	0,438	0,094
Dólar Americano	0,880	0,287	0,468	0,589	1,166	1,363	0,153	-1,516
Peso Uruguaio	-2,275	0,123	-2,477	-2,390	-2,184	-2,037	-0,121	-1,108

Fonte: Elaboração Própria. Todas as séries de taxas de câmbio estão representadas em logaritmo natural.

Figura 4 – Médias Valores Unitários

As séries de taxa de câmbio bilateral (em logarítmico natural) são descritas na tabela 4⁷. Séries com valores positivos são aquelas em que uma unidade da moeda do país importador vale mais do um Real. As medidas de assimetria e curtose são significativamente menores nas taxas de câmbio do que nas séries de valor unitário, indicando valores extremos são raros nestas variáveis. 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. Após um pico entre 2015 e 2016,

⁷ O número de moedas é menor do que o de países devido à, desde 2000, o Equador utilizar o Dólar Americano como moeda oficial.

a taxa de câmbio se aprecia um pouco porém se mantém em um patamar mais elevado do que o inicial. Essa valorização do Real foi mais forte frente ao Rand Sul-Africano e o Peso Mexicano. Nestes casos, a partir de 2015 as taxas de câmbio bilaterais se aproximaram de seus níveis de 2013. O Peso Argentino apresentou um padrão diferente das demais séries. O Real se apreciou consideravelmente frente à esta moeda entre 2010 e 2018, sendo esta valorização, que só foi interrompida entre 2014 e 2016, mais acentuada após 2016.

Figura 5 – Taxas de Câmbio Bilaterais (em logaritmo natural)

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.

Figura 6 – Correlações entre Preço e Taxa de Câmbio

4 Metodologia

4.1 Estrutura metodológica

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

$$\ln p_{it} = \theta_t + \lambda_i + \beta_i \ln E_{it} + u_{it} \quad (4.1)$$

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 Bilateral. 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 (4.1). 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 tem a desvantagem de basear sua 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 (4.1) 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 variáveis *dummy* 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 (4.1) 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-observados, 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*. Segundo Pesaran (2015), a dependência *cross-section* nos termos do erro é geralmente a regra e não a exceção em modelos de painel e ignorá-la pode trazer consequências para a inferência. 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). A dependência também afeta testes de raiz unitária de painel que assumem independência *cross-section*, causando consideráveis distorções de tamanho. Uma série de fatores pode causar este tipo de dependência, como efeitos comuns omitidos, fatores espaciais ou interações de efeitos não-observados.

Outra questão econométrica a ser considerada é a possibilidade das variáveis de valor unitário e taxa de câmbio serem não estacionárias. Segundo Phillips e Moon (2000), uma regressão entre duas variáveis y_{it} e x_{it} não estacionárias incorrerá em um dos quatro casos seguintes, a depender da estrutura temporal dos dados:

- i. Regressão Espúria: Não há relação de cointegração¹ entre as variáveis.
- ii. Cointegração de Painel Heterogênea: Cada individuo tem sua própria relação de cointegração.

¹ Na literatura, a cointegração em um modelo de painel no qual y_{it} e x_{it} são $I(1)$ é definida como a existência de um vetor de cointegração $(1 - \beta)$ comum (ou não) a todas as N unidades, de forma que o erro e_{it} é conjuntamente um processo $I(0)$.

- iii. Cointegração de Painel Homogênea: Indivíduos compartilham a mesma relação de longo prazo.
- iv. Cointegração de Painel Quasi-Homogênea: Relações de cointegração entre os indivíduos diferem apenas por um parâmetro de localização.

Segundo Bai e Ng (2004), a não-estacionariedade em modelos de painel pode ser causada por fatores comuns ou idiossincráticos. Segundo Bai, Kao e Ng (2009), são recorrentes na literatura modelos de cointegração em painel com erros independentes na dimensão *cross-section*, porém estes modelos não acomodam a presença de choques comuns, que podem estar causando a variação comum nas variáveis. Mais recentemente, foram desenvolvidas alternativas de testes de cointegração que consideram esta dependência, como por exemplo Gengenbach, Palm e Urbain (2006).

Para a estimação, é fundamental empregar uma estratégia empírica que acomode as presenças de endogeneidade, heterogeneidade e dependência decorrentes das propriedades das variáveis utilizadas no modelo. Estimadores que assumem homogeneidade nos coeficientes são viesados e imprecisos quando as séries apresentam as propriedades citadas acima, levando a consideráveis distorções nas estimativas de parâmetros (EBERHARDT; BOND, 2009). Experimentos de Monte Carlo conduzidos por estes autores mostraram que a eficiência aumenta quando estimadores consideram a presença de dependência *cross-section*.

Considerando estas questões, 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. Para isto, serão utilizados modelos que assumem formas flexíveis para o termo do erro, não requerendo hipóteses acerca destas propriedades.

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 comparada com 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 próxima seção abordará o conceito de dependência *cross-section*, suas implicações e forma de modelagem. A seção 4.3 consistirá na descrição sobre os estimadores considerados, a seção 4.4 apresenta a especificação do modelo de correção de erros e a seção 4.5 apresenta os testes que serão aplicados sobre as variáveis e resíduos.

4.2 Dependência *Cross-section*

Considere o seguinte modelo de painel:

$$y_{it} = \beta' x_{it} + \eta_i + v_{it} \quad (4.2)$$

no qual y_{it} é a observação da variável dependente, x_{it} é um vetor coluna de regressores de dimensão K , β é o vetor de coeficientes, η_i é o efeito individual não observado invariante no tempo e v_{it} é o componente do erro. O subscrito i se refere aos indivíduos da dimensão *cross-section* do painel, e t aos períodos de tempo. O erro poderá ser correlacionado na dimensão *cross-section*. A ocorrência desta correlação implica que:

$$\text{cov}(v_{it}, v_{jt}) \neq 0 \quad \text{para algum } t \text{ e } i \neq j \quad (4.3)$$

De acordo com Sarafidis e Wansbeek (2012), a dependência no erro pode ser vista como uma consequência de má especificação do modelo. Neste caso, algum fator comum aos indivíduos i do painel não é considerado no modelo, entra no termo de erro e causa correlação entre os erros dos indivíduos. Em um modelo bem especificado, os termos de erros serão puramente idiossincráticos e não-correlacionados. Ignorar esta correlação pode levar a estimadores em modelos de painel viesados.

Por exemplo, considerando um modelo bem especificado no qual v_{it} é não correlacionado entre os indivíduos. Os regressores x_{it} serão fortemente exógenos se v_{it} for independente do passado, presente e futuro de x_{it} e fracamente exógenos se independente do passado e presente de x_{it} . Considerando um modelo com erro dependente cuja dependência é causada por um fator comum aos elementos da dimensão *cross-section*, F_t . Caso este fator comum seja correlacionado com x_{it} , os regressores não serão fracamente (ou fortemente) exógenos em relação à v_{it} . Isto causaria endogeneidade e afetaria as propriedades de viés e consistência de estimadores. Mesmo que a correlação nos resíduos não afete o viés ou consistência do estimador, sua ocorrência pode reduzir os ganhos de eficiência de estimar um modelo de painel em comparação à estimação de individual de uma regressão para cada i .

Chudik, Pesaran e Tosetti (2011) propõem uma outra caracterização da dependência *cross-section*, dividindo-a em forte e fraca. Esta caracterização considera o comportamento assintótico das médias ponderadas de um processo e não requer hipóteses de estacionariedade sobre os processos. Utilizando a definição de Sarafidis (2009) para dependência fraca:

Definição: Seja $\{v_{it}, i \geq 1 \quad t \geq 1\}$ a sequência duplamente indexada de escalares $v_{1t}, v_{2t}, v_{3t}, \dots$, e considerando que existem T sequências dessa forma, então esta sequência será fracamente dependente se, para cada i e $j > 0$, $\{\gamma_{i,j}^{t,s}, \quad j \neq i\}$ for absolutamente somável, isto é,

$$\sum_{j \neq i} |\gamma_{i,j}^{t,s}| < \infty, \text{ para todo } t \text{ e } s \quad (4.4)$$

em que $\gamma_{i,j}^{t,s} = \text{cov}(v_{it}, v_{js} \mid \Upsilon_{i,j})$ e $\Upsilon_{i,j}$ é o conjunto de características invariantes no tempo dos indivíduos i e j .

Se esta condição não for válida, isto é, se as covariâncias do processo não convergirem à medida que a dimensão *cross-section* aumenta, o processo é dito fortemente dependente. Estas propriedades de convergência são importantes para a teoria assintótica de diversos estimadores de modelos de painel e testes, que assumem erros fracamente dependentes (CHUDIK; PESARAN; TOSETTI, 2011).

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 (4.2) é representado como:

$$v_{it} = \lambda_i' F_t + \varepsilon_{it} \quad (4.5)$$

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*² e ε_{it} é um componente puramente idiossincrático com média 0 e

$$E(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{js}) = \begin{cases} \sigma_\varepsilon^2, & \text{para } t = s \text{ e } i = j \\ 0, & \text{caso contrário.} \end{cases}$$

Usando esta estrutura, é possível ver de uma forma mais geral quando as propriedades dos estimadores serão afetadas. Considerando um modelo como o da equação (4.2) com os erros na forma da equação (4.5). 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 igual à zero, as propriedades de viés e consistência não são afetadas mesmo que haja dependência *cross-section*.

Considerando as questões apresentadas sobre a estimação do modelo de painel a identificação do custo marginal, na próxima seção iremos apresentar os diferentes estimadores e modelos que podem ser usados para estimar os coeficientes de Precificação ao Mercado.

4.3 Estimadores

Os estimadores que serão apresentados se diferenciam basicamente pelas hipóteses assumidas acerca dos termos de erros e coeficientes de inclinação. Os estimadores podem

² Termos que permitem que o fator comum afete cada indivíduo em intensidade diferente.

assumir erros independentes ou utilizar estrutura de fatores para modelá-los. Quanto aos coeficientes, estes podem ser homogêneos ou heterogêneos entre os indivíduos do painel. Além disto, os estimadores diferem na forma como consideram a heterogeneidade dos efeitos de fatores não observados. As subseções a seguir irão apresentá-los e discutir suas propriedades.

4.3.1 Estimadores Estáticos com Coeficientes Homogêneos

Nos modelos estáticos, são considerados apenas as variáveis contemporâneas, sem suas defasagens. O caso mais tradicional de modelo estático homogêneo é o modelo de Efeitos Fixos *Two-way* (EF2W), que inclui efeitos não observados de tempo e indivíduo da seguinte forma:

$$y_{it} = \beta' x_{it} + \theta_t + \lambda_i + u_{it} \quad (4.6)$$

em que y_{it} é a observação da variável dependente do i -ésimo indivíduo no período t , x_{it} é um vetor $k \times 1$ de regressores específicos observáveis e u_{it} é o termo do erro. O termo λ_i não varia no tempo e captura os efeitos específicos aos indivíduos i , enquanto θ_t capta os efeitos comuns à estes indivíduos ao longo do tempo.

Segundo Pesaran (2015), nestes modelos toda a heterogeneidade não-observada é captada nestes dois efeitos (θ_t e λ_i), e assume-se que além da homogeneidade de β , os efeitos comuns também afetam os indivíduos de forma homogênea. Assume-se que condicionalmente aos efeitos individuais λ e temporais θ_t , os regressores x_{it} são estritamente exógenos em relação à u_{it} . No caso do modelo com ambos efeitos, a estimação é realizada após transformar y_{it} e x_{it} da equação (4.6) da seguinte forma:

$$y_{it}^* = y_{it} - \bar{y}_i - \bar{y}_t + \bar{\bar{y}} \quad (4.7a)$$

$$x_{it}^* = x_{it} - \bar{x}_i - \bar{x}_t + \bar{\bar{x}} \quad (4.7b)$$

em que $\bar{y}_i = T^{-1} \sum_{t=1}^T y_{it}$ é a média de y para indivíduo i ao longo do tempo, $\bar{y}_t = N^{-1} \sum_{i=1}^N y_{it}$ a média de y no período de tempo t entre todos os indivíduos, e $\bar{\bar{y}} = (NT)^{-1} \sum_{t=1}^T \sum_{i=1}^N y_{it}$ a média global.

O estimador é obtido aplicando o método de Mínimo Quadrados Ordinários sobre a equação transformada, de modo que

$$\hat{\beta}_{EF2W} = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i)(y_{it} - \bar{y}_t)}{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i)(x_{it} - \bar{x}_t)} \quad (4.8)$$

e os coeficientes das variáveis *dummy* de efeitos de tempo e indivíduo são recuperados usando $\hat{\beta}_{EF2W}$ e a equação transformada. Como foi dito, este estimador apresenta problemas na presença de dependência *cross-section* e variáveis não-estacionárias, como regressão espúria e endogeneidade.

