



Universidade de Brasília  
Faculdade de Economia, Administração, Contabilidade e Gestão  
de Políticas Públicas – FACE  
Departamento de Economia

# **COMÉRCIO INTERNACIONAL BRASILEIRO E CONCORRÊNCIA MONOPOLÍSTICA: UMA ANÁLISE GRAVITACIONAL**

Autor: Luiz Paulo da Silva Lima  
Orientador: Professor Doutor Ricardo Silva Azevedo Araujo

Brasília  
Novembro de 2019



Universidade de Brasília  
Faculdade de Economia, Administração, Contabilidade e Gestão  
de Políticas Públicas – FACE  
Departamento de Economia

## **COMÉRCIO INTERNACIONAL BRASILEIRO E CONCORRÊNCIA MONOPOLÍSTICA: UMA ANÁLISE GRAVITACIONAL**

Dissertação apresentada como requisito parcial para obtenção do grau de Mestre em Ciências Econômicas pela Universidade de Brasília.

Autor: Luiz Paulo da Silva Lima  
Orientador: Professor Doutor Ricardo Silva Azevedo Araujo

Brasília

Novembro de 2019

## AGRADECIMENTOS

Ao Criador, em primeiro lugar.

À minha família e à minha noiva, pelo apoio em todos os momentos de minha vida.

Aos meus orientadores, Professor Mauricio de Paula Pinto, de saudosa memória, que me acompanhou no início desta jornada, e Professor Ricardo Silva Azevedo Araujo, que me ajudou a concluí-la.

Aos membros da banca, Seiji Kumon Fetter e Professora Daniela Freddo, pelas inestimáveis contribuições a este trabalho,

Aos colegas de Ministério da Economia, pela compreensão e pelo suporte.

Aos meus colegas de programa de mestrado, que tornaram esta caminhada mais simples e agradável.

## RESUMO

LIMA, Luiz Paulo da Silva. Comércio Internacional Brasileiro e Concorrência Monopolística: Uma Análise Gravitacional. 2019. 69 f. Dissertação (Mestrado) Faculdade de Economia, Administração, Contabilidade e Gestão de Políticas Públicas – Universidade de Brasília, Brasília, 2019.

O objetivo principal deste trabalho é avaliar se o comércio internacional brasileiro pode ser analisado por um modelo de concorrência monopolística. Para isso, foi utilizada uma especificação da equação gravitacional, com origem em modelo de concorrência monopolística, para analisar os fluxos de comércio do Brasil com 148 países. Os resultados encontrados permitem inferir que o modelo é capaz de explicar bem o comércio brasileiro.

Palavra Chave: concorrência monopolística, equação gravitacional, comércio internacional brasileiro

## ABSTRACT

The main purpose of this dissertation is to assess whether the Brazilian international trade can be analysed by a model of monopolistic competition. Therefore, a specification of the gravity equation originated in a monopolistic competition model was used to analyse the trade flows between Brazil and 148 countries. The results allow us to infer that the model is able to explain well the Brazilian trade.

Key Words: monopolistic competition, gravity equation, Brazilian international trade.

## SUMÁRIO

1. Introdução.....	7
2. Revisão de Literatura.....	10
2.1 Revisão de Literatura Empírica.....	14
2.1.1 Revisão de Literatura Empírica Internacional.....	14
2.1.2 Revisão de Literatura Empírica Brasileira.....	19
2.2 Desindustrialização.....	28
3. Modelo e Dados.....	29
3.1 Descrição dos Dados.....	33
4. Resultados.....	39
4.1 Testes.....	46
4.2 Robustez em Subamostras.....	48
5. Considerações Finais.....	53
Referências Bibliográficas.....	55
ANEXO I – Lista de Países.....	59
ANEXO II – Resultados em Subamostras.....	61

## 1. Introdução

O comércio internacional é visto na teoria econômica como uma importante ferramenta para ganhos de bem-estar. Samuelson (1962) ensina que o “maior dos maiores” pontos de uma função internacional de bem-estar é atingível apenas em livre comércio. Krueger (1999) afirma que é relativamente simples mostrar que a liberalização comercial leva a um crescimento rápido.

Tradicionalmente, partindo de uma análise de concorrência perfeita, esses ganhos de bem-estar seriam possíveis pelas diferenças nas condições de custos de produção entre os países. O país se especializaria na produção dos bens que pode produzir a custos relativamente mais baixos na situação de autarquia, e os trocava por bens produzidos no resto do mundo, aumentando assim seu nível de bem-estar. Ou seja, como dizem Helpman e Krugman (1985), a teoria convencional sugere uma relação inversa entre a semelhança de países e o volume de comércio entre eles.

Entretanto, como diz Neary (2009), a partir dos anos 1970 começou a ficar bastante claro que nem todos os aspectos do comércio internacional eram bem explicados pelas diferenças nas condições de custos de produção. Grande parte do enorme crescimento do comércio nas décadas seguintes à Segunda Guerra Mundial veio de bens relativamente semelhantes, os manufaturados, e entre países relativamente parecidos, os desenvolvidos. Ou seja, grande parte do comércio é praticada entre países com condições de custos semelhantes, contrariando as previsões dos modelos tradicionais.

Se por um lado o comércio internacional é mais intenso entre países de grau de desenvolvimento semelhantes do que entre países mais diferenciados, por outro a perfeita especialização pelos países tampouco parece ser a regra geral. É comum que um mesmo bem seja importado e exportado ao mesmo tempo, pelo mesmo país, no chamado comércio intraindústria<sup>1</sup>. Essa segunda questão também não encontra respaldo nos modelos de concorrência perfeita.

Nas palavras de Helpman (1987), a teoria da dotação de fatores contribui muito pouco para o nosso entendimento sobre o volume de comércio entre países. A visão ricardiana de vantagens comparativas também é de pouca ajuda nesse sentido. Entretanto, segue o autor, parece haver relações entre níveis de renda e volume de comércio entre os parceiros que os economistas vêm tentando explicar por anos.

Para explicar esse aparente paradoxo, surgiu então a Nova Teoria do Comércio, inaugurada em Krugman (1979). Deixando de lado a hipótese de concorrência perfeita, ao admitir retornos crescentes de escala, essa teoria conseguiu explicar esse novo padrão de comércio, isto é, o comércio intraindústria entre países de grau de desenvolvimento semelhantes. Assim, a nova teoria surge com um complemento às teorias de concorrência perfeita, sendo estas mais aplicáveis a produtos primários ou homogêneos e aquela a produtos industriais ou diferenciados.

A nova teoria teve grande impacto nas ciências econômicas, com diversos estudos tanto empíricos como analíticos. Em particular, permitiu uma explicação

---

<sup>1</sup> Comércio intraindústria, ou comércio entre produtos diferenciados, envolve a troca de bens similares, da mesma indústria. Como exemplo, podemos citar o comércio de automóveis, onde o Brasil exporta e importa do México. Assim, brasileiros e mexicanos são beneficiados com o aumento da variedade de bens da mesma indústria, a automobilística.



teórica para a equação gravitacional. Formulada por Tinbergen (1962), a equação funcionava bem empiricamente para explicar o comércio internacional, mas carecia de fundamentação teórica. Nas palavras de Evenett e Keller (2002), a equação gravitacional constitui um dos mais importantes resultados sobre fluxos de comércio.

A equação gravitacional, em sua versão mais simples, diz que o comércio bilateral entre dois países é diretamente relacionado ao produto algébrico da produção de ambos (Feenstra, 2002). Helpman e Krugman (1985) conseguiram deduzi-la a partir de um modelo de concorrência monopolística.

Assim, surgiram muitos trabalhos testando a equação gravitacional a partir do modelo de Helpman e Krugman (1985), em especial Helpman (1987), Hummels e Levinsohn (1995) e Debaere (2005). Contudo, há poucos estudos dessa natureza sobre o Brasil.

Os estudos sobre o comércio internacional brasileiro costumam centrar-se nos modelos de concorrência perfeita. A abundância relativa de terra e mão de obra, por exemplo, é vista como potencial fonte para diferenciais de custos de produção. Entretanto, os bens industrializados respondem por uma parcela considerável das exportações brasileiras e o comércio desses bens é pouco investigado sob a ótica de concorrência imperfeita.

A relativamente rica literatura sobre a equação gravitacional no Brasil geralmente explora questões como efeito fronteira e criação ou desvio de comércio. Não costuma analisar, portanto, se modelos de concorrência monopolística são capazes de explicar o comércio brasileiro.

O presente estudo procurou avaliar se modelo de concorrência monopolística se aplica bem ao Brasil. Para isso, foi utilizada a especificação de Debaere (2005) para testar a equação gravitacional nos moldes de Helpman e Krugman (1985), acrescentando um componente dinâmico ao modelo. Adicionalmente, foram avaliadas subamostras do período a fim de verificar a evolução e consistência dos parâmetros. Os resultados encontrados permitem intuir que o comércio brasileiro com seus pares pode sim ser explicado pelo modelo de concorrência monopolística.

O trabalho está dividido em cinco capítulos: introdução, revisão de literatura, modelo e dados, resultados e considerações finais.

## 2. Revisão de Literatura

Uma boa síntese da evolução dos modelos de concorrência monopolística aparece em Feenstra (2002). Nele, pode-se observar que a ideia de retornos crescentes como um motivo para o comércio entre países já era reconhecida desde o início do século XX, com Ohlin (1933) e Graham (1923) entre os primeiros a chamar a atenção para o fato, e suscitando debates de políticas econômicas desde então.

Nos anos 1960 já se defendia no Canadá acordos de facilitação de comércio com os EUA, sob o argumento de que o mercado canadense era muito pequeno para permitir que a indústria manufatureira operasse numa escala mínima de eficiência. Entretanto, como não haveria demanda para absorver o aumento da produção de todas as firmas, algumas teriam que forçosamente deixar o mercado. O modelo capaz de analisar esses efeitos é um de concorrência

monopolística, com um mercado de várias firmas, cada uma produzindo uma variedade única do bem, com livre entrada e saída.

As primeiras formulações, gráficas, aparecem em Chamberlin (1936) e Robinson (1933), mas seu uso começou a popularizar-se com sua formulação matemática nos anos 1970. Lancaster (1975, 1979) apresentou um modelo onde diferentes consumidores divergiam em sua “variedade ideal” do bem diferenciado, enquanto Spence (1976) e Dixit e Stiglitz (1977) construíram modelos onde um consumidor representativo demandava diversas variedades de um produto, o que se chamou de “amor pela variedade”.

Para o comércio internacional, Lancaster (1980) e Helpman (1981) utilizaram a abordagem da variedade ideal, enquanto Krugman (1979, 1980, 1981) optou pelo amor pela variedade. Helpman e Krugman (1985) mostraram que as duas abordagens levam a resultados semelhantes.

Num modelo de Heckscher-Ohlin, duas economias idênticas em dotações de fatores de produção não teriam motivos para comercializarem entre si. Entretanto, num modelo de concorrência monopolística há racionalidade no comércio, uma vez que as firmas produzem bens diferenciados. Assim, elas exportarão para o outro país ao passo que enfrentarão a concorrência das firmas estrangeiras.

Com o livre comércio, segue Feenstra (2002), o consumo de equilíbrio de cada variedade diminui, uma vez que os indivíduos estão distribuindo seus gastos em um maior número de variedades, o que aumenta a elasticidade-preço da demanda, que por sua vez reduz os preços de equilíbrio e aumenta os

salários reais. Isto é uma fonte de ganhos para os consumidores, que se soma a uma segunda fonte, o aumento de variedades disponíveis para consumo.

Entretanto, o número de variedades produzidas em cada país necessariamente cairá após a liberalização comercial. Isto ocorre porque as firmas diminuem seu custo médio e aumentam o produto, no chamado efeito escala. Portanto, toda firma que produz tanto na situação de autarquia como na de livre comércio venderá mais após a liberalização. Como a população não será capaz de absorver todo o aumento de produção, necessariamente haverá uma redução no número de firmas, com o chamado efeito seleção. Assim, no modelo de Krugman a abertura comercial implica a saída de firmas em cada um dos países, com as remanescentes expandindo sua produção e aproveitando as economias de escala.

Feenstra (2002) também anota que com a liberalização, os países são completamente especializados em diferentes variedades de produto. A razão é que embora as firmas em diferentes países possam produzir as mesmas variedades de produtos na autarquia, com o livre comércio elas deixariam de produzir uma variedade para produzir outra, visto que produzir uma variedade distinta maximiza os lucros. O comércio dessas variedades de produtos é conhecido como comércio intraindústria. Essa completa especialização e comércio intraindústria não ocorrem no modelo de Heckscher-Ohlin de dois setores, dado que países podem produzir nas mesmas indústrias, mas apenas exportam ou importam em cada, não os dois. Já no modelo Heckscher-Ohlin com um contínuo de bens, entretanto, temos completa especialização em diferentes produtos quando os preços dos fatores são distintos.