Na equação (4.6), os efeitos de tempo e de indivíduo entram aditivamente. Bai (2009) propõe um modelo mais geral que permite interação entre estes efeitos através da imposição de uma estrutura de fatores ao termo do erro³, aqui chamado de modelos de Efeitos Interativos (EI):

$$y_{it} = \beta' x_{it} + \lambda_i' F_t + \varepsilon_{it} \quad (4.9)$$

em que λ_i e F_t são vetores $r \times 1$ e $\lambda_i' F_t = \lambda_{i1} F_{1t} + \dots + \lambda_{ir} F_{rt}$. As variáveis observáveis, x_{it} , são representadas da seguinte forma:

$$x_{it} = \tau_i + \theta_t + \sum_{k=1}^r \alpha_k \lambda_{ik} + \sum_{k=1}^r b_k F_{kt} + \sum_{k=1}^r c_k \lambda_{ik} F_{kt} + \pi_i' G_t + \eta_{it} \quad (4.10)$$

α_k , b_k e c_k são constantes escalares e G_t é um conjunto de fatores não observados comuns aos regressores. A equação (4.10) permite que x_{it} seja correlacionado individualmente com F_t e λ_i , ou com ambos⁴. Se $\alpha_k \neq 0$ ou $b_k \neq 0$, por exemplo, os regressores são correlacionados com λ_i ou F_t . 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:

$$SSR(\beta, F, \Lambda) = \sum_{i=1}^N (y_i - x_i \beta - F \lambda_i)' (y_i - x_i \beta - F \lambda_i) \quad (4.11)$$

sujeita à restrição $F' F / T = I$. O estimador de mínimos quadrados para um dado F será:

$$\hat{\beta}_{EI} = \left(\sum_{i=1}^N x_i' M_{\hat{F}} x_i \right)^{-1} \sum_{i=1}^N x_i' M_{\hat{F}} y_i \quad (4.12)$$

em que $M_{\hat{F}} = I_T - t^{-2} \hat{F} \hat{F}'$ é uma matriz de projeção. Definindo a variável $W_i = F \lambda_i + \varepsilon_i$, a a função objetivo pode ser escrita como $tr[(W - F \Lambda')(W - F \Lambda)']$. Desta forma, o estimador para F será igual aos r primeiros autovetores associados aos r maiores autovalores da matriz

$$WW' = \sum_{i=1}^N (y_i - x_i \hat{\beta})(y_i - x_i \hat{\beta})' \quad (4.13)$$

As estimativas de ambos os parâmetros são obtidas conjuntamente por processos iterativos. A estimativa para a matriz de *factor-loadings*, $\hat{\Lambda}$, será uma função de $\hat{\beta}$ e $\hat{F}$:

$$\hat{\Lambda} = T^{-1} \hat{F}' (Y - X \hat{\beta}) \quad (4.14)$$

em que Y e X são matrizes $T \times N$.

³ O modelo com efeitos aditivos pode ser visto como um caso especial do de efeitos interativos.

⁴ A equação (4.10) permite que x_{it} seja função não linear dos fatores comuns e *factor-loadings*.

Uma extensão do modelo EI foi desenvolvida por Bai, Kao e Ng (2009) para análise de variáveis não-estacionárias e estimação de relações de cointegração. Considerando a equação (4.9), 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 como a solução iterativa das equações acima. Bai, Kao e Ng (2009) propõem então estimadores que corrigem 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).

Partindo do estimador obtido na equação (4.12), os autores propõem duas formas de correção do viés assintótico deste estimador. A primeira corrige os dados em cada processo da iteração para remover correlação serial e endogeneidade, e a outra estima o viés assintótico de $\hat{\beta}_{Cup}$ diretamente e o subtrai, corrigindo o viés no final da iteração. O estimador resultante da primeira forma de correção é chamado estimador *Continuously Updated Fully Modified*, ou FM-Cup. O da segunda, de *Continuously Updated Bias Corrected* (BC-Cup).

Os estimadores descritos acima são consistentes para o coeficiente de inclinação comum β e permitem inferência estatística sobre os parâmetros. Apesar dos estimadores terem sido construídos para lidar com regressores não estacionários, a presença de variáveis estacionárias não invalida o seu uso, segundo Bai, Kao e Ng (2009). Da mesma forma, as propriedades dos estimadores são mantidas com fatores comuns estacionários ou não. Este método permite estimar as relações de cointegração entre as variáveis y_{it} , x_{it} e a tendência global F_t , caso a combinação linear $u_{it} = y_{it} - \beta x_{it} - \gamma_i F_t$ for conjuntamente estacionária.

Outra característica dos estimadores de Bai, Kao e Ng (2009) e Bai (2009) é que o número de fatores comuns deve ser especificado para a estimação. Bai e Ng (2002) propõe critérios de informação para obtenção do número ótimo de fatores baseados em funções perda que dependem do tamanho de ambos N e T. Segundo estes autores, critérios de informação usuais como AIC e BIC, que são funções apenas de N ou T separadamente, não são consistentes para obter o número de fatores ótimo, tendendo à superestimá-lo. Os critérios propostos em Bai e Ng (2002) se baseiam na seguinte função perda:

$$PC_{p1}(k) = V(k, \hat{F}^k) + kg_{NT} \quad (4.15)$$

em que $V(k, \hat{F}^k) = \frac{1}{NT} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (y_{it} - \hat{y}_{it}(k))^2$ é a soma dos quadrados residuais do modelo quando k fatores comuns são estimados e g_{NT} é o termo de penalização, que contrabalança a redução na variância causada por um aumento no número de fatores. Os

autores propõem 4 especificações para g_{NT} :

$$g_{NT}^{PC1} = \hat{\sigma}^2 \frac{(N+T)}{NT} \log \left(\frac{NT}{N+T} \right) \quad (4.16a)$$

$$g_{NT}^{PC2} = \hat{\sigma}^2 \frac{(N+T)}{NT} \log(\min\{N, T\}) \quad (4.16b)$$

$$g_{NT}^{PC3} = \hat{\sigma}^2 \frac{\log(\min\{N, T\})}{\min\{N, T\}} \quad (4.16c)$$

$$g_{NT}^{BIC3} = \hat{\sigma}^2 \frac{(N+T-k)}{NT} \log(NT) \quad (4.16d)$$

em que $\hat{\sigma}^2$ é o estimador da variância amostral dos resíduos. Os critérios de informação resultantes dessas especificações são denominados PC1, PC2, PC3 e BIC3, respectivamente. O estimador da variância, $\hat{\sigma}^2$, é calculado definindo uma dimensão máxima arbitrária. Esta estimação pode ser inapropriada, subestimando a variância verdadeira em alguns casos. Para evitar este problema, Bai e Ng (2002) propõe 3 critérios de informação alternativos (IC1, IC2 e IC3):

$$IC(k) = V(k, \hat{F}^k) + kg_{NT} \quad (4.17)$$

em que g_{NT} pode ter as seguintes especificações:

$$g_{NT}^{IC1} = \frac{(N+T)}{NT} \log \left(\frac{NT}{N+T} \right) \quad (4.18a)$$

$$g_{NT}^{IC2} = \frac{(N+T)}{NT} \log(\min\{N, T\}) \quad (4.18b)$$

$$g_{NT}^{IC3} = \frac{\log(\min\{N, T\})}{\min\{N, T\}} \quad (4.18c)$$

4.3.2 Estimadores Estáticos com Coeficientes Heterogêneos

Uma forma de considerar a heterogeneidade nos coeficientes é através do estimador *Mean-Group* (MG) proposto por Pesaran e Smith (1995). Em um modelo da seguinte forma:

$$y_{it} = \beta_i x_{it} + u_{it} \quad (4.19)$$

no qual $i = 1, 2, \dots, N$, são estimadas N regressões para cada unidade *cross-section* separadamente, o que resulta em N coeficientes β_i . O estimador MG consiste então na média desses coeficientes:

$$\hat{\beta}_{MG} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \beta_i \quad (4.20)$$

Este estimador é aplicável tanto no caso de coeficientes β_i aleatórios quanto no de coeficientes fixos, isto é, quando a heterogeneidade entre os β_i não pode ser capturada através de uma distribuição de probabilidade de parâmetros finitos.

Pesaran (2006) desenvolve uma modificação do *Mean-Group* que considera a dependência *cross-section*. Isto é feito assumindo 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:

$$\begin{aligned} y_{it} &= \alpha'_i d_t + \beta_i x_{it} + u_{it} \\ u_{it} &= \gamma_i f_t + \varepsilon_{it} \\ x_{it} &= A'_i d_t + \Gamma_i f_t + v_{it} \end{aligned} \quad (4.21)$$

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 regressão⁵:

$$y_{it} = d_{it} + \beta_i x_{it} + \delta_{0i} \bar{y}_i + \delta_{1i} \bar{x}_i + u_{it} \quad (4.22)$$

Os coeficientes β_i são estimados por Mínimo Quadrados Generalizados aplicados à equação aumentada (4.22). O estimador de Efeitos Comuns Correlacionados (*Common Correlated Effects*), ou CCE, para cada i será:

$$\hat{\beta}_{CCEi} = (X'_i \bar{M}_w X_i)^{-1} X'_i \bar{M}_w y_i \quad (4.23)$$

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

$$\hat{\beta}_{CCEMG} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \beta_{CCEi} \quad (4.24)$$

Pesaran (2006) mostrou que o estimador CCEMG é assintoticamente consistente e que não é necessário que o número de fatores comuns seja conhecido previamente. Kapetanios, Pesaran e Yamagata (2011) mostraram que as propriedades deste estimador são mantidas mesmo que estes fatores sejam processos não estacionários, desde que o número de fatores comuns não varie com o crescimento da amostra.

O estimador CCEMG trata o fator comum como ruído, considerando sua presença mas ignorando possíveis significados e interpretações de f_t . Como uma alternativa, Eberhardt e Teal (2010) desenvolveram o estimador *Augmented Mean-Group* (AMG), que permite estimar estes fatores 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

⁵ 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} .

que em painéis com número reduzido de indivíduos pode levar à considerável perda de precisão nas estimativas dos coeficientes.

Considere um modelo de fatores mais geral no qual os fatores comuns afetam tanto x_{it} quanto u_{it} :

$$\begin{aligned} y_{it} &= d_{it} + \beta_i x_{it} + u_{it} \\ u_{it} &= \gamma_i f_t + \varepsilon_{it} \\ x_{mit} &= \pi_{mi} + \theta'_{mi} g_{mt} + \rho_{1mi} f_{1mt} + \dots + \rho_{nmi} f_{nmt} + v_{it} \\ f_t &= \varrho' f_{t-1} \end{aligned} \tag{4.25}$$

em que $m = 1, 2, \dots, k$ e k é o número de regressores. g_{mt} são fatores comuns aos regressores mas que não afetam y_{it} diretamente e $f_{.mt} \subset f_t$ representa cada vetor de fatores comuns. A endogeneidade entre as variáveis independentes e u_{it} torna difícil identificar β_i separadamente de γ_i e ρ_{nmt} . A principal característica deste modelo é permitir que as variáveis observadas e não observadas (y_{it} , x_{it} , f_t e g_{mt}) sejam não-estacionárias e o impacto das variáveis sobre y_{it} possa ser heterogêneo em relação aos indivíduos i através de β_i e γ_i . 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:

$$\Delta y_{it} = \beta' \Delta x_{it} + \sum_{t=2}^T c_t D_t + e_{it} \tag{4.26}$$

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 :

$$y_{it} = \alpha_i + \beta'_{AMGi} x_{it} + c_i t + d_i \hat{\mu}_t + e_{it} \tag{4.27}$$

Neste modelo também pode ser incluída uma tendência linear (t) para captar efeitos idiossincráticos omitidos. O estimador AMG será a média de β_{AMGi} :

$$\hat{\beta}_{AMG} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \hat{\beta}_{AMGi} \tag{4.28}$$

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 de 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).

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

4.4 Modelo de Correção de Erros

Considerando as propriedades de não-estacionariedade das variáveis do modelo, a possível presença de cointegração e a importância da análise da dinâmica destas variáveis no tempo, será utilizado um Modelo de Correção de Erros (MCE). Esta metodologia tem como vantagem em relação à modelos estáticos e outros modelos dinâmicos mais restritivos a distinção entre comportamento de longo e curto prazo e a possibilidade de analisar a velocidade de ajustamento para o equilíbrio de longo-prazo a partir do coeficiente do termo de correção de erro.

A partir da equação (4.1) do modelo de Precificação ao Mercado, é possível representá-la na forma de um Modelo de Correção de Erros, baseado na especificação de Eberhardt e Presbitero (2015):

$$\Delta \ln p_{it} = \alpha_i + \rho_i (\ln p_{it-1} - \beta_i \ln E_{it-1} - \lambda_i F_{t-1}) + \gamma_i^E \ln \Delta E_{it} + \gamma_i^F \Delta F_t + \varepsilon_{it} \quad (4.29)$$

em que o coeficiente β_i representa a relação de equilíbrio de longo-prazo entre as variáveis do modelo, γ_i representa as relações de curto-prazo e ρ_i indica a velocidade convergência para este equilíbrio. É possível ver que o termo entre parênteses consiste na defasagem do resíduo (ε_{it-1}). Em um MCE, a significância do coeficiente relacionado a este termo indica uma possível relação de cointegração.

A equação (4.29) do MCE pode ser reparametrizada da seguinte forma:

$$\Delta \ln p_{it} = \pi_{i0} + \pi_i^{ce} \ln p_{it-1} + \pi_i^E \ln E_{it-1} + \pi_i^F F_{t-1} + \pi_i^e \ln \Delta E_{it} + \pi_i^F \Delta F_t + \varepsilon_{it} \quad (4.30)$$

Estimando esta equação, os parâmetros de longo-prazo podem ser recuperados como $\beta_i = -\frac{\pi_i^E}{\pi_i^{ce}}$. O coeficiente da taxa de câmbio em primeiras diferenças é interpretado como os parâmetros de curto-prazo e π_i^{ce} é o coeficiente associado ao termo de correção de erros, interpretado da mesma forma que ρ_i . Se $\pi_i^{ce} = 0$, não há cointegração no modelo e a equação (4.29) se comporta como um modelo em primeiras diferenças. Caso contrário, após um choque no modelo, ele retorna para o equilíbrio ao longo do tempo.

O fator comum F_t é não observado. Para incluí-lo no modelo, é possível usar as abordagens apresentadas na seção anterior. A primeira é incluir as médias *cross-section* das variáveis observadas do modelo e das suas defasagens. Neste caso, a equação ficará:

$$\begin{aligned} \Delta \ln p_{it} = & \pi_{i0} + \pi_i^{ce} \ln p_{it-1} + \pi_i^E \ln E_{it-1} + \pi_i^e \ln \Delta E_{it} + \pi_{1i} \overline{\Delta \ln p_t} + \pi_{2i} \overline{\ln p_{t-1}} \\ & + \pi_{3i} \overline{\ln E_{t-1}} + \pi_{4i} \overline{\Delta \ln E_t} + \sum_{l=2}^p \pi_{5i} \overline{\Delta \ln p_{t-l}} + \sum_{l=1}^p \pi_{6i} \overline{\Delta \ln E_{t-l}} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (4.31)$$

Este modelo é chamado de CCE Dinâmico (CCED) de Chudik e Pesaran (2015). Estes autores demonstram que se o número de defasagens (p) incluídas for suficiente,⁶ o CCED terá um bom desempenho em modelos dinâmicos mesmo com regressores fracamente exógenos.

Outra alternativa consiste em utilizar a metodologia do modelo de Efeitos Interativos de Bai (2009), que permite a estimação dos fatores comuns conjuntamente com os coeficientes. Aplicaremos esta metodologia sobre a equação do (4.30) do MCE. Outra abordagem consiste em estimar o Modelo de Correção de Erros utilizando o estimador *Augmented Mean Group*, isto é, inserindo o Processo Dinâmico Comum estimado a partir do coeficiente de variáveis *dummies* nas regressões individuais como forma de incluir os fatores comuns no modelo. Nos referiremos à primeira abordagem mencionada como MCE EI e a segunda como PCAMG. Em ambas abordagens os modelos são estimados por MQO, diferindo apenas na forma que a dependência *cross-section* é considerada. A especificação do modelo é feita de modo a acomodar possíveis características das séries como não-estacionariedade, correlação residual e heterogeneidade.

4.5 Testes

Considerando o que foi abordado nas seções anteriores a respeito do impacto das propriedades das variáveis sobre a estimação de modelos, é importante testar a ordem de integração e a presença de cointegração entre as séries de taxa de câmbio e valor unitário. Testes sobre os resíduos dos modelos também são úteis como forma de comparação de desempenho e diagnóstico da adequação dos modelos e estimadores. Esta seção apresentará os testes que serão utilizados.

Primeiro, a ordem de integração das variáveis valor unitário e taxas de câmbio será testada utilizando o teste CIPS de raiz unitária. Segundo, testes de dependência *cross-section* serão aplicados sobre as variáveis de taxas de câmbio em nível e em primeiras diferenças, de modo a analisar se variações nas diferentes taxas de câmbio são correlacionadas. Terceiro, na presença de variáveis não estacionárias, será utilizado o teste de cointegração de Gengenbach, Westerlund e Urbain (2008) para verificar a existência de relações de longo-prazo entre

⁶ Os autores sugerem $p = T^{1/3}$ como regra de bolso.

as variáveis. O último passo antes da estimação dos modelos será utilizar os critérios de informação propostos em Bai e Ng (2002) para definir o número de fatores comuns utilizados nos estimador de Bai (2009) e Bai, Kao e Ng (2009). Após a estimação, os resíduos são testados para dependência e raiz unitária, de modo a verificar se os estimadores utilizados foram bem-sucedidos em captar a correlação residual e se os modelos estão bem especificados. Estes testes serão apresentados ao longo desta seção.

Para verificar a possível dependência *cross-section* residual, será utilizado o teste de Pesaran (2004), que será chamado de Teste CD. Este procedimento surgiu da necessidade de um teste de dependência *cross-section* que não dependa da especificação *a priori* de alguma matriz de vizinhança espacial e não apresente distorções de poder de teste quando N ou T forem finitos, como era o caso de testes anteriormente desenvolvidos. O procedimento de Pesaran (2004) é aplicável em modelos dinâmicos e com variáveis não estacionárias.

Seja $\hat{u}_{it}$ os resíduos estimados de um modelo de painel em que i é o índice da dimensão *cross-section*. O teste CD se baseia nas correlações entre os resíduos de cada unidade *cross-section*, medidas pelos coeficientes:

$$\hat{\rho}_{ij} = \hat{\rho}_{ji} = \frac{\sum_{t=1}^T \hat{u}_{it} \hat{u}_{jt}}{\sum_{t=1}^T (\hat{u}_{it})^{1/2} \sum_{t=1}^T (\hat{u}_{jt})^{1/2}} \quad \text{para } i \neq j \quad (4.32)$$

A estatística de teste CD será:

$$CD = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}} \left(\sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij} \right) \quad (4.33)$$

A estatística de teste tem média 0 quando N e T são finitos. Pesaran (2004) mostrou que o teste tem tamanho correto e poder satisfatório mesmo no caso de um pequeno grau de correlação, e que o teste é robusto quando erros não são normalmente distribuídos, desde que $T \geq 10$. Sob hipótese nula, $\rho_{ij} = 0$ para todo $i \neq j$ e os erros são independentes e identicamente distribuídos entre os períodos de tempo e entre unidades do painel. Desta forma, rejeitar a hipótese nula indica dependência *cross-section*.

Para testar a hipótese de não estacionariedade nas séries, optaremos por testes de raiz unitária de painel, que testam conjuntamente as séries, o que possibilita explorar as informações entre todas as unidades do painel. Este tipo de teste tem maior poder do que testes univariados, que testam separadamente cada série da dimensão i do modelo de painel, de acordo com Bai e Ng (2004).

Pesaran (2007) propõe um teste incluindo médias *cross-section* das variáveis defasadas e as séries individuais em primeira-diferença na regressão de um teste ADF padrão como forma de aproximar o fator comum. Este teste é chamado de CADF, e a média das estatísticas t individuais do teste CADF, $t_i(n, t)$, são usadas como estatística do teste CIPS:

$$CIPS(n, t) = n^{-1} \sum_{i=1}^n t_i(n, t) \quad (4.34)$$

A hipótese nula deste teste é de que todas as séries do painel são não estacionárias e a hipótese alternativa é de que ao menos uma das séries é não estacionária.

Considerando a utilização de séries possivelmente não estacionárias no modelo, é importante compreender a natureza da relação de longo prazo destas variáveis. Se elas cointegrarem, possuem uma relação de equilíbrio de longo-prazo. Caso contrário, esta relação é espúria. A chamada primeira geração de testes de cointegração não considera a presença de dependência *cross-section* ou fatores comuns não estacionários. Gengenbach, Palm e Urbain (2006) mostraram que estes fatores tornam testes da primeira geração, como os de Pedroni (2004) e Kao (1999), divergentes. Testes desenvolvidos posteriormente, como o de Gengenbach, Palm e Urbain (2006) e Banerjee e Silvestre (2006), se baseiam no método de componentes principais de Bai e Ng (2004) para separar os componentes comuns e idiossincráticos das séries e testar estacionariedade diretamente sobre os resíduos. Segundo Gengenbach, Westerlund e Urbain (2008), esta abordagem possui a desvantagem de basear o teste nos resíduos e não na dinâmica estrutural das séries, o que pode reduzir o poder do teste. Além disto, o procedimento de teste é realizada em etapas, com os erros estimados em uma etapa sendo introduzidos na próxima, sendo que o efeito disto sobre o teste final ainda é desconhecido (WESTERLUND; LARSSON, 2009).

Gengenbach, Westerlund e Urbain (2008) propõe uma forma de testar cointegração em modelos de painel que seja robusta aos problemas citados. Os autores introduzem uma representação de um modelo de painel cointegrado com fatores comuns não-estacionários como um modelo de correção de erros. A hipótese nula de ausência de cointegração pode ser testada usando a significância do termo de correção de erros deste modelo. Segundo Pesavento (2004), este teste é mais poderoso do que testes baseados nos resíduos e não são piores em termos de distorções de tamanho.

O teste é baseado no termo de correção de erros ρ_i , isto é, no coeficiente associado à variável dependente defasada ($\ln p_{it-1}$), na representação por MCE de um modelo de painel com fatores comuns não-observados. Para considerar a dependência residual, Gengenbach, Westerlund e Urbain (2008) utilizam as médias *cross-section* das variáveis observadas para aproximar os fatores comuns, como no estimador CCE. A cointegração individual de cada unidade do painel pode então ser testada através da estatística de teste

$$\tau_{\rho_i} = \frac{\rho_i}{\sqrt{Var(\rho_i)}} \quad (4.35)$$

As estatísticas individuais podem ser combinadas em um teste empilhado usando as médias

$$\bar{\tau} = N^{-1} \sum_{i=1}^N \tau_{\rho_i} \quad (4.36)$$

Neste caso, a hipótese nula é de que não existem relações de cointegração em nenhuma unidade do painel, e a alternativa é de que para algum i , existe unidades de correção de erros

não-nula. Segundo os autores, as distribuições dos testes individuais são livres de parâmetros de distúrbio, dependendo apenas do número de variáveis não-estacionárias no sistema. Simulações indicaram que este teste possui bom desempenho em amostras pequenas.

5 Resultados

5.1 Pré-testes

As séries de valor unitário e taxa de câmbio foram testadas para a hipótese nula de não-estacionariedade. A tabela 5 apresenta a estatística de teste e o p-valor do teste CIPS de raiz unitária usando 1, 2 e 3 defasagens para os valores unitários dos 22 produtos, identificados na tabela pelo código, e as taxas de câmbio bilaterais da amostra.

Os resultados do teste CIPS sobre as séries de valor unitário variam de acordo com o número de defasagens. Com 3 defasagens, a hipótese nula de não estacionariedade só é rejeitada a 5% de significância para um produto. Com duas defasagens, este número aumenta para 9 produtos. Com 1 defasagem, apenas 5 produtos não rejeitam a nula à 5% de significância. Em 5 produtos, a hipótese de raiz unitária não é rejeitada em nenhuma especificação do teste. Considerando as limitações da amostra e dos testes de raiz unitária em painéis, é prudente afirmar que a presença de raiz unitária não pode ser completamente descartada das variáveis de valor unitário, sendo razoável considerar que os valores unitários de um produto consistem em misturas de séries estacionárias e raiz unitária. Convém notar que a hipótese nula do teste CIPS é de que todas as séries no painel são não estacionárias. A rejeição desta hipótese não necessariamente sugere nenhuma série contém raiz unitária, mas que ao menos uma é estacionária.

Como era esperado, para as séries de taxa de câmbio bilaterais a hipótese de raiz unitária não é rejeitada a 5% de significância em nenhum teste, resultado em concordância com a literatura em taxas de câmbio (BAILLIE; MCMAHON, 1990).

O teste CD foi aplicado sobre as séries de taxas de câmbio em nível e em primeiras diferenças. Os resultados podem ser vistos na tabela 6. A hipótese nula de independência *cross-section* foi rejeitada à 1% de significância para as séries em nível e primeiras diferenças. Isto indica que variações nas taxas de câmbio são correlacionadas, o que pode ser indício de que choques na taxa de câmbio bilateral entre o Real e a moeda de um país i pode afetar a taxa bilateral do Real em relação à moeda de um outro país j . Estes resultados são indícios da presença de fatores comuns também na variável dependente do modelo de Precificação ao Mercado, o que justifica modelos que consideram esta possibilidade.

Tabela 5 – Testes CIPS de Raiz Unitária

Produto	CIPS 1 Defasagem	CIPS 2 Defasagem	CIPS 3 Defasagem
210690	-2,418 [0,100]	-2,134 [0,100]	-2,174 [0,100]
330210	-3,451*** [0,010]	-2,766* [0,068]	-2,563 [0,100]
330590	-3,077*** [0,010]	-2,603 [0,100]	-2,272 [0,100]
392010	-2,997** [0,015]	-2,616 [0,100]	-2,149 [0,100]
400591	-3,761*** [0,010]	-2,826** [0,047]	-2,530 [0,100]
401110	-3,223*** [0,010]	-2,734* [0,082]	-2,360 [0,100]
640299	-4,876*** [0,010]	-4,572*** [0,010]	-2,201 [0,100]
640399	-3,167*** [0,010]	-3,060*** [0,010]	-2,397 [0,100]
640419	-3,386*** [0,010]	-2,405 [0,100]	-2,094 [0,100]
681381	-3,415*** [0,010]	-2,188 [0,100]	-1,783 [0,100]
700711	-3,379*** [0,010]	-2,855** [0,041]	-2,560 [0,100]
841221	-3,591*** [0,010]	-3,190*** [0,010]	-2,447 [0,100]
841430	-3,713*** [0,010]	-3,251*** [0,010]	-2,687 [0,100]
841480	-3,685*** [0,010]	-3,172*** [0,010]	-2,597 [0,100]
841899	-2,647 [0,100]	-2,489 [0,100]	-2,211 [0,100]
850152	-3,316*** [0,010]	-2,534 [0,100]	-2,109 [0,100]
851140	-2,500 [0,100]	-1,592 [0,100]	-1,395 [0,100]
851150	-3,214*** [0,010]	-2,809** [0,050]	-2,540 [0,100]
870880	-2,683 [0,100]	-2,671 [0,100]	-2,103 [0,100]
870892	-3,186*** [0,010]	-2,488 [0,100]	-2,078 [0,100]
940350	-3,745*** [0,010]	-3,094*** [0,010]	-2,876** [0,038]
940360	-2,426 [0,100]	-1,846 [0,100]	-1,805 [0,100]
Taxas de Câmbio	-2,161 [0,100]	-1,784 [0,100]	-1,752 [0,100]

Fonte: Elaboração Própria. p-valores entre colchetes. ***,** e * indicam rejeição da hipótese nula à 1%,5% e 10% de significância respectivamente. Os códigos de produtos indicam qual série de valor unitário esta sendo testada.