A característica comum do modelo de concorrência monopolística com o modelo de Heckscher-Ohlin com um contínuo de bens é que ambos têm muito mais produtos do que fatores, o que permite a completa especialização em diferentes variedades de produtos entre países. Neste caso, ocorre que os padrões de comércio podem ser descritos por uma equação extraordinariamente simples, chamada de equação gravitacional.

Assumindo que os países são especializados em diferentes variedades de um produto final, que a demanda é idêntica e homotética entre os países, e que o comércio é livre (sem tarifas e custos de transporte), então, segue que um bem produzido em qualquer país é enviado para todos os outros países na proporção do PIB do país comprador. Isto nos dá a versão mais simples da equação gravitacional, onde as exportações do país  $i$  para o país  $j$  são proporcionais ao produto de seus PIB.

A base teórica para a equação gravitacional, a partir de modelos de concorrência monopolística, vem de Helpman e Krugman (1985). A motivação dos autores foi buscar solução para quatro grandes problemas da teoria tradicional: sua falha em explicar o volume de comércio, sua composição, o volume e o papel do comércio intrafirmas e o investimento estrangeiro direto, e os efeitos da liberalização do comércio sobre o bem-estar.

Os autores mostram que existe uma diferença fundamental entre a economia mundial com produtos diferenciados e a economia mundial “padrão”, de Heckscher-Ohlin, tão logo o volume de comércio é considerado. Na economia com produtos homogêneos, o tamanho relativo do país, medido pelo seu Produto Interno Bruto (PIB), não tem efeito no volume de comércio. Porém, a existência

de comércio entre produtos diferenciados introduz um significativo elo entre o volume de comércio e o tamanho relativo do país.

Dado um tamanho relativo de país, o volume de comércio é maior quando a diferença relativa entre as dotações de fatores de produção é maior, relação válida tanto para produtos homogêneos, como para diferenciados. Entretanto, para os diferenciados o volume é ainda maior quão mais semelhante em tamanho forem os países (Helpman e Krugman, 1985).

Então, prosseguem os autores, se os países industrializados mantêm um tamanho aproximadamente fixo na economia mundial, o volume de comércio dentro de um grupo de países aumentará mais rápido que a renda deste grupo se, e somente se, o tamanho relativo desses países é equalizado ao longo do tempo. Como economias de escala levam à maior especialização do que ocorreria num mundo de retornos constantes, então equações gravitacionais tenderão a se ajustar melhor ao padrão de comércio quão mais importante forem os retornos crescentes. As equações provêm aproximações melhores quão mais especializações existirem, e isso significa que a aproximação é melhor quão maior o tamanho relativo das indústrias de produtos diferenciados.

## 2.1 Revisão de Literatura Empírica

Desde o desenvolvimento teórico de Helpman e Krugman (1985), diversos estudos exploraram empiricamente a equação gravitacional. Para fins didáticos, separou-se essa literatura em duas partes: uma internacional e outra brasileira.

### 2.1.1 Revisão de Literatura Empírica Internacional

O primeiro teste empírico para a equação gravitacional, usando um modelo de concorrência monopolística, foi feito por Helpman (1987), utilizando a evidência para catorze países<sup>2</sup> da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE), no período entre 1956 e 1981.

O objetivo desse trabalho é dar uma caracterização alternativa da equação gravitacional, enfatizando o papel do diferencial do tamanho dos países. Então, numa região consistindo em dois países, mantendo-se fixo o tamanho econômico dessa região, dois países de tamanhos distintos não comercializarão tanto quanto dois países de tamanho semelhante. No artigo, assumiu-se que todo comércio entre esses países era intraindústria e foram testadas algumas hipóteses decorrentes desse modelo.

A mais interessante delas diz respeito ao fato de mudanças ao longo do tempo no tamanho relativo do país poder explicar o crescimento na proporção entre comércio e produto, isto é, quanto mais semelhantes forem os países em tamanho, maior o comércio entre eles. Isso contrasta com a tradicional teoria de comércio interindústria, onde o tamanho do país não tem relevância. Para o teste, o autor utilizou séries temporais, com suas 26 observações.

O resultado foi ao encontro do modelo teórico, confirmando a hipótese. Surgiram então novos estudos, com destaque para Hummels e Levinsohn (1995), que revisitou a análise de Helpman (1987).

---

<sup>2</sup> Os países são Alemanha, Áustria, Bélgica-Luxemburgo, Canadá, Dinamarca, França, Estados Unidos, Irlanda, Itália, Japão, Países Baixos, Reino Unido, Suécia e Suíça.

Os autores usaram diferentes métodos econométricos<sup>3</sup> e fizeram a análise para dois grupos de países: aquele utilizado por Helpman (1987), da OCDE, e um segundo, aleatoriamente escolhido entre não membros da OCDE, onde o modelo seria considerado inapropriado<sup>4</sup>. O objetivo era verificar se a evidência continuaria dando suporte às específicas previsões teóricas.

Para o grupo da OCDE, onde se supõe que o comércio intraindústria é relevante, os resultados foram semelhantes ao de Helpman (1987). Entretanto, a equação também funcionou bem para aqueles não membros da OCDE. Os autores concluem, então que outro fator, que não a concorrência monopolística deve ser responsável pelo sucesso da equação gravitacional.

O resultado de Hummels Levinsohn (1995) reacendeu os debates acerca da equação gravitacional. Deardoff (1998) conseguiu deduzir a equação a partir do modelo de Heckscher-Ohlin, concluindo que ela era uma regularidade econômica e que não deveria, portanto, ser utilizada para a análise de teorias de comércio.

Evenett e Keller (2002) também se dedicaram ao problema, pois embora seja conhecido que a equação gravitacional possa explicar grande parte das variações nos volumes de comércio bilateral, existe pouco consenso sobre qual teoria explicaria o seu sucesso. O argumento é que uma vez identificada a teoria responsável pelo sucesso da equação gravitacional em uma dada amostra de dados, seria possível trazer à luz questões relevantes sobre o comércio

---

<sup>3</sup> Aproveitando-se da evolução do “estado da arte”, os autores utilizam métodos econométricos mais adequados, com dados em painel e tratando os países aos pares, o que possibilitou o número de observações saltar de 26 para 2002.

<sup>4</sup> Os países são Brasil, Camarões, Colômbia, Congo, Coreia do Sul, Costa do Marfim, Filipinas, Grécia, Nigéria, Noruega, Paquistão, Paraguai, Peru e Tailândia.



internacional. Esse desafio empírico é chamado de problema de identificação de modelo.