Tabela 6 – Testes de Dependência *Cross-section*

Variável	Estatística CD	p-valor
Taxa de Câmbio	31,13	0,000***
Δ Taxa de Câmbio	32,89	0,000***

Fonte: Elaboração Própria. ***, ** e * indicam rejeição da hipótese nula à 1%, 5% e 10% de significância respectivamente. Testes aplicados sobre as taxas de câmbio bilaterais em níveis e em primeiras diferenças.

O teste de cointegração de Gengenbach, Westerlund e Urbain (2008), foi aplicado utilizando um modelo de correção de erros com o valor unitário de exportação como variável dependente e a taxa de câmbio como regressor. A tabela 7 apresenta as estatísticas de teste $\bar{\tau}$, construídas a partir das médias das estatísticas de teste de cada país, para cada produto. Modelo 1 se refere ao seguinte MCE:

$$\Delta \ln p_{it} = \pi_{i0} + \pi_i^{ce} \ln p_{it-1} + \pi_i^E \ln E_{it-1} + \pi_i^e \ln \Delta E_{it} + \pi_{2i} \overline{\ln p_{t-1}} + \pi_{3i} \overline{\ln E_{t-1}} + \pi_{4i} \overline{\Delta \ln E_{it}} + \varepsilon_{it} \quad (5.1)$$

e Modelo 2 à equação acima com a adição das variáveis independentes defasadas e suas médias *cross-sections*. $\bar{\tau}_\alpha$ indica respectivamente que o modelo possui uma constante e $\bar{\tau}_t$ que ele inclui também tendência linear.

De uma maneira geral, os resultados dos testes sugerem que as variáveis de preço de exportação e taxa de câmbio são heterogeneamente cointegradas para a grande maioria dos produtos, ainda que a intensidade das evidências variem entre os produtos. Considerando o modelo sem as defasagens, a hipótese nula de não cointegração é rejeitada à 1% de significância em todos os produtos no caso sem tendência. Com a inclusão de tendência linear, o resultado se altera em 2 produtos, em que a hipótese nula não é rejeitada à 1% mas sim à 5%. No modelo com defasagens, o número de produtos em que a hipótese nula é rejeitada cai para 19 (17 no caso com tendência). Apesar disto, os resultados indicam cointegração na maioria dos produtos, seja rejeitando a hipótese nula à 1% ou a 5%.

Por último, a tabela 8 reporta o número de fatores comuns para cada produto, de acordo com os sete critérios de informações apresentados nas equações 4.16 e 4.18. Todos os critérios apresentaram resultados idênticos entre os produtos, com exceção do BIC3 e IC2. Os resultados do BIC3 divergem consideravelmente dos outros, apontando 2 e 3 fatores comuns na maioria dos produtos e 4 em apenas um. Segundo Bai e Ng (2002), o BIC3 não satisfaz as condições:

$$(i) \ g_{NT} \rightarrow 0$$

$$(ii) \ \min\{N, T\} g_{NT} \rightarrow \infty$$

quando $N, T \rightarrow \infty$, que garantem a consistência do processo de seleção sem impor restrições adicionais sobre N ou T .

Como a grande maioria dos critérios utilizados aponta para a estimação do modelo com quatro fatores comuns, este será o número de fatores comuns incluídos nos modelos estimado pelo EI e BC-Cup.

Tabela 7 – Teste de Cointegração

	Modelo 1		Modelo 2	
	$\bar{\tau}_\alpha$	$\bar{\tau}_t$	$\bar{\tau}_\alpha$	$\bar{\tau}_t$
210690	-3.333***	-3.540***	-2.798**	-2.915
330210	-4.184***	-4.713***	-2.806**	-3.275**
330590	-3.869***	-4.236***	-2.720**	-3.155**
392010	-3.251***	-3.972***	-2.191	-2.808
400591	-3.856***	-4.017***	-3.049***	-3.311***
401110	-3.999***	-4.070***	-3.299***	-3.570***
640299	-5.039***	-5.191***	-4.391***	-4.637***
640399	-4.932***	-5.217***	-3.023***	-3.378***
640419	-3.803***	-4.095***	-3.018***	-3.415***
681381	-3.848***	-4.350***	-2.799**	-3.400***
700711	-3.727***	-3.852***	-3.030***	-3.237**
841221	-4.741***	-5.103***	-3.310***	-3.783***
841430	-3.422***	-3.869***	-2.703**	-3.163**
841480	-4.737***	-4.923***	-3.485***	-3.780***
841899	-3.206***	-3.223**	-2.765**	-2.804
850152	-4.346***	-4.626***	-3.108***	-3.424***
851140	-3.142***	-3.389***	-2.957***	-3.223**
851150	-4.127***	-4.689***	-2.807**	-3.350***
870880	-3.467***	-3.792***	-2.352	-2.791
870892	-4.173***	-4.411***	-3.538***	-3.863***
940350	-4.035***	-4.808***	-3.377***	-4.241***
940360	-3.077***	-3.215**	-2.448	-2.694

Fonte: Elaboração Própria. Estatísticas do teste de cointegração de Gengenbach, Westerlund e Urbain (2008) construídas como a média das estatísticas individuais. Os valores críticos considerados foram simulados pelos autores e são, respectivamente para 10%, 5% e 1%: -2,603; -2,698 e -2,866 sem tendência e -3,026; -3,112 e -3,276 com tendência(N=15).

Tabela 8 – Número de Fatores Comuns

	PC1	PC2	PC3	BIC3	IC1	IC2	IC3
210690	4	4	4	3	4	4	4
330210	4	4	4	3	4	4	4
330590	4	4	4	3	4	4	4
392010	4	4	4	2	4	4	4
400591	4	4	4	2	4	4	4
401110	4	4	4	4	4	4	4
640299	4	4	4	3	4	4	4
640399	4	4	4	2	4	3	4
640419	4	4	4	3	4	4	4
681381	4	4	4	3	4	4	4
700711	4	4	4	2	4	4	4
841221	4	4	4	3	4	4	4
841430	4	4	4	3	4	4	4
841480	4	4	4	3	4	4	4
841899	4	4	4	2	4	4	4
850152	4	4	4	3	4	4	4
851140	4	4	4	3	4	4	4
851150	4	4	4	2	4	2	4
870880	4	4	4	3	4	4	4
870892	4	4	4	3	4	4	4
940350	4	4	4	2	4	4	4
940360	4	4	4	3	4	4	4

Fonte: Elaboração Própria.

5.2 Estimação Modelos Estáticos

Foram estimados coeficientes de Precificação ao Mercado para cada um dos 22 produtos da amostra, usando os estimadores apresentados nas seções 4.3.1 e 4.3.2. 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 estimadores CCE e AMG na presença de fatores comuns heterogêneos. Os resíduos são testados quanto à independência *cross-section* e não-estacionariedade, de modo que além dos coeficientes $\hat{\beta}$ de Precificação ao Mercado e o erro-padrão, são reportados os p-valores do teste CD de Pesaran e CIPS com 2 defasagens. Foi incluído também uma medida de adequação do modelo, a raiz da média dos erros quadráticos, ou *Root Mean Square Error* (RMSE)¹. 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

¹ A tabela de resultados completa, com os testes e coeficientes de todos os produtos pode ser encontrada no Apêndice.

de Efeitos Interativos foram estimados considerando 4 fatores comuns não-observados, de acordo com os resultados dos critério de informação apresentados na tabela 8.

Tendências lineares específicas aos países foram estatisticamente significantes na estimação do *Mean-Group* para a maioria dos produtos (17 em relação ao total de 22). Com a inclusão de aproximações dos fatores comuns nas estimações por CCE e AMG, a tendência linear apresentou significância estatística em apenas 1 produto. Sendo assim, serão reportadas apenas estimações sem a inclusão da tendência no CCE e AMG.

Figura 7 – *Box-Plot* dos Coeficientes

Tabela 9 – 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.

Como pode ser visto na figura 7, 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 7 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 10. 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, 7 produtos, no caso do MG. 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. Considerando o nível de significância de 1%, em apenas 6 produtos os resíduos são não correlacionados. Como apontado em Karabiyik, Reese e Westerlund (2017), o CCE assume a seguinte condição de posto:

$$posto(\overline{C}) = m \leq k + 1 \quad (5.2)$$

em que $\overline{C}$ 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 funcionam como *proxies* para os fatores não-observados e consequentemente 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 10 – 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%). Os coeficientes estimados desta forma foram em magnitude semelhantes aos do AMG, porém apenas um coeficiente apresentou significância estatística (no AMG foram 7). Estes dois estimadores apresentaram semelhanças também na dependência dos resíduos. Na maioria dos produtos, quando a hipótese nula do teste CD era rejeitada nos resíduos da estimação por Primeiras Diferenças, ela também é quando o AMG era usado. 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.

Os estimadores baseados na metodologia de Bai foram mais bem sucedidos em considerar a dependência residual nos modelos. O estimador de Efeitos Interativos resultou em resíduos independentes para 21 produtos a 1% de significância, porém a não-estacionariedade não foi rejeitada à 5% de significância em 6 produtos. O BC-Cup proporcionou menos casos de resíduos independentes. Em 12 produtos, a hipótese nula de independência *cross-section* não foi rejeitada à 5%. A não-estacionariedade também foi um problema neste estimador. A hipótese nula do teste CIPS não foi rejeitada em 7 produtos à 5% de significância (a 10% a hipótese não é rejeitada em 5). Ambos estimadores apresentaram uma elevada quantidade de coeficientes de Precificação ao Mercado significantes em comparação aos outros estimadores.

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 11. Os produtos nesta tabela estão divididos de acordo com as categorias descritas na seção 3.1, e a tabela também informa os valores do índice HH e a parcela de mercado das exportações brasileiras em cada produto. Os estimadores PD e AMG apresentaram resultados similares. Em praticamente todos os produtos, os coeficientes destes dois estimadores apresentaram o mesmo sinal. Estes estimadores diferem na quantidade de coeficientes significativos. No PD, apenas 1 produto apresentou coeficiente significativo à 5% de significância, enquanto no AMG este número foi de 6 produtos. Este resultado foi diferente utilizando os estimadores 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, sendo 14 produtos no PD e 15 produtos no AMG e IE. O estimador BC-Cup apresentou um número menor de coeficientes negativos, porém ainda considerável, 11 produtos de um total de 22. 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.

Os resultados dos estimadores EI e BC-Cup apresentaram similaridades, ainda que menores do que as entre o PD e AMG. Para 16 produtos, o sinal dos coeficientes obtidos pelo EI e BC-Cup são os mesmos. Considerando estes quatro estimadores, o sinal dos coeficientes de Precificação ao Mercado de um produto difere consideravelmente. Em 10 produtos, o sinal é o mesmo nos quatro estimadores. Dentre estes, em 2 os coeficientes foram todos positivos.

Os resultados dos quatro estimadores diferem dos obtidos em Barroso (2012), que estimou os coeficientes de Precificação ao Mercado para exportações brasileiras utilizando o estimador FM-Cup de Bai, Kao e Ng (2009). Neste trabalho, todos os coeficientes estimados foram significantes e negativos, além de maiores em valores absolutos do que os aqui estimados para a maioria dos produtos. É preciso levar em consideração as diferenças de nível de agregação e variável utilizada entre os dois trabalhos. Barroso (2012) utilizou índices de preços de exportação agregados por setores, o que engloba na mesma variável de

preço de exportação diversos produtos de setores relativamente heterogêneos. Além disto, o autor considerou apenas 1 fator comum, o que pode não ser suficiente para captar toda dependência *cross-section* do modelo.