O problema de identificação é abordado ressaltando que, num mundo de retornos constantes de escala, a perfeita especialização só ocorre quando as diferenças bilaterais nas proporções de fatores são grandes o suficiente. Por outro lado, quando a especialização é resultado de retornos crescentes de escala, a previsão gravitacional pode ser obtida mesmo quando não há diferenças nas proporções de fatores.

Além disso, seguem os autores, esses modelos preveem diferentes tipos de comércio: no modelo de retornos constantes, o comércio ocorre exclusivamente em bens produzidos com diferentes intensidades de fatores. Já no modelo com retornos crescentes, algum, e potencialmente todo, comércio é intraindústria. Apesar de poder ser causado por outros motivos, neste trabalho o comércio intraindústria é identificado com os modelos de retornos crescentes<sup>5</sup>.

Para solucionarem o problema, os autores utilizaram informações sobre a extensão do comércio intraindústria e das diferenças nas dotações de fatores para uma dada amostra. Utilizou-se uma amostra de cinquenta e oito países para o ano de 1985, fazendo uma análise de corte transversal (*cross section*). Dividiram, então, os países em dois subgrupos, um com baixa proporção de comércio intraindústria e outro com alta. Finalmente, testaram quatro especificações da equação gravitacional, combinando especialização perfeita e

---

<sup>5</sup> Evenett e Keller (2002) destacam especialmente diferenças de tecnologias ricardianas como outra possível fonte de comércio intraindústria. Contudo, a falta de dados sobre tecnologias de produção torna difícil a avaliação dessa alternativa.

imperfeita com modelos tanto de retornos constantes, como de retornos crescentes.

Os autores concluem que há forte evidência de que a perfeita especialização por diferenças nas proporções de fatores não consegue explicar o sucesso da equação gravitacional. O modelo de retornos constantes funciona apenas ligeiramente melhor em sua análise. Os resultados encontrados sugerem que modelos de especialização perfeita, que predizem uma proporcionalidade estrita do comércio com o PIB, superestima em grande quantidade o volume de comércio, quando comparado com o que de fato é observado. Isso reforça o caso de considerar modelos de comércio onde a produção é imperfeitamente especializada.

Dado o pouco apoio para os modelos comerciais que predizem especialização perfeita para todos os bens, a análise de modelos de especialização perfeita em Hummels e Levinsohn (1995), que aparece para lançar dúvidas sobre a relevância empírica da teoria do comércio intraindústria, pode ser equivocada.

Debaere (2005) foi outro a revisitar a análise de Hummels e Levinsohn (1995). Ele recorda que Helpman (1987) prevê que os países tendem a comercializar uma maior fração do seu PIB à medida que eles se tornam mais semelhantes em termos de tamanho<sup>6</sup> e quando o conjunto de seus produtos aumenta.

O autor argumenta que Hummels e Levinsohn (1995) não levaram em consideração as variações nos tamanhos dos países e, mais importante, que

---

<sup>6</sup> Por tamanho do país, entenda tamanho do PIB.

seus resultados foram direcionados pela correlação entre o tamanho dos países e o volume de comércio entre eles, e não pela semelhança entre os produtos. Dado que a literatura sobre equação gravitacional ensina que a correlação entre tamanho e volume de comércio é uma característica de quase todas as teorias e de quaisquer conjuntos de dados, as conclusões de Hummels e Levinsohn (1995) são baseadas num teste muito fraco sobre a teoria de Helpman.

Debaere (2005) analisa dados dos catorzes países da OCDE analisados por Helpman (1987) e de um grupo de países não membros da OCDE que é semelhante ao utilizado por Hummels e Levinsohn (1995). A análise é feita com dados anuais do período entre 1970 e 1992 e são testadas especificações da equação diferentes das de Hummels e Levinsohn (1995), trazendo o PIB conjunto para o lado esquerdo da equação, a fim de evitar a correlação entre volume de comércio e PIB conjunto.

Com as mudanças nas equações, o autor encontra que o aumento do comércio como proporção do PIB para os países membros da OCDE está positivamente relacionado com a semelhança entre os seus produtos e com sua participação no PIB mundial, indo ao encontro da teoria. Por outro lado, isolando o efeito da correlação entre PIB e volume de comércio, observa-se que para os países não membros da OCDE a semelhança entre os tamanhos dos países não tem influência no volume de comércio entre eles.

### 2.1.2 Revisão de Literatura Empírica Brasileira

Kume e Piani (2000) utilizam uma especificação da equação gravitacional a fim de examinar mais detalhadamente os efeitos da criação de blocos regionais, em especial os do Mercado Comum do Sul (Mercosul). Citam a

sistematização de Linnemann (1966), que classifica as variáveis explicativas dos fluxos de comércio em três categorias: oferta potencial total do país exportador no mercado mundial, a demanda potencial total do país importador no mercado mundial e as que representam “resistência” ao comércio entre ambos.

Os autores argumentam que países como os da União Europeia conseguem comercializar com vários outros fora da região e o modelo gravitacional padrão tende a superestimar os fluxos de comércio dentro do bloco. O contrário ocorre para grupos de países isolados geograficamente, como Austrália e Nova Zelândia. Para resolverem o problema, utilizam o conceito de distância relativa, que procura medir a distância entre os países e o centro econômico mundial.

Os autores analisaram a evolução dos fluxos bilaterais de comércio entre quarenta e quatro países e, em particular, os efeitos de acordos preferenciais que reúnem trinta e três deles em seis importantes blocos econômicos, no período entre 1986 e 1997. A análise empírica confirma os resultados tradicionalmente encontrados para os sinais e significância estatística das variáveis básicas desse tipo de modelo — renda absoluta, renda per capita e distância — além de outras usualmente introduzidas nas equações estimadas, como idioma e fronteiras geográficas comuns.

Kume e Piani (2000) concluem que a análise confirma a importância dos vários tipos de acordos regionais de livre comércio para a criação de um nível extraordinário de trocas comerciais entre os países membros, independentemente de serem compostos por países desenvolvidos ou não. No caso específico do Mercosul, os resultados sugerem ainda que o processo de

aprofundamento da integração econômica entre os países da região não foi realizado às custas de um fechamento em relação ao resto do mundo, em comparação ao cenário dominante nos anos 1980.

Morais e Bender (2005) também utilizaram a equação gravitacional para avaliarem os efeitos de blocos econômicos. Mais especificamente, analisaram se o Mercosul e o Tratado Norte-Americano de Livre Comércio (Nafta) foram responsáveis por criação de comércio ou desvio de comércio.