Tabela 11 – Estimadores com melhor desempenho

Grupo	Produto	PD	AMG	EI	BC-Cup	HH	% Mercado
1	210690	0, 1264 [0,6258]	0, 1228 [0,2596]	0, 250 [0,150]*	−0, 250 [10,3322]***	505, 186	1, 078%
	330590	− 0, 0813 [0,5424]	− 0, 1045 [0,1144]	−0, 440 [0,120]***	− 0, 110 [6,0789]	565, 217	1, 303%
	392010	−0, 4231 [0,1908]**	−0, 4626 [0,1413]***	−0, 340 [0,098]***	− 0, 1134 [7,5320]***	563, 928	0, 596%
	401110	−0, 0407 [0,1446]	−0, 0149 [0,0787]	− 0, 1020 [0,040]***	− 0, 033 [3,7523]***	542, 373	1, 013%
	640399	−0, 1379 [0,1588]	−0, 0785 [0,0733]	− 0, 271 [7,1514]***	0, 10499 [7,1514]***	1082, 370	1, 247%
	700711	0, 2978 [0,4360]	−0, 2422 [0,1742]	0, 230 [0,096]**	0, 150 [4,5578]***	697, 915	1, 136%
	841221	0, 9963 [1,0178]	1, 0506 [0,3416]***	0, 0808 [0,147]	0, 04661 [0,8687]	778, 827	0, 896%
	841480	−0, 156 [0,4050]	−0, 2883 [0,1666]*	−0, 152 [0,099]	−0, 06818 [3,1975]***	783, 934	0, 797%
	841899	−0, 2924 [0,5237]	−0, 1351 [0,3886]	− 0, 0696 [0,317]	0, 13286 [2,7636]***	759, 749	0, 769%
	851140	−0, 0384 [0,4337]	−0, 0843 [0,2142]**	− 0, 562 [0,162]***	− 0, 14304 [6,2523]***	889, 742	0, 519%
	851150	0, 1681 [0,6602]	0, 1221 [0,1307]	− 0, 146 [0,0971]	− 0, 1151 [4,9550]***	849, 668	0, 629%
	870880	0, 1096 [0,2769]	0, 0437 [0,0918]	− 0, 133 [0,044]***	− 0, 05719 [4,3688]***	914, 766	0, 972%
	870892	0, 1029 [0,5127]	0, 2804 [0,3599]	0, 099 [0,199]	0, 0337 [1,09713]	874, 911	0, 192%
	940360	− 0, 2716 [0,2611]	−0, 1765 [0,1522]	0, 308 [0,0842]***	0, 6402 [22,2412]***	1155, 457	0, 552%
2	400591	−0, 2415 [0,2489]	−0, 1548 [0,0810]*	0, 0673 [0,0671]	0, 04529 [2,4529]**	792, 919	2, 215%
	681381	−0, 1192 [0,1557]	−0, 1765 [0,0782]**	−0, 1560 [0,052]***	0, 0228 [1,8909]*	1384, 460	9, 235%
	841430	0, 0251 [0,4679]	0, 0493 [0,0940]	− 0, 203 [0,0652]***	0, 03352 [2,7538]***	1004, 672	3, 196%
	850152	− 0, 2947 [0,2436]	−0, 2804 [0,1046]***	− 0, 0171 [0,059]	−0, 02119 [2,4113]**	1075, 877	3, 592%
	940350	−0, 0034 [0,1122]	−0, 0214 [0,0936]	0, 2930 [0,0700]***	0, 0008 [0,0127]	1796, 798	2, 486%
3	330210	0, 7059 [0,6473]	0, 4568 [0,1895]**	− 0, 218 [0,126]*	0, 6750 [12,7925]***	3012, 630	0, 245%
	640299	−0, 1836 [0,4322]	−0, 1409 [0,1347]	−0, 3340 [0,1000]***	− 0, 2047 [9,8505]***	5312, 644	0, 861%
	640419	−0, 0753 [0,2802]	−0, 0455 [0,1392]	−0, 1830 [0,065]***	−0, 2193 10,1555***	3993, 791	0, 392%

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%. A coluna HH reporta o valor do índice HH de concentração de mercado a coluna % Mercado a proporção das exportações brasileiras sobre o total exportado daquele produto por todos os países. 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.

O próximo passo da análise consiste em identificar padrões associados aos coeficientes estimados por produtos. Como apontado em Yang (1998) e Knetter (1992), fatores que afetam a curvatura da elasticidade de demanda percebida pela firma, como estruturas de mercado e características dos produtos são essenciais para entender as diferenças no ajustes de preço causados por variações cambiais entre setores. Em cenários nos quais a firma se depara com pouca competição, haverá incentivos para a firma repassar para seu preço uma proporção maior de uma desvalorização cambial. Neste contexto, utilizando a definição de Barroso (2012), o Repasse Cambial (RC) médio de um produto será:

$$RC = 1 - \beta \quad (5.3)$$

e indica o quanto de uma variação cambial é repassado para preços de exportação medidos na moeda do importador. O caso em que $\beta > 0$ significa que o efeito da variação cambial é suavizado pelo exportador. Além da concentração e parcela de mercado, são fatores que afetam o ajuste de preços a diferenciação e substituíbilidade de produtos. A diferenciação confere ao produtor algum poder de mercado, de modo que produtos mais diferenciados estão associados a um maior repasse (YANG, 1998).

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.² Esta metodologia classifica setores industriais em 5 grupos: Baixa, Média-Baixa, Média, Média-Alta e Alta intensidade tecnológica. A tabela 12 reporta os produtos de acordo com a classificação em que eles se inserem e seus respectivos coeficientes estimados. Todos os produtos da amostra se situam nas categorias Média-Baixa, Média e Média-Alta.

² Um detalhamento desta metodologia e a tabela de setores que constituem cada categoria podem ser encontrados em Galindo-Rueda e Verger (2016).

Tabela 12 – 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 [10,3322]***
	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 a 5% (este número foi de 9 produtos no BC-Cup). Para estes produtos, o Repasse Cambial é maior ou igual a 1, indicando que estes 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 desino 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 13, 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.

Como pode ser visto na figura 5, o período analisado foi caracterizado por uma desvalorização do Real frente às moedas de praticamente todos os países exportadores considerados. Considerando isto, a prática de Precificação ao Mercado no sentido de amplificar o efeito de variações cambiais pode ser explicada da seguinte forma. Frente a desvalorização do Real, o produto brasileiro fica mais barato no mercado importador. Com isto, as firmas se deparam com um *trade-off* entre lucros no curto-prazo e parcela de mercado futura. As firmas que ajustam seu *mark-up* de modo a reduzir ainda mais seu preço estão buscando utilizar a desvalorização para aumentar sua parcela de mercado. De acordo com os resultados dos estimadores EI e BC-Cup, este comportamento estaria mais associado a produtos de intensidade tecnológica mais elevada.

Tabela 13 – 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.

5.3 Modelo de Correção de Erros

Foram estimados Modelos de Correção de Erros nas especificações descritas na seção 4.4. O MCE EI se refere à estimação modelo de correção de erros da equação (4.30) utilizando a metodologia de Efeitos Interativos de Bai (2009) para considerar os fatores comuns. Este modelo foi estimado considerando 4 fatores comuns, de acordo com os critérios de informação apresentados na seção refesthom. PCAMG se refere à estimação do MCE com os fatores comuns sendo tratados como o processo dinâmico comum, como em Eberhardt e Teal (2008). Foi estimado o CCED como na equação (4.31) com $p = 2$ e $p = 3$. Assim como nos modelos estáticos, o CCED não foi bem sucedido em captar a dependência *cross-section* na maioria dos produtos³. Desta forma, seus resultados não serão reportados nesta seção, constando no Apêndice, junto com os resultados e testes sobre resíduos dos demais estimadores. O foco da análise está nos coeficientes do termo de correção de erros, π_i^{ce} , e nas estimativas do parâmetro de longo-prazo relacionado à taxa de câmbio, β_{LP} . Também são reportados os coeficientes da taxa de câmbio no curto prazo (π_i^e).

Como o PCAMG assume coeficientes heterogêneos entre países, os resultados reportados são as médias dos coeficientes dos países em cada produto. Com exceção de um produto na estimação por MCE EI, em todos os produtos o coeficiente associado ao termo de correção de erros foi estatisticamente significativo e negativo, indicando que após um choque, as variáveis retornam ao equilíbrio de longo-prazo. Isto confirma a existência de relações de cointegração entre preços de exportação, taxa de câmbio e os fatores comuns nos produtos da amostra.

Os resultados dos testes CD indicam que a dependência *cross-section* é um problema também nestes modelos, ainda que em menor escala. Uma comparação dos resultados dos testes residuais pode ser vista na tabela 14. A 5% de significância, hipótese nula de independência *cross-section* não é rejeitada para 11 produtos no modelo MCE EI, e para 16 no PCAMG. Isto indica que o método de Efeitos Interativos não foi eficaz em captar a correlação entre os resíduos neste tipo de modelos de correção de erros. O estimador AMG, além de apresentar um desempenho melhor em Modelos de Correção de Erros do que em modelos estáticos, se mostrou consideravelmente mais eficaz do que o MCE EI.

³ Em ambas especificações do CCED, a hipótese nula de independência dos resíduos só não foi rejeitada à 5% de significância em 6 produtos.

Tabela 14 – Diagnóstico de Resíduos

Níveis de Significância	Resíduos Estacionários			Resíduos Independentes		
	10%	5%	1%	10%	5%	1%
MCE EI	22	22	20	9	10	11
PCAMG	22	22	20	10	16	21

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.

O gráfico 8 reporta as dispersões dos coeficientes da taxa de câmbio de curto (π_i^e) e longo prazo (β_{LP}), de acordo como estimador. As estimativas de β_{LP} foram calculadas como as médias dos coeficientes dos modelos heterogêneos por produto, sendo os erros-padrões computados usando método Delta. As estimativas dos parâmetros de longo-prazo, assim como os coeficientes dos modelos estáticos, apresentaram uma considerável variação de acordo com a especificação utilizada. As estimativas do modelo MCE EI apresentaram dispersão menor do que o outro estimador. Como pode ser visto no gráfico 8, estas estimativas apresentaram sinal positivo na maioria dos produtos e a sua média é um pouco menor do que a PCAMG, porém seus valores são próximos de zero em todos os produtos. Os coeficientes de curto prazo no MCE EI apresentaram uma dispersão maior do que os de longo prazo, sendo em sua maioria positivos e não significativos. No PCAMG, os coeficientes foram mais dispersos no longo prazo, porém são em média maiores no curto prazo.

Os coeficientes de longo prazo nas duas especificações apresentaram significância estatística em poucos produtos. A 5% de significância, 6 produtos apresentaram coeficientes significantes no MCE EI e 5 no PCAMG. Em todos os produtos, o processo dinâmico comum estimado pelo PCAMG foi significativo e positivo, indicando que este termo captura fatores comuns não observados que afetam positivamente a variação dos preços de exportação em todos os países importadores.

Figura 8 – Box-plot coeficientes MCE

Devido à melhor performance do PCAMG em relação ao resíduos, será realizada uma análise mais detalhada dos resultados deste estimador frente ao que as estimativas representam em relação às hipóteses dos modelos de Precificação ao Mercado.

Os produtos em que a estimativa dos coeficientes de longo prazo do PCAMG foram significantes e positivos, são em sua maioria produtos em que a parcela de mercado das exportações brasileiras são baixas em comparação com o restante da amostra e os mercados não apresentam índice HH muito alto, como pode ser visto na tabela 15. Nestes cenários, como foi abordado na seção anterior, as firmas enfrentam maior competição e ajustam preços de forma a manter sua parcela de mercado. Produtos em que estas parcelas são maiores do que a média da amostra tendem a apresentar coeficientes negativos ou não significantes, indicando que a variação de preços será igual à variação cambial ou seu efeito será ampliado pelo exportador. O produto 841430, em que mais da metade do choque cambial é suavizado pelo exportador, é uma exceção a este padrão. A média dos coeficientes estimados é maior entre os produtos do grupo 1 (0,2056) da tabela 15, em comparação aos grupos 2 (0,0605) e 3 (-0,069).

Existem, entre os produtos considerados, casos como o 640299 e 640419 em que os coeficientes são negativos e significativos e os produtos se inserem em mercados relativamente concentrados em que o parcela das exportações brasileiras não é tão grande. Este comportamento seria resultado de características específicas da demanda destes produtos. Segundo Knetter (1989), independente do modelo de estrutura de mercado assumido, ajustes de preços frente à variações cambiais dependerão predominantemente da percepção da firma sobre como as elasticidades de demanda mudam quando o preço do produto na moeda do importador varia. Neste caso, se a demanda se torna mais elástica quando o preço em moeda

local cai, então o *mark-up* ótimo cai quando a moeda do exportador se deprecia.

Tabela 15 – Coeficientes de Longo-Prazo

Grupo	Produto	Coeficiente	HH	% Mercado
1	210690	0,4796 [0,4938]	505,186	1,078
	330590	0,1626 [0,1317]	565,217	1,303
	392010	-0,5823 [0,2818]**	563,928	0,596
	401110	0,0872 [0,1970]	542,373	1,013
	640399	-0,0136 [0,1066]	1082,370	1,247
	700711	0,0974 [0,3172]	697,915	1,136
	841221	0,6401 [0,3726]*	778,827	0,896
	841480	0,4710 [0,1631]***	783,934	0,797
	841899	-0,5474 [0,5412]	759,749	0,769
	851140	0,7780 [0,4753]	889,742	0,519
	851150	0,6767 [0,2126]***	849,668	0,629
	870880	0,1596 [0,2333]	914,766	0,972
	870892	0,5260 [0,4110]	874,911	0,192
	940360	-0,0558 [0,1313]	1155,457	0,552
2	400591	0,0860 [0,1692]	792,919	2,215
	681381	-0,1851 [0,1998]	1384,460	9,235
	841430	0,5753 [0,1918]***	1004,672	3,196
	850152	-0,2102 [0,2262]	1,075,877	3,592
	940350	0,0369 [0,0874]	1796,798	2,486
3	330210	0,3233 [0,2703]	3012,630	0,245
	640299	-0,1220 [0,0661]*	5312,644	0,861
	640419	-0,4089 [0,1338]***	3993,791	0,392

Fonte: Elaboração Própria. Erro padrão entre colchetes. ***,** e * indicam significância à 1%,5% e 10%.

Comparando os coeficientes de longo prazo destes modelos com as estimativas dos modelos da seção 5.2 que utilizam a mesma metodologia, vemos que os resultados do MCE EI foram diferentes em relação aos do estimador de Efeitos Interativos. Como pode ser visto na figura 9, as estimativas do MCE EI são consideravelmente menores em valores

absolutos do que as do EI para todos os produtos. Isto é refletido na diferença das médias dos coeficientes, sendo 0,0154 no MCE EI e -0,0906. Ao contrário do EI, que apresentou uma maioria de coeficientes negativos, os coeficientes de longo prazo do modelo de correção de erros estimado por Efeitos Iterativos resultou em coeficientes positivos em 15 produtos. Desta forma, na maioria dos produtos as estimativas destas duas especificações do modelo apresentaram sinal diferente (12). Apenas os produtos 400591 e 870892 apresentaram resultados próximos quando considerados estes modelos.