Os conceitos de criação e desvio de comércio aparecem em Viner (1950). A criação de comércio ocorre quando são gerados novos fluxos de comércio entre os países do bloco econômico, uma vez que a redução de barreiras comerciais permitiria o acesso a produtos mais baratos, provocando ganhos de eficiência e bem-estar. Por outro lado, o desvio de comércio ocorre quando esse fluxo é gerado às expensas de um terceiro país, não participante do bloco econômico, que de fato seria o produtor mais eficiente.

Morais e Bender fizeram sua análise com dados em painel, analisando dados entre 1980 e 2002, incluindo três variáveis *dummies* para avaliarem os efeitos dos blocos econômicos. As estimativas encontradas apontaram que, tanto no Nafta como no Mercosul, não houve criação de comércio. No Nafta, as importações provenientes de países não membros diminuiu, ou seja, ocorreu desvio de comércio.

Para o Mercosul, houve aumento no comércio do bloco com países não membros. Entretanto, os autores ressaltam que a criação do bloco surgiu num período onde os países da região aumentaram o grau de abertura comercial com

o resto do mundo, o que poderia ter compensado eventuais desvios de comércio. Para os dois blocos, diminuíram as exportações para países não membros.

Canuto e Porto (2004) procuram avaliar os impactos do Mercosul nos fluxos de comércio das regiões brasileiras. Para isso, utilizam um modelo gravitacional estendido, isolando os efeitos de renda e de distância, de modo a concentrar a análise nos efeitos que um acordo de integração econômica pode ter nas economias participantes e em suas regiões. A equação estendida é uma gravitacional-padrão com a adição de variáveis *dummy* de integração econômica, bem como uma *dummy* para uma região brasileira.

Usando dados em painel, os autores implementaram o modelo de três formas distintas: modelo de dados seccionais em conjunto (*pooled data*), modelo de efeitos fixos e modelo de primeiras diferenças. São analisadas as interações entre todos os estados brasileiros com os vinte e quatro maiores parceiros comerciais do país, no período de 1990 a 2000.

Para os autores, os resultados mostram que os impactos mais significativos do Mercosul se deram nas regiões Sul e Sudeste, enquanto as regiões Norte, Nordeste e Centro-Oeste tiveram um impacto bem menor no período 1990-2000. Os resultados ficaram em linha com os de estudos anteriores dos próprios autores, que utilizaram dados seccionais. Isso demonstraria que os resultados dos impactos do Mercosul sobre as regiões brasileiras são robustos, e independem do tipo de estrutura de dados ou do modelo utilizado.

Castilho (2005) busca avaliar o grau de acesso das exportações do Mercosul a seus principais parceiros comerciais. Para isso, estima o efeito fronteira, considerando-o como uma sofisticação do modelo gravitacional.

A autora explica que o efeito fronteira é uma alternativa a outros métodos que buscam estimar um nível “normal” de comércio e compará-lo com os fluxos observados, atribuindo à proteção a responsabilidade pela diferença entre o nível estimado e o nível observado. Já o efeito fronteira consiste em comparar os fluxos de comércio intranacional com aquele com terceiros países.

A comparação se dá tomando o comércio intranacional como base e introduzindo-se *dummies* para os pares de países. O coeficiente da variável *dummy* mede o efeito fronteira, ou seja, mede a diferença da intensidade de comércio entre os diversos pares de regiões ou países relativamente ao comércio do país consigo mesmo. Esta diferença pelo viés doméstico<sup>7</sup> ou a outros fatores, inclusive aqueles associados à política comercial.

Segundo a autora, o modelo estimado é compatível não somente com um modelo teórico de produtos diferenciados e retornos crescentes de escala, mas também com os fundamentos do modelo de dotação de fatores. São analisados dados entre 1990 e 2000 de três países exportadores do Mercosul e de setenta e cinco países importadores do Mercosul.

Os resultados encontrados apontam que o comércio intranacional dos membros do Mercosul é maior do que comércio intrabloco, que por sua vez é maior do que aquele com outros países. Essa diferença já desconta o efeito das tarifas e medidas diretas de proteção que são passíveis de ser mensuradas, isto é, existem outras barreiras, de diversas naturezas, diferentes das tradicionais tarifas que impedem o comércio.

---

<sup>7</sup> Preferência dos consumidores domésticos por produtos nacionais (Castilho, 2005).

A autora ressalta que a diferença entre comércio intra e extranacional se reduziu ao longo da década estudada, evidenciando os efeitos da liberalização comercial no Mercosul. Para ela, a evolução dos coeficientes atesta que a integração regional foi mais intensa do que a integração a terceiros países.

Azevedo, Portugal e Barcellos Neto (2006) utilizaram a equação gravitacional para estimarem os efeitos de uma eventual criação da Área de Livre Comércio das Américas (Alca). O enfoque dos autores também foi a criação e o desvio de comércio.

Para os autores, embora o fato de os países que fariam parte da Alca já estarem envolvidos em outros acordos preferenciais de comércio poderia limitar seu potencial de criação de comércio na região, a formação da Alca possibilitaria bons resultados para as economias envolvidas, em particular para o Brasil. Além disso, o cenário apresenta impactos positivos para todas as nações estudadas, concomitantemente com o aprofundamento das relações bilaterais entre os países que hoje fazem parte de blocos econômicos na região.

Os autores ressaltam que os resultados não levaram em consideração fatos institucionais fundamentais para a consolidação do acordo. Os resultados do trabalho são derivados de estimações econométricas que desconsideraram as futuras práticas econômicas específicas, pela impossibilidade de suas mensurações *ex-ante*, fazendo com que os valores projetados sejam fruto de um cenário específico em relação às práticas comerciais – subsídios, barreiras, tarifas – que vigoraram ao longo do período estudado.

Silva, Almeida e Oliveira (2007) analisaram efeito fronteira para o Brasil. Utilizaram dados de corte seccional, em um modelo de gravidade com os vinte



e seis estados brasileiros mais o Distrito Federal e quarenta e seis países. Concluem que apesar de o Brasil estar reduzindo as barreiras ao comércio internacional, o efeito fronteira encontrado mostra-se ainda muito alto para os padrões conhecidos.

Os autores encontram que os estados brasileiros comercializam trinta e três vezes mais entre si do que com os países estrangeiros. Especulam que para um país em desenvolvimento como o Brasil, as consequências desse viés, em termos de bem-estar, provavelmente sejam muito grandes. A magnitude do efeito fronteira pode ser explicada pelo baixo grau de substituição entre os produtos domésticos e estrangeiros e, também, pelas grandes barreiras ao comércio internacional.