Os resultados do AMG apresentaram considerável semelhanças com os coeficientes de longo prazo do modelo de correção de erros PCAMG. No segundo gráfico da figura 9, vemos que as estimativas do PCAMG são, em valores absolutos, maiores do que as do AMG para 13 dos 22 produtos analisados. Os coeficientes estimados possuem o mesmo sinal em 16 produtos, porém o modelo de correção de erros apresentou uma quantidade maior de coeficientes positivos. As duas formas de estimação apresentaram um número próximo de coeficientes estatisticamente significantes a 5% de significância, sendo 6 no AMG e 5 no PCAMG. A baixa quantidade de coeficientes significativos nestes dois modelos reflete o padrão encontrado também nos resultados dos modelos da seção 5.2, em que estimações usando modelos de coeficientes heterogêneos produzem um número menor de resultados estatisticamente significativos em relação a estimadores homogêneos.⁴

Figura 9 – Comparação Coeficientes

⁴ Isto é, que assumem $\beta_i = \beta$ para todo i .

6 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 valores unitários desagregados por produtos. Foram analisados 22 produtos com diferentes características de mercado e produtivas, exportados para 13 países. A estimação se baseou na metodologia de Knetter (1989), que busca isolar os efeitos de variações cambiais sobre preços que são comuns à todos países importadores dos que são específicos.

A contribuição deste trabalho consiste em propor uma forma alternativa de identificação dos efeitos da taxa de câmbio sobre preços de exportações em modelos de Precificação de Mercado. A estratégia de identificação de Knetter (1989) assume que variações no custo marginal afetam todos os países importadores da mesma forma. A possibilidade de que fatores específicos aos mercados de destino, como barreiras não tarifárias ou especificações técnicas interajam com fatores comuns como o custo marginal, levando a heterogeneidade dos efeitos destas variações, pode invalidar esta hipótese e causar dependência *cross-section* nos resíduos. Este trabalho propõe resolver este problema adotando uma estrutura de fatores para os erros, isto é, modelar os erros como uma combinação linear de fatores comuns e idiossincráticos não observados. Esta abordagem tem a vantagem de não necessitar de hipóteses sobre a estrutura não observada dos termos de erro, permitindo que os fatores comuns afetem cada país em intensidades diferentes, além de considerar uma possível correlação entre os resíduos na dimensão *cross-section*.

A comparação entre os resultados de diferentes estimadores indicou que em modelos que assumem independência *cross-section* e efeitos comuns homogêneos, como o de Efeitos Fixos e o *Mean-Group*, os resíduos tendem a ser não estacionários e dependentes, além de apresentarem coeficientes positivamente viesados. 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. O CCE não foi bem sucedido em controlar a dependência *cross-section* nestes modelos de Precificação ao Mercado.

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.

Trabalhos anteriores que buscaram 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. Segundo Knetter (1989), se existe heterogeneidade na composição de uma categoria de produtos, mudanças nestas composições podem estar correlacionadas com variações da taxa de câmbio, caso as elasticidades de demanda sejam diferentes dentro destas categorias. Isto resultaria em viés de agregação.

De acordo com os coeficientes aqui 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. Os coeficientes não apresentaram uma relação direta com relação à medidas como parcela do mercado de exportações brasileiras e índices de concentração de mercado. Foi encontrado 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. Como apontado em Feenstra, Gagnon e Knetter (1996) e Yang (1997), os coeficientes estimados apontaram uma relação com características como diferenciação de produtos e parcela de mercado, ainda que esta relação não seja linear.

As estimativas dos Modelos de Correção de Erros com estrutura de fatores apontaram que as variáveis e os fatores comuns apresentam relações de cointegração de longo prazo em todos os produtos. Os coeficientes de longo prazo foram recuperados neste modelo como a média dos coeficientes por países, e diferem dos resultados dos modelos estáticos, sendo em sua maioria positivos e não significativos. Suas estimativas variam entre -0,582 e 0,778, sendo a média 0,135. A pouca quantidade de coeficientes significativos foi um padrão presente em modelos em que β reflete a média de coeficientes heterogêneos. No caso deste Modelo de Correção de Erros, pode significar também que os efeitos da prática de Precificação ao Mercado são transitórios, não se mantendo no longo prazo.

Referências

ASPRILLA, A.; BERMAN, N.; CADOT, O.; JAUD, M. *Pricing-to-market, trade policy, and market power*. [S.l.], 2015.

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.

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.

BAI, J. Panel data models with interactive fixed effects. *Econometrica*, Wiley Online Library, v. 77, n. 4, p. 1229–1279, 2009.

BAI, J.; KAO, C.; NG, S. Panel cointegration with global stochastic trends. *Journal of Econometrics*, Elsevier, v. 149, n. 1, p. 82–99, 2009.

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.

BAI, J.; NG, S. A panic attack on unit roots and cointegration. *Econometrica*, Wiley Online Library, v. 72, n. 4, p. 1127–1177, 2004.

BAILLIE, R. T.; MCMAHON, P. C. *The foreign exchange market: Theory and econometric evidence*. [S.l.]: Cambridge University Press, 1990.

BANERJEE, A.; SILVESTRE, J. L. Carrion-i. Cointegration in panel data with breaks and cross-section dependence. 2006.

BARROSO, J. B. R. B. Pricing-to-market by brazilian exporters: a panel cointegration approach. 2012.

BERGIN, P. R.; FEENSTRA, R. C. Pricing-to-market, staggered contracts, and real exchange rate persistence. *Journal of international Economics*, Elsevier, v. 54, n. 2, p. 333–359, 2001.

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.

BUGAMELLI, M.; TEDESCHI, R. Pricing-to-market and market structure. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Wiley Online Library, v. 70, n. 2, p. 155–180, 2008.

BURSTEIN, A.; GOPINATH, G. *International prices and exchange rates*. [S.l.], 2013.

CAREW, R.; FLORKOWSKI, W. J. Pricing to market behavior by canadian and us agrifood exporters: Evidence from wheat, pulse and apples. *Canadian Journal of Agricultural Economics/Revue canadienne d'agroeconomie*, Wiley Online Library, v. 51, n. 2, p. 139–159, 2003.

- 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.
- CHIAIE, S. D.; FERRARA, L.; GIANNONE, D. Common factors of commodity prices. *La Défense-EconomiX*, 2017.
- CHUDIK, A.; PESARAN, M. H. Common correlated effects estimation of heterogeneous dynamic panel data models with weakly exogenous regressors. *Journal of Econometrics*, Elsevier, v. 188, n. 2, p. 393–420, 2015.
- CHUDIK, A.; PESARAN, M. H.; TOSETTI, E. *Weak and strong cross-section dependence and estimation of large panels*. [S.l.]: Oxford University Press Oxford, UK, 2011.
- DORNBUSCH, R. Exchange Rates and Prices. *American Economic Review*, v. 77, n. 1, p. 93–106, March 1987.
- EBERHARDT, M.; BOND, S. Cross-section dependence in nonstationary panel models: a novel estimator. 2009.
- EBERHARDT, M.; PRESBITERO, A. F. Public debt and growth: Heterogeneity and non-linearity. *Journal of International Economics*, Elsevier, v. 97, n. 1, p. 45–58, 2015.
- EBERHARDT, M.; TEAL, F. Modeling technology and technological change in manufacturing: how do countries differ? 2008.
- EBERHARDT, M.; TEAL, F. Productivity analysis in global manufacturing production. Department of Economics (University of Oxford), 2010.
- FALK, M.; FALK, R. Pricing to market of german exporters: evidence from panel data. *Empirica*, Springer, v. 27, n. 1, p. 21–46, 2000.
- FEENSTRA, R. C.; GAGNON, J. E.; KNETTER, M. M. Market share and exchange rate pass-through in world automobile trade. *Journal of International Economics*, Elsevier, v. 40, n. 1-2, p. 187–207, 1996.
- FITZGERALD, D.; HALLER, S. Pricing-to-market: evidence from plant-level prices. *Review of Economic Studies*, Oxford University Press, v. 81, n. 2, p. 761–786, 2013.
- FROOT, K.; KLEMPERER, P. Exchange rate pass-through when market share matters. *American Economic Review*, v. 79, n. 4, p. 637–54, 1989.
- 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.
- GALINDO-RUEDA, F.; VERGER, F. Oecd taxonomy of economic activities based on r&d intensity. OECD iLibrary, 2016.
- GENGENBACH, C.; PALM, F. C.; URBAIN, J.-P. Cointegration testing in panels with common factors. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Wiley Online Library, v. 68, p. 683–719, 2006.

GENGENBACH, C.; WESTERLUND, J.; URBAIN, J.-P. Panel error correction testing with global stochastic trends. *Cornell family papers*, 2008.

GOLDBERG, P. K.; KNETTER, M. M. Goods prices and exchange rates: What have we learned? 1996.

KANNEBLEY, S. J.; ASSAHIDE, L. Precificação ao mercado das exportações brasileiras de produtos industrializados. *Economia Aplicada*, 2017.

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.

KAPETANIOS, G.; PESARAN, M. H.; YAMAGATA, T. Panels with non-stationary multifactor error structures. *Journal of Econometrics*, Elsevier, v. 160, n. 2, p. 326–348, 2011.

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.

KNETTER, M. M. Price discrimination by us and german exporters. *The American Economic Review*, JSTOR, v. 79, n. 1, p. 198–210, 1989.

KNETTER, M. M. *International comparisons of pricing-to-market behavior*. [S.l.], 1992.

KRUGMAN, P. Pricing to market when the exchange rate changes. n. 1926, May 1986.

MARSTON, R. C. Pricing to market in japanese manufacturing. *Journal of International Economics*, Elsevier, v. 29, n. 3-4, p. 217–236, 1990.

MEJEAN, I. *Exchange rate movements and export prices an empirical analysis*. [S.l.]: INSEE, 2004. v. 27.

PEDRONI, P. Panel cointegration: asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the ppp hypothesis. *Econometric theory*, Cambridge University Press, v. 20, n. 3, p. 597–625, 2004.

PESARAN, M. H. General diagnostic tests for cross section dependence in panels. 2004.

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.

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.

PESARAN, M. H. *Time series and panel data econometrics*. [S.l.]: Oxford University Press, 2015.

PESARAN, M. H.; SMITH, R. Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels. *Journal of econometrics*, Elsevier, v. 68, n. 1, p. 79–113, 1995.

PESAVENTO, E. Analytical evaluation of the power of tests for the absence of cointegration. *Journal of Econometrics*, Elsevier, v. 122, n. 2, p. 349–384, 2004.

- 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.
- PHILLIPS, P. C.; MOON, H. R. *Nonstationary panel data analysis: an overview of some recent developments*. [S.l.]: Taylor & Francis, 2000. 263–286 p.
- 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.
- SARAFIDIS, V. Gmm estimation of short dynamic panel data models with error cross-sectional dependence. 2009.
- SARAFIDIS, V.; WANSBEEK, T. Cross-sectional dependence in panel data analysis. *Econometric Reviews*, Taylor & Francis, v. 31, n. 5, p. 483–531, 2012.
- WESTERLUND, J.; LARSSON, R. A note on the pooling of individual panel unit root tests. *Econometric Theory*, Cambridge University Press, v. 25, n. 6, p. 1851–1868, 2009.
- 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.
- YANG, J. Pricing-to-market in us imports and exports: A time series and cross-sectional study. *The quarterly review of economics and finance*, Elsevier, v. 38, n. 4, p. 843–861, 1998.

APÊNDICE A – Tabelas de Efeitos de *outliers*

Tabela 16 – Efeitos dos *outliers*

Produto	Alemanha	Chile	Paraguai	Uruguai	Costa Rica	Bolívia	EUA	Colômbia	Africa do Sul
210690	0	0,490	0,463	1,991	0	0	0	1,364	0
330210	0	0	0,956	2,424	1,089	0	4,529	0	1,149
330590	0	0	0	0	0	0	0	0	3,030
392010	0	0	0	0	0	1,423	0,551	0	1,445
400591	0,548	0,186	0,278	0	0	3,009	0	0,247	0
401110	2,048	0	0	0	0,708	1,239	0	0	0
640299	1,035	0	0	0,740	0	0	0,843	0,684	0
640399	0,461	0	2,292	0	0	0,453	0	0	0,396
640419	1,086	0	0,667	0	1,505	0	0	1,289	2,705
681381	0,316	1,754	1,111	4,135	3,179	0,363	0,199	1,353	1,050
700711	0	0	0,609	1,189	0	0	1,383	0	0,661
841221	0	3,317	2,294	0	8,698	0	0,887	0	0
841430	3,724	0,285	0,222	0	4,359	2,208	0	0	2,443
841480	0,695	0	0	0,750	0,539	2,547	0	0	0
841899	0	0,907	0	1,202	1,531	0	0,439	1,198	6,170
850152	0,139	0,449	0,658	1,770	4,087	0,922	0,552	0	0
851140	1,301	0	0,559	1,174	0	0	0	1,286	2,291
851150	0	2,776	0	2,464	0	2,031	0	0,812	2,476
870880	0	0,544	0,344	0,271	0,825	0	0,393	0,643	0,384
870892	0	0	0	3,236	2,099	0	3,914	1,904	0
940350	0,440	0	0,167	0	0,332	0	0	0	0
940360	1,715	0,261	0,334	0	0,918	0,356	0	0,809	0,317

Fonte: Elaboração Própria. Os resultados consistem no somatório dos efeitos estimados dos *outliers*, ω_j , em módulo. Quanto maior este valor, mais acentuados são os *outliers* nas séries.