Silva e Almeida (2009) fizeram uma extensão do estudo de Silva, Almeida e Oliveira (2007), procurando analisar explicitamente o efeito das tarifas e das barreiras não tarifárias nas exportações brasileiras e sua contribuição para o efeito fronteira. Para isso, utilizaram um modelo de gravidade e um procedimento para calcular o equivalente tarifário das barreiras não tarifárias. Analisaram as exportações entre todos os vinte e seis estados brasileiros mais o Distrito Federal e as exportações destes para setenta e seis países diferentes.

No modelo mais simples, o resultado foi o mesmo de Silva, Almeida e Oliveira, isto é, de que os estados brasileiros comercializam, em média, trinta e três vezes mais entre si do que com o resto do mundo. A introdução explícita da tarifa no modelo indicou um efeito redutor nas exportações, mais que proporcional ao aumento tarifário. Isolando a influência das tarifas do efeito-fronteira, os estados brasileiros ainda comercializariam vinte e seis vezes mais

entre si. O cálculo do equivalente tarifário das barreiras não tarifárias mostrou que elas correspondiam a uma tarifa *ad valorem* de aproximadamente 29%.

Souza e Burnquist (2011) utilizam a equação gravitacional para estimarem a relação de índices de facilitação de comércio com o padrão de comércio bilateral entre os países. Os índices são construídos a partir de variáveis associadas à facilitação de comércio, utilizando a análise fatorial. São dois índices de facilitação nas importações e um índice de facilitação nas exportações.

Os autores definem a facilitação de comércio como um conjunto de medidas que reduzem os custos para importar e exportar. Num sentido mais estrito, a facilitação está associada à redução de custos referentes aos procedimentos de fronteira, tais como a simplificação e padronização das formalidades aduaneiras. Num sentido mais amplo, a facilitação de comércio inclui questões que vão além das fronteiras, como infraestrutura, transparência e ambiente regulatório.

Os resultados na análise fatorial sugerem algumas prioridades para os países no sentido de reformas que promovam um comércio mais facilitado: a redução das barreiras não tarifárias, do favoritismo nas decisões administrativas e dos níveis de pagamentos não oficiais. Outro resultado destacado, encontrado a partir da equação gravitacional, é que melhorias em termos de facilitação nos países exportadores têm impacto nos países importadores, indicando que o país pode ampliar significativamente seu comércio por meio de reformas unilaterais.

Os autores concluem então que o grau de facilitação dos países, seja como importador ou como exportador, é um importante determinante do padrão

de comércio internacional. De maneira geral, a relação positiva e significativa encontrada entre os índices e os fluxos de comércio bilateral indica que os países podem ampliar seu intercâmbio comercial por meio de reformas que promovam a facilitação de comércio e reduzam os custos de comercialização internacional.

Farias e Hidalgo (2012) utilizam a equação gravitacional para analisar a integração regional da economia brasileira com as demais regiões do país e com o exterior. O objetivo é estimar as elasticidades do comércio das regiões brasileiras, bem como o efeito fronteira entre unidades da federação e entre estas e o exterior, em particular os países do Mercosul.

Os autores destacam que embora os economistas reconheçam que sob certas condições o comércio eleva o bem estar dos países ou regiões envolvidas, elevar o intercâmbio comercial e promover a integração enfrenta resistências não apenas de ordem formal, como barreiras tarifárias, mas também fatores estruturais associados aos custos de comércio em sentido mais amplo e, em particular os custos de transporte. Tais fatores afetam não apenas o comércio entre países, mas também o comércio entre regiões dentro dos países, o que, às vezes contribui para conservar grandes disparidades regionais.

Para os autores, os resultados sugerem que parte relevante do comércio das regiões brasileiras pode ser explicada a partir de um modelo com base na equação gravitacional. As estimações mostram, por um lado, no modelo de comércio entre o Nordeste e as demais unidades da federação e uma amostra de cinquenta e um países, que as elasticidades do comércio da região em relação ao produto interno bruto da própria região são maiores do que em relação ao produto interno bruto do parceiro comercial. A estimação

considerando os estados brasileiros mais os países do Mercosul como um único mercado revela que a formação do bloco aumentou o comércio da região em detrimento dos demais parceiros comerciais, isto é, gerou desvio de comércio.

O estudo conclui que os modelos de comércio estimados através do modelo gravitacional mostram que o efeito fronteira ainda é muito importante para o comércio das regiões brasileiras. Apesar do processo de abertura da economia nos anos 1990, ainda persistem fatores de resistência à ampliação do comércio do país com o exterior.

## 2.2 Desindustrialização

Embora não seja o enfoque deste trabalho, não é possível dissociar a discussão sobre um modelo de concorrência monopolística do processo de desindustrialização que a economia brasileira tem passado nas últimas décadas. Assim, esta seção fará um breve resumo da discussão.

Rowthorn e Ramaswamy (1999) definiram a desindustrialização como uma diminuição constante da proporção do emprego da indústria numa economia. Tregenna (2009) ampliou esse conceito, acrescentando o valor adicionado como proporção do PIB. Esse avanço se fez necessário uma vez que o conceito original ignorava questões como produtividade dos trabalhadores (Vasconcelos, 2017).

Ainda de acordo com Rowthorn e Ramswany (1999), a desindustrialização pode ocorrer por fatores internos e externos a uma economia. O primeiro caso ocorre naturalmente, devido ao desenvolvimento econômico de um país, uma vez que a elasticidade-renda da demanda por serviços é maior do que a de produtos manufaturados. Adicionalmente, a

produtividade na indústria tende a crescer mais rápido do que a do setor de serviços, diminuindo a participação do emprego no primeiro setor. Já os fatores externos estariam relacionados ao grau de integração de um país na economia global, levando-o a se especializar em manufaturados, serviços e *commodities*.

Oreiro e Feijó (2010) analisam o caso brasileiro e falam sobre a desindustrialização precoce, também conhecida como doença holandesa. Ela ocorreria antes das estruturas industriais alcançarem o ponto de maturidade, sem esgotar todas as possibilidades de desenvolvimento econômico permitidas pelo processo de industrialização. A doença holandesa é causada pela abundância de recursos naturais, que levaria a uma apreciação cambial e a perda de competitividade da indústria nacional. Após levantamento da literatura nacional, os autores concluem que a economia brasileira passou por um processo de desindustrialização entre 1986 e 1998. Para o período posterior, a mudança na metodologia das Contas Nacionais pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) dificulta a conclusão, mas ressaltam que a literatura mais recente aponta para sinais de ocorrência do fenômeno.

### 3. Modelo e Dados

Helpman e Krugman (1985) desenvolveram a seguinte equação para explicar o comércio intraindústria:

$$(VT_A / Y_A) = e_A [1 - \sum_{i \in A} (Y_i / Y_A)^2] \quad (1)$$

Onde  $VT_A$  corresponde ao total do comércio bilateral entre os  $i$  países do grupo  $A$ ,  $Y_A$  é o Produto Interno Bruto (PIB) desse grupo de países,  $e_A$  é a participação do PIB desse grupo no PIB mundial,  $Y_i$  é o PIB do país  $i$ .

Neste trabalho optou-se por estimar, usando uma regressão com efeitos fixos, uma transformação logarítmica da equação (1), tomando os países em pares ao invés de grupos, conforme proposto por Debaere (2005):

$$\ln VT_{ijt} - \ln Y_{ijt} = \alpha_{ij} + \beta_1 \ln e_{ijt} + \beta_2 \ln sim_{ijt} + \varepsilon_{ijt},$$

$$\text{com } sim_{ijt} = 1 - (Y_{it} / Y_{ijt})^2 - (Y_{jt} / Y_{ijt})^2 \quad (2)$$

onde  $ij$  é o par de países analisados e  $sim_{ijt}$  mede a similaridade de tamanho entre o PIB de ambos.

A formulação proposta por Debaere (2005) possui a vantagem de que o resultado seja direcionado pela semelhança entre os PIB do par de países, ao invés do tamanho deles. Cabe também notar que a formulação (2) não impõe que os coeficientes  $\beta_1$  e  $\beta_2$  sejam iguais a 1, o que seria a tradução empírica mais direta do modelo, além de permitir a presença de um fator de escala específico ao par  $ij$  de países,  $\alpha_{ij}$ , para acomodar outras diferenças sistemáticas e constantes no tempo, ainda que não observadas, entre os pares  $ij$ .

Desta forma, o modelo empírico acomoda os dados observados sem impor, a priori, que o modelo teórico seja verdadeiro, permitindo que a hipótese conjunta  $\beta_1 = \beta_2 = 1$  seja testada ao invés de suposta de antemão. A inclusão dos efeitos fixos  $\alpha_{ij}$ , por sua vez, captura características não observáveis dos pares de países, como distância geográfica, fricções no comércio bilateral, tarifas, fronteira contígua ou mesmo idioma.

Contudo, nem tudo pode ser capturado pelos efeitos fixos. O próprio autor alerta para um possível problema de endogeneidade, uma vez que um choque de comércio afetaria não apenas a variável dependente, como também todos os

regressores, que são função do PIB. Para corrigir esse problema, o autor instrumenta as medidas de  $e_{ij}$  e  $sim_{ij}$ . A estratégia consiste em substituir os verdadeiros PIB usados na construção de  $e_{ij}$  e  $sim_{ij}$  por uma série de PIB cuja variabilidade não seja correlacionada a choques de comércio. Em um primeiro estágio, realiza-se uma regressão dos PIB de cada país em suas dotações, quais sejam, o estoque de capital fixo e o número de trabalhadores. Os valores projetados do PIB, de forma análoga a um procedimento de Mínimos Quadrados em Dois Estágios, são então utilizados para construir as medidas tanto de participação como de semelhança.

Como uma contribuição adicional a essa literatura, este trabalho também propõe expandir a especificação econométrica de Debaere introduzindo dinâmica ao modelo. Embora o modelo (2) já permita uma divergência empírica vis à teoria econômica com o uso de coeficientes diferentes de 1, a presente formulação é estática e, portanto, não permite desvios temporários da relação preconizada entre as variáveis exceto pelos choques idiossincráticos  $\varepsilon_{ijt}$ . Assim, o modelo acomoda apenas desvios imprevisíveis e não autocorrelacionados, o que pode ser uma simplificação excessiva para modelar comércio internacional.

Com efeito, a partir de mudanças nas condições econômicas e institucionais nos países em cada par, até que os níveis de comércio se readéquem ao patamar teórico, novos contratos precisariam ser celebrados, contratos vigentes teriam que ser renegociados ou cumpridos, a decisão das firmas exportadoras em elevar o nível de produção (caso não tenham estoque) pode ser demorada e a própria capacidade de reação dos agentes envolvidos pode ser dependente do nível preexistente de comércio, o qual reflete o nível de

conhecimento dos mercados, a penetração da distribuição para escoamento dos produtos e a adequação dos produtos às normas locais.

Assim, é plausível sugerir que uma equação dinâmica permita melhor aderência aos dados de comércio internacional, conforme o modelo (3):

$$\ln VT_{ijt} - \ln Y_{ijt} = \alpha_{ij} + \sum_{k=1}^K \phi_k (\ln VT_{ijt-k} - \ln Y_{ijt-k}) + \beta_1 \ln e_{ijt} + \beta_2 \ln sim_{ijt} + \varepsilon_{ijt} \quad (3)$$

onde se inclui a variável dependente defasada até a ordem  $K$  como variável explicativa, com os respectivos coeficientes autorregressivos  $\phi_k$ .

Na especificação (3), mudanças em  $e_{ijt}$  e  $sim_{ijt}$  ou choques  $\varepsilon_{ijt}$  causam mudanças imediatas na participação do comércio bilateral de cada par de países, mas também repercutem nos anos seguintes através da dinâmica introduzida. Esta formulação leva, então, à questão de se a teoria deveria valer tanto nas relações econômicas de curto prazo ou apenas no longo prazo. Por exemplo, os impactos de curto prazo  $\beta_1$  e  $\beta_2$  podem ser diferentes de 1, mas o acúmulo dos efeitos ao longo do tempo poderia ser 1. Para testar essas hipóteses, pode-se avaliar o modelo (3) no longo prazo quando  $\ln VT_{ijt} - \ln Y_{ijt} = \ln VT_{ijt-1} - \ln Y_{ijt-1} = \dots = \overline{\ln VT} - \overline{\ln Y}$  para identificar os efeitos de longo prazo de  $e_{ijt}$  e  $sim_{ijt}$ :

$$\overline{\ln VT} - \overline{\ln Y} = \alpha_{ij} + \sum_{k=1}^K \phi_k (\overline{\ln VT} - \overline{\ln Y}) + \beta_1 \overline{\ln e} + \beta_2 \overline{\ln sim}$$

$$\overline{\ln VT} - \overline{\ln Y} = \frac{\alpha_{ij}}{1 - \sum_{k=1}^K \phi_k} + \frac{\beta_1}{1 - \sum_{k=1}^K \phi_k} \overline{\ln e} + \frac{\beta_2}{1 - \sum_{k=1}^K \phi_k} \overline{\ln sim} \quad (4)$$



A equação (4) mostra que os coeficientes de longo prazo de  $lne$  e  $lnsim$  podem ser obtidos pela divisão entre o  $\beta_1$  ou  $\beta_2$  e 1 menos a soma dos coeficientes autorregressivos. Devido à não-linearidade, o método delta pode ser empregado para calcular a variância assintótica dessa combinação de parâmetros para realizar inferência.

### 3.1 Descrição dos Dados

Foram analisados dados de 148 países com os quais o Brasil manteve relações comerciais regularmente. Os PIB dos países (em US\$ milhões) foram retirados da base de dados do Banco Mundial. Dados sobre o volume de comércio entre o Brasil e seus parceiros (US\$ milhões, FOB) foram extraídos do Comex Stat, da Secretaria de Comércio Exterior (SECEX) do Ministério da Economia. Para os instrumentos, foram utilizados os dados de população (milhões) e estoque de capital (US\$ milhões) da Penn World Tables, de Feenstra, Inklaar e Timmer (2015). Foram utilizados dados anuais, do período entre 1989 e 2014, sempre que possível.

As Tabelas 1, 2 e 3 apresentam estatísticas descritivas das variáveis no modelo antes de serem transformadas em logaritmos. Elas mostram, por exemplo, que o comércio bilateral com o Brasil tem uma média por país de US\$ 1,3 bilhão na amostra. Em 1989, primeiro ano da amostra, essa média era de US\$ 366,9 milhões e aumentou para US\$ 2,9 bilhões em 2014. Entretanto, existem países com os quais o volume é bem baixo: em 2014, o Brasil exportou e importou US\$ 0,2 milhão de Burundi. Por outro lado, o país com o maior volume de comércio anual na amostra é a China, com US\$ 77,9 bilhões em 2014.

Tabela 1 – Resumo dos Dados

Variável	Obs.	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
$VT_{ij}$	3784	1.280,5	4.785,7	0,0016	83.349,3
$Y_{ij}$	3799	1.396.552,0	1.422.603,0	400.734,0	19.900.000,0
$e_{ij}$	3799	0,0300	0,0265	0,0144	0,3351
$sim_{ij}$	3799	0,1210	0,1524	0,0004	0,5000

Tabela 2 – Resumo dos Dados (Ano de 1989)

Variável	Obs.	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
$VT_{ij}$	131	366,9	1.191,4	0,0176	11.960,2
$Y_{ij}$	132	570.468,8	584.700,9	425.683,6	6.083.288,0
$e_{ij}$	132	0,0284	0,0291	0,0212	0,3029
$sim_{ij}$	132	0,1217	0,1560	0,0004	0,4999

Tabela 3 – Resumo dos Dados (Ano de 2014)

Variável	Obs.	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
$VT_{ij}$	148	2.918,7	8.883,0	0,1835	77.950,5
$Y_{ij}$	147	2.962.677,0	1.782.277,0	2.456.517,0	19.900.000,0
$e_{ij}$	147	0,0374	0,0225	0,0310	0,2513
$sim_{ij}$	147	0,1180	0,1476	0,0004	0,4978

Podemos observar nos gráficos 1 e 2 abaixo que as relações entre as variáveis estão de acordo com o esperado, tanto no início como no final da amostra. Em particular, o comércio bilateral  $VT_{ij}$  como proporção do PIB conjunto  $Y_{ij}$  cresce com a participação no PIB mundial  $e_{ij}$ ; e a similaridade  $sim_{ij}$  cresce com a participação  $e_{ij}$  até o ponto onde o PIB do país parceiro ultrapassa o PIB brasileiro, quando  $sim$  passa então a cair.

Gráfico 1 – Ano de 1989

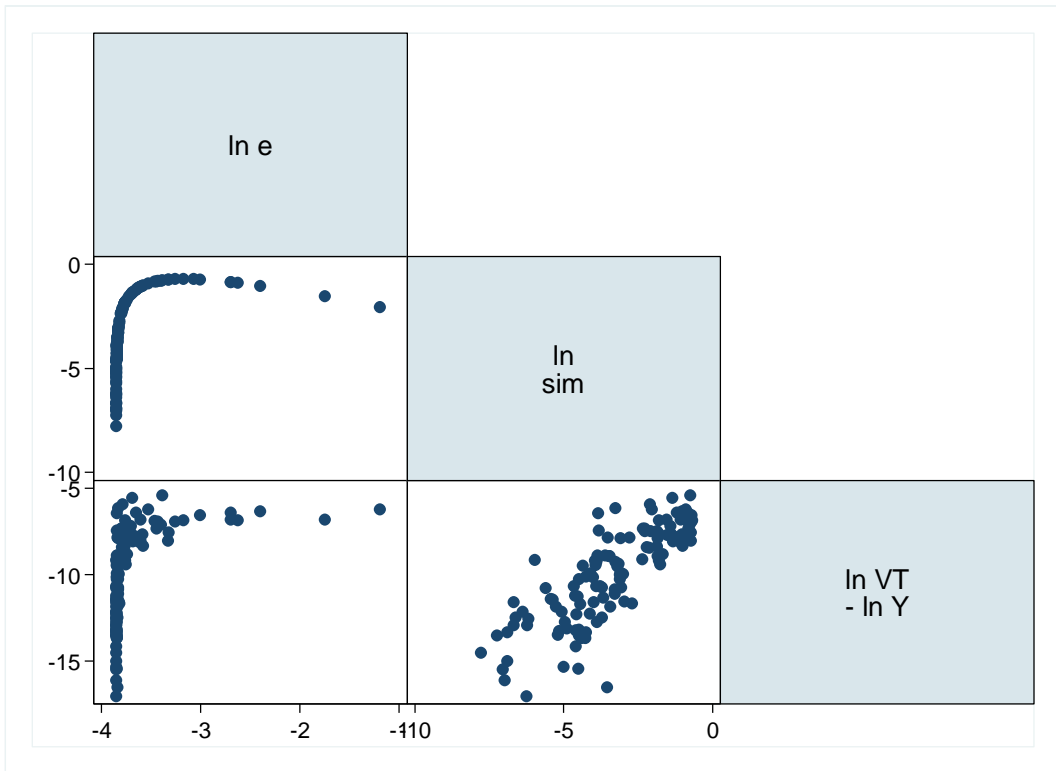