Tabela 17 – Efeitos dos *outliers*. Continuação

Produto	Equador	Argentina	México	Peru
210690	2,165	0	1,343	1,237
330210	0	0	0	0
330590	0	0	0	0,413
392010	2,351	0,374	0,343	0,412
400591	0	0	0	0,735
401110	0	0	0,181	0,243
640299	0	0	0	0
640399	0	0,679	0	0
640419	0	0	1,243	1,179
681381	5,442	0,737	0,764	0,414
700711	0,581	0	0,767	0,961
841221	2,600	1,291	1,128	3,081
841430	0	0	0	0,306
841480	1,261	0	1,107	0,518
841899	1,710	0,269	0	0,963
850152	0	0,513	0	0
851140	3,025	0,339	2,095	0
851150	1,318	0,462	1,230	0
870880	0,421	0	0,317	0,595
870892	1,409	0	0	0,897
940350	0	1,091	0,416	0
940360	0,971	0	1,262	0,265

Fonte: Elaboração Própria. Os resultados consistem no somatório dos efeitos estimados dos *outliers*, ω_j , em módulo. Quanto maior este valor, mais acentuados são os *outliers* nas séries.

APÊNDICE B – Tabelas de Resultados

Tabela 18 – Resultados Modelos Estáticos

	Coeficientes	PD	EF2W	MG	CCE	AMG	EI	BC-Cup
210690	Taxa de Câmbio	0,1264 [0,6258]	-0,0735 [0,1483]	-0,034 [0,5203]	-0,7994 [0,9049]	0,1228 [0,2596]	0,250 [0,150]*	-0,250 [10,3322]***
	RMSE	0,45	0,46	0,37	0,33	0,40	0,15	0,20
	Teste CD	0,65	0,02	0,14	0,03	0,04	0,18	0,00
	CIPS	0,00	0,40	0,00	0,00	0,03	0,02	0,01
330210	Taxa de Câmbio	0,7059 [0,6473]	0,0944 [0,1212]	1,0097 [0,2223]***	-0,5074 [0,6960]	0,4568 [0,1895]**	-0,218 [0,126]*	0,6750 [12,7925]***
	RMSE	0,46	0,37	0,34	0,28	0,34	0,14	0,20
	Teste CD	0,78	0,04	0,66	0,00	0,47	0,76	0,00
	CIPS	0,00	0,67	0,01	0,00	0,02	0,10	0,10
330590	Taxa de Câmbio	-0,0813 [0,5424]	-0,0984 [0,1154]	0,7139 [0,2737]***	-0,5245 [0,3082]*	-0,1045 [0,1144]	-0,440 [0,120]***	-0,110 [6,0789]
	RMSE	0,39	0,36	0,33	0,27	0,33	0,13	0,15
	Teste CD	0,42	0,14	0,00	0,00	0,29	0,02	0,17
	CIPS	0,00	0,01	0,00	0,00	0,00	0,03	0,01
392010	Taxa de Câmbio	-0,4231 [0,1908]**	-0,2294 [-0,0514]***	0,7739 [0,1588]***	-0,2444 [0,2319]	-0,4626 [0,1413]***	-0,340 [0,098]***	-0,1134 [7,5323]***
	RMSE	0,14	0,15	0,13	0,11	0,13	0,06	0,08
	Teste CD	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,35	0,58
	CIPS	0,00	0,52	0,03	0,00	0,00	0,06	0,01
400591	Taxa de Câmbio	-0,2415 [0,2489]	-0,0319 [0,0503]	0,9467 [0,1146]***	0,0818 [0,1556]	-0,1548 [0,0810]*	0,0673 [0,0671]	0,04529 [2,4529]**
	RMSE	0,18	0,16	0,16	0,13	0,14	0,07	0,06
	Teste CD	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,39	0,78
	CIPS	0,00	0,27	0,02	0,00	0,00	0,01	0,01
401110	Taxa de Câmbio	-0,0407 [0,1446]	-0,1273 [0,0371]***	0,9351 [0,1331]***	0,1275 [0,1635]	-0,0149 [0,0787]	-0,1020 [0,040]***	-0,033 [3,7523]***
	RMSE	0,10	0,11	0,14	0,09	0,10	0,04	0,05
	Teste CD	0,01	0,02	0,00	0,02	0,02	0,33	0,52
	CIPS	0,00	0,48	0,11	0,00	0,00	0,01	0,01
640299	Taxa de Câmbio	-0,1836 [0,4322]	0,0786 [0,0762]	0,8478 [0,1331]***	0,1127 [0,2894]	-0,1409 [0,1347]	-0,3340 [0,1000]***	-0,2047 [9,8505]***
	RMSE	0,31	0,24	0,22	0,20	0,21	0,08	0,11
	Teste CD	0,03	0,01	0,00	0,02	0,02	0,03	0,29
	CIPS	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01	0,01
640399	Taxa de Câmbio	-0,1379 [0,1588]	-0,0024 [0,0321]	0,7657 [0,0874]***	-0,0071 [0,1552]	-0,0785 [0,0733]	-0,271 [7,1514]***	0,10499 [7,1514]***
	RMSE	0,11	0,10	0,10	0,08	0,09	0,05	0,06
	Teste CD	0,00	0,00	0,02	0,00	0,00	0,17	0,00
	CIPS	0,00	0,14	0,00	0,00	0,00	0,01	0,10
640419	Taxa de Câmbio	-0,0753 [0,2802]	-0,1958 [0,0596]***	0,4399 [0,1383]***	-0,0675 [0,2554]	-0,0455 [0,1392]	-0,1830 [0,065]***	-0,2193 [10,1555]***
	RMSE	0,20	0,18	0,16	0,15	0,16	0,08	0,10
	Teste CD	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,90	0,00
	CIPS	0,00	0,34	0,00	0,00	0,00	0,10	0,03
681381	Taxa de Câmbio	-0,1192 [0,1557]	-0,2306 [0,0373]***	1,2005 [0,2024]***	-0,2156 [0,2022]	-0,1765 [0,0782]**	-0,1560 [0,052]***	0,0228 [1,8909]*
	RMSE	0,11	0,12	0,12	0,09	0,10	0,05	0,07
	Teste CD	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,02	0,00
	CIPS	0,00	0,11	0,11	0,00	0,00	0,08	0,05
700711	Taxa de Câmbio	0,2978 [0,4360]	0,1302 [0,0873]	0,7567 [0,2363]***	-0,3217 [0,3924]	-0,2422 [0,1742]	0,230 [0,096]**	0,150 [4,5578]***
	RMSE	0,31	0,27	0,25	0,22	0,24	0,14	0,16
	Teste CD	0,02	0,00	0,01	0,00	0,00	0,50	0,86
	CIPS	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01	0,01

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%.

Tabela 19 – Resultados Modelos Estáticos - Continuação

	Coeficientes	PD	EF2W	MG	CCE	AMG	EI	BC-Cup
841221	Taxa de Câmbio	0,9963 [0,0178]	0,1147 [0,1841]	1,048 [0,6010]*	0,8726 [0,6842]	1,0506 [0,3416]***	0,0808 [0,147]	0,04661 [0,8687]
	RMSE	0,73	0,57	0,53	0,48	0,53	0,25	0,30
	Teste CD	0,11	0,18	0,31	0,00	0,18	0,03	0,08
	CIPS	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01	0,03
841430	Taxa de Câmbio	0,0251 [0,4679]	0,0529 [0,0891]	1,1155 [0,1060]***	-0,0932 [0,6696]	0,0493 [0,0940]	-0,203 [0,0652]***	0,03352 [2,7538]***
	RMSE	0,33	0,27	0,28	0,16	0,25	0,04	0,07
	Teste CD	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,26	0,00
	CIPS	0,00	0,08	0,17	0,00	0,00	0,02	0,06
841480	Taxa de Câmbio	-0,156 [0,4050]	-0,1961 [0,0760]**	0,719 [0,2276]***	0,2278 [0,1780]	-0,2883 [0,1666]*	-0,152 [0,099]	-0,06818 [3,1975]***
	RMSE	0,29	0,23	0,21	0,19	0,21	0,10	0,13
	Teste CD	0,02	0,00	0,37	0,00	0,01	0,01	0,01
	CIPS	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01	0,01
841899	Taxa de Câmbio	-0,2924 [0,5237]	0,5976 [0,1516]***	1,0744 [0,2814]***	0,609 [0,9107]	-0,1351 [0,3886]	-0,0696 [0,317]	0,13286 [2,7636]***
	RMSE	0,37	0,47	0,33	0,30	0,36	0,18	0,21
	Teste CD	0,00	0,01	0,60	0,00	0,00	0,61	0,06
	CIPS	0,00	0,75	0,00	0,00	0,00	0,01	0,04
850152	Taxa de Câmbio	-0,2947 [0,2436]	-0,1499 [0,0473]***	0,648 [0,1367]***	-0,2216 [0,2795]	-0,2804 [0,1046]***	-0,0171 [0,059]	-0,02119 [2,4113]**
	RMSE	0,17	0,15	0,14	0,11	0,13	0,05	0,06
	Teste CD	0,15	0,00	0,00	0,00	0,01	0,17	0,00
	CIPS	0,00	0,63	0,23	0,00	0,00	0,01	0,10
851140	Taxa de Câmbio	-0,0384 [0,4337]	-0,1012 [0,1216]	0,6071 [0,3490]*	-0,0981 [0,3609]	-0,0843 [0,2142]**	-0,562 [0,162]***	-0,14304 [6,2523]***
	RMSE	0,31	0,38	0,31	0,27	0,33	0,13	0,15
	Teste CD	0,01	0,03	0,42	0,00	0,10	0,30	0,35
	CIPS	0,00	0,94	0,02	0,00	0,34	0,01	0,01
851150	Taxa de Câmbio	0,1681 [0,6602]	0,075 [0,1249]	0,9556 [0,2182]***	-0,1487 [0,6573]	0,1221 [0,1307]	-0,146 [0,0971]	-0,1151 [4,9550]***
	RMSE	0,47	0,39	0,36	0,22	0,35	0,12	0,14
	Teste CD	0,00	0,18	0,03	0,16	0,01	0,44	0,84
	CIPS	0,00	0,56	0,02	0,00	0,00	0,05	0,02
870880	Taxa de Câmbio	0,1096 [0,2769]	-0,1229 [0,0586]**	0,8162 [0,1154]***	0,0171 [0,2564]	0,0437 [0,0918]	-0,133 [0,044]***	-0,05719 [4,3688]***
	RMSE	0,20	0,18	0,17	0,14	0,16	0,06	0,07
	Teste CD	0,87	0,04	0,09	0,04	0,15	0,17	0,19
	CIPS	0,00	0,23	0,35	0,00	0,00	0,01	0,01
870892	Taxa de Câmbio	0,1029 [0,5127]	0,1662 [0,1367]	1,1774 [0,3627]***	0,1311 [0,7458]	0,2804 [0,3599]	0,099 [0,199]	0,0337 [1,09713]
	RMSE	0,37	0,42	0,31	0,29	0,32	0,15	0,19
	Teste CD	0,01	0,00	0,93	0,00	0,00	0,02	0,93
	CIPS	0,00	0,05	0,00	0,00	0,03	0,01	0,02
940350	Taxa de Câmbio	-0,0034 [0,1122]	0,1514 [0,0312]***	0,6385 [0,0809]***	0,1192 [0,1329]	-0,0214 [0,0936]	0,2930 [0,0700]***	0,0008 [0,0127]
	RMSE	0,08	0,10	0,07	0,06	0,07	0,03	0,04
	Teste CD	0,00	0,00	0,38	0,00	0,02	0,01	0,46
	CIPS	0,00	0,63	0,00	0,00	0,00	0,01	0,10
940360	Taxa de Câmbio	-0,2716 [0,2611]	0,0214 [0,0580]	0,7435 [0,1365]***	-0,1389 [0,1700]	-0,1765 [0,1522]	0,308 [0,0842]***	0,6402 [22,2412]***
	RMSE	0,19	0,18	0,15	0,12	0,16	0,05	0,19
	Teste CD	0,83	0,34	0,00	0,00	0,41	0,50	0,00
	CIPS	0,00	0,30	0,26	0,00	0,03	0,03	0,10

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%.

Tabela 20 – Resultados MCE

Produto	Coefficientes	MCE EI	CCED2	CCED3	PC AMG
210690	π_i^{ce}	-0, 1215 [0,0280]***	-0, 6268 [0,0669]***	-0, 6959 [0,0776]***	-0, 4855 [0,0455]***
	ΔE_{it}	0, 7868 [0,3591]***	1, 1045 [0,6392]*	1, 3418 [0,7836]*	0, 6033 [0,3221]*
	β_{LP}	-0, 1089 [0,0438]**	0, 6776 [0,4510]	1, 2477 [0,6107]**	0, 4796 [0,4938]
	RMSE	0, 2743	0, 2589	0, 2424	0, 3051
	Teste CD	0, 3172	0, 0091	0, 0118	0, 0790
	CIPS	0, 0000	0, 0001	0, 0001	0, 0000
330210	π_i^{ce}	-0, 0862 [0,0253]***	-0, 9931 [0,0864]***	-1, 0185 [0,0968]***	-0, 8688 [0,1090]***
	ΔE_{it}	0, 6539 [0,2530]**	-0, 3786 [0,2403]	0, 8416 [0,4803]*	0, 5462 [0,1404]***
	β_{LP}	-0, 0159 [0,0655]	-0, 3816 [0,8417]	-0, 0773 [0,7785]	0, 3233 [0,2703]
	RMSE	0, 2189	0, 2167	0, 2002	0, 2643
	Teste CD	0, 4692	0, 1774	0, 1220	0, 0768
	CIPS	0, 0000	0, 0000	0, 0000	0, 0212
330590	π_i^{ce}	-0, 1757 [0,0459]***	-0, 8298 [0,0843]***	-0, 8240 [0,0944]***	-0, 7753 [0,0817]***
	ΔE_{it}	0, 1843 [0,2894]***	-0, 5253 [0,5349]	-0, 3234 [0,4974]	0, 3784 [0,2566]
	β_{LP}	0, 0234 [0,0262]	-0, 2256 [0,5130]	-0, 8125 [0,5689]	0, 1626 [0,1317]
	RMSE	0, 2237	0, 2183	0, 2098	0, 2789
	Teste CD	0, 0508	0, 0313	0, 0666	0, 1644
	CIPS	0, 0000	0, 0000	0, 0000	0, 0000
392010	π_i^{ce}	-0, 3787 [0,0516]***	-0, 6822 [0,0803]***	-0, 7196 [0,0931]***	-0, 7317 [0,0854]***
	ΔE_{it}	-0, 3664 [0,1589]**	-0, 2985 [0,3635]	-0, 4959 [0,3856]	0, 1932 [0,1608]
	β_{LP}	-0, 0144 [0,0230]	-0, 0711 [0,3959]	-0, 619 [0,3147]	-0, 5823 [0,2818]**
	RMSE	0, 1034	0, 0851	0, 0808	0, 1023
	Teste CD	0, 0001	0, 0037	0, 0060	0, 0555
	CIPS	0, 0005	0, 0000	0, 0000	0, 0008
400591	π_i^{ce}	-0, 0727 [0,0171]***	-0, 8546 [0,0925]***	-0, 8581 [0,0830]***	-0, 8571 [0,0936]***
	ΔE_{it}	0, 5343 [0,1297]***	-0, 3153 [0,2921]	-0, 3216 [0,2444]	0, 0460 [0,1724]
	β_{LP}	0, 0632 [0,0300]**	0, 5513 [0,2345]**	0, 5321 [0,2259]**	0, 0860 [0,1692]
	RMSE	0, 1176	0, 1028	0, 0979	0, 1259
	Teste CD	0, 0356	0, 0011	0, 0019	0, 0244
	CIPS	0, 0000	0, 0001	0, 0000	0, 0000
401110	π_i^{ce}	-0, 1129 [0,0182]***	-0, 7421 [0,1121]***	-0, 7534 [0,1146]***	-0, 7238 [0,1162]***
	ΔE_{it}	0, 4644 [0,1139]***	0, 1271 [0,0671]*	0, 4191 [0,2788]	0, 2981 [0,1203]**
	β_{LP}	0, 0035 [0,0139]	0, 3499 [0,2781]	0, 3916 [0,2792]	0, 0872 [0,1970]
	RMSE	0, 0746	0, 0598	0, 0542	0, 0803
	Teste CD	0, 1033	0, 0035	0, 0016	0, 1429
	CIPS	0, 0000	0, 0000	0, 0000	0, 0000
640299	π_i^{ce}	-0, 2762 [0,0383]***	-1, 1051 [0,1029]***	-1, 1715 [0,0811]***	-1, 1130 [0,0733]***
	ΔE_{it}	0, 7136 [0,1869]***	-0, 0946 [0,4233]	0, 1221 [0,5103]	0, 0068 [0,2071]
	β_{LP}	0, 0266 [0,0119]**	-0, 0241 [0,2209]	-0, 1799 [0,3250]	-0, 1220 [0,0661]*
	RMSE	0, 1364	0, 1733	0, 1622	0, 1926
	Teste CD	0, 0000	0, 0309	0, 0683	0, 1179
	CIPS	0, 0000	0, 0000	0, 0000	0, 0000

Fonte: Elaboração Própria. Estatística-t entre colchetes. ***,** e * indicam significância à 1%,5% e 10%,

Tabela 21 – Resultados MCE - Continuação

Produto	Coeficientes	MCE EI	CCED2	CCED3	PC AMG
640399	π_i^{ce}	-0,7052 [0,0475]***	-1,1822 [0,0831]***	-1,1317 [0,1125]***	-1,0659 [0,0652]***
	ΔE_{it}	0,1892 [0,1477]***	0,2409 [0,1783]	0,1430 [0,1544]	0,4983 [0,1425]***
	β_{LP}	0,0500 [0,0281]*	0,0441 [0,1884]	-0,0437 [0,1983]	-0,0136 [0,1066]
	RMSE	0,0849	0,0606	0,0578	0,0754
	Teste CD	0,0001	0,0020	0,0071	0,0302
	CIPS	0,0015	0,0000	0,0000	0,0000
640419	π_i^{ce}	-0,2698 [0,0385]***	-0,8314 [0,0867]***	-0,8320 [0,0674]***	-0,8225 [0,0617]***
	ΔE_{it}	0,3757 [0,1613]***	-0,1443 [0,4152]	-0,4347 [0,5866]	0,0593 [0,1701]
	β_{LP}	0,0297 [0,0102]***	-0,3756 [0,3941]	0,0593 [0,4532]	-0,4089 [0,1338]***
	RMSE	0,1367	0,1239	0,1190	0,1446
	Teste CD	0,0004	0,0615	0,1499	0,2718
	CIPS	0,0000	0,0002	0,0000	0,0000
681381	π_i^{ce}	-0,0742 [0,0209]***	-0,8705 [0,1250]***	-0,8542 [0,1273]***	-0,8278 [0,0734]***
	ΔE_{it}	0,8388 [0,1102]***	0,3020 [0,1769]*	-0,3568 [0,2752]	0,3738 [0,1349]***
	β_{LP}	0,0378 [0,0259]	-0,2613 [0,1878]	-0,3639 [0,1627]**	-0,1851 [0,1998]
	RMSE	0,0803	0,0623	0,0570	0,0813
	Teste CD	0,0000	0,0047	0,0052	0,1255
	CIPS	0,0000	0,0001	0,0000	0,0011
700711	π_i^{ce}	-0,1378 [0,0262]***	-0,8416 [0,0777]***	-0,8249 [0,0793]***	0,8073 [0,1083]***
	ΔE_{it}	0,9283 [0,2063]***	0,4525 [0,4710]	0,1954 [0,4378]	0,5893 [0,2640]**
	β_{LP}	0,0070 [0,0360]	0,2291 [0,6414]	-0,0690 [0,7558]	0,0974 [0,3172]
	RMSE	0,1861	0,1760	0,1702	0,2084
	Teste CD	0,5816	0,0013	0,0016	0,0017
	CIPS	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
841221	π_i^{ce}	-0,7847 [0,0750]***	-1,0417 [0,0967]***	-1,0908 [0,1052]***	-0,9234 [0,1051]***
	ΔE_{it}	-0,3220 [0,7791]**	2,6980 [2,2114]	0,4081 [2,2934]	0,5229 [0,3933]
	β_{LP}	-0,0526 [0,0712]	0,5061 [0,1862]***	0,4854 [0,6433]	0,6401 [0,3726]*
	RMSE	0,4286	0,3909	0,3798	0,4868
	Teste CD	0,1142	0,0532	0,0702	0,0615
	CIPS	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
841430	π_i^{ce}	-0,0295 [0,0212]***	-0,724 [0,0854]***	-0,779 [0,0774]***	-0,692 [0,0911]***
	ΔE_{it}	0,7441 [0,1123]***	0,1203 [0,2683]	0,2225 [0,2791]	0,7347 [0,1067]***
	β_{LP}	0,0049 [0,0560]	0,2178 [0,1885]	0,1731 [0,1333]	0,5753 [0,1918]***
	RMSE	0,0841	0,0964	0,0880	0,1639
	Teste CD	0,0006	0,8878	0,5608	0,2360
	CIPS	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
841480	π_i^{ce}	-0,0933 [0,0047]***	-1,0524 [0,0645]***	-1,0772 [0,0703]***	-0,9916 [0,0626]***
	ΔE_{it}	6607 [0,2052]***	-0,3060 [0,6764]	-0,5019 [0,5966]	0,1711 [0,2996]
	β_{LP}	0,0503 [0,0460]***	0,4493 [0,3637]	0,4940 [0,3902]	0,4710 [0,1631]***
	RMSE	0,1536	0,1555	0,1496	0,1908
	Teste CD	0,0169	0,0268	0,0950	0,0822
	CIPS	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000

Fonte: Elaboração Própria. Estatística-t entre colchetes. ***,** e * indicam significância à 1%,5% e 10%,

Tabela 22 – Resultados MCE - Continuação

Produto	Coefficientes	MCE EI	CCED2	CCED3	PC AMG
841899	π_i^{ce}	-0,1001 [0,0234]***	-0,6767 [0,1066]***	-0,6387 [0,0939]***	-0,6909 [0,1234]***
	ΔE_{it}	0,6921 [0,2973]**	-0,2069 [0,5069]	-0,2350 [0,6042]	0,4000 [0,3779]
	β_{LP}	0,0578 [0,0557]	-0,2247 [1,0092]	0,3092 [1,2363]	-0,5474 [0,5412]
	RMSE	0,2617	0,2149	0,2053	0,2614
	Teste CD	0,8588	0,0104	0,0121	0,0378
	CIPS	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
850152	π_i^{ce}	-0,1123 [0,0260]***	-0,9436 [0,0862]***	-0,9419 [0,1004]***	-1,0388 [0,0873]***
	ΔE_{it}	0,3376 [0,1598]**	0,0694 [0,0725]	-0,0714 [0,3313]	0,0348 [0,1415]
	β_{LP}	-0,0094 [0,0227]	-0,1836 [0,2516]	-0,3866 [0,2803]	-0,2102 [0,2262]
	RMSE	0,1049	0,0885	0,0811	0,1113
	Teste CD	0,0333	0,0227	0,0183	0,0901
	CIPS	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
851140	π_i^{ce}	-0,1519 [0,0445]***	-0,7305 [0,0879]***	-0,8119 [0,0796]***	-0,7149 [0,0865]***
	ΔE_{it}	0,5874 [0,2904]**	0,5094 [0,6181]	0,8447 [0,8514]	0,4466 [0,5082]
	β_{LP}	0,0461 [0,0295]	0,4051 [0,3718]	0,5086 [0,6517]	0,7780 [0,4753]
	RMSE	0,2029	0,2011	0,1838	0,2284
	Teste CD	0,1360	0,0459	0,0222	0,1275
	CIPS	0,0000	0,0000	0,0000	0,0001
851150	π_i^{ce}	-0,1533 [0,0293]***	-0,8715 [0,2818]***	-0,8794 [0,1116]***	-0,8673 [0,0943]***
	ΔE_{it}	-0,8715 [0,2818]***	-0,3548 [0,4233]	0,1105 [0,4224]	0,7953 [0,2021]***
	β_{LP}	-0,0124 [0,0326]	0,1058 [0,3011]	-0,0716 [0,4951]	0,6767 [0,2126]***
	RMSE	0,1703	0,1841	0,1700	0,2304
	Teste CD	0,0000	0,9688	0,2909	0,6611
	CIPS	0,0000	0,0000	0,0000	0,0002
870880	π_i^{ce}	-0,0832 [0,0238]***	-0,7294 [0,1308]***	-0,7237 [0,1367]***	-0,7256 [0,1354]***
	ΔE_{it}	0,5978 [0,1787]***	0,5931 [0,2651]**	0,5007 [0,4938]	0,5381 [0,1326]***
	β_{LP}	-0,0069 [0,0291]	-0,1759 [0,3410]	0,0063 [0,4068]	0,1596 [0,2333]
	RMSE	0,0991	0,0968	0,0869	0,1311
	Teste CD	0,0590	0,0671	0,4053	0,3627
	CIPS	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
870892	π_i^{ce}	-0,0832 [0,0230]***	-0,8793 [0,1087]***	-0,8989 [0,1131]***	-0,7866 [0,0958]***
	ΔE_{it}	0,4455 [0,2678]*	-0,3338 [0,6049]	-0,4826 [1,0162]	0,0960 [0,3737]
	β_{LP}	0,0873 [0,0656]***	1,3515 [0,7942]*	0,5580 [0,8038]	0,5260 [0,4110]
	RMSE	0,2385	0,2099	0,2006	0,2544
	Teste CD	0,6801	0,0239	0,026	0,0405
	CIPS	0,0000	0,0000	0,0000	0,0158
940350	π_i^{ce}	-0,0301 [0,0102]***	-0,9374 [0,1195]***	-0,9267 [0,0957]***	-0,8934 [0,0976]***
	ΔE_{it}	0,5992 [0,0733]***	-0,0315 [0,1422]	-0,0275 [0,1194]	0,3115 [0,1231]**
	β_{LP}	0,0684 [0,0385]*	0,0250 [0,0974]	0,0406 [0,1299]	0,0369 [0,0874]
	RMSE	0,0583	0,0457	0,0418	0,0566
	Teste CD	0,0000	0,0016	0,0012	0,3768
	CIPS	0,0000	0,0000	0,0010	0,0000

Fonte: Elaboração Própria. Estatística-t entre colchetes. ***,** e * indicam significância à 1%,5% e 10%,

Tabela 23 – Resultados MCE - Continuação

Produto	Coefficientes	MCE EI	CCED2	CCED3	PC AMG
940360	π_i^{ce}	-0,1004 [0,0233]***	-0,7134 [0,0845]***	-0,6779 [0,0871]***	-0,7513 [0,1046]***
	$\Delta E_{i,t}$	0,4791 [0,2215]***	-0,0321 [0,2502]	-0,0648 [0,2517]	0,3601 [0,2095]*
	β_{LP}	0,0036 [0,0227]***	-0,3329 [0,3878]	-0,3269 [0,4091]	-0,0558 [0,1313]
	RMSE	0,0886	0,0924	0,0870	0,1215
	Teste CD	0,4472	0,0072	0,0104	0,0322
	CIPS	0,0000	0,0000	0,0000	0,0005

Fonte: Elaboração Própria. Estatística-t entre colchetes. ***,** e * indicam significância à 1%,5% e 10%,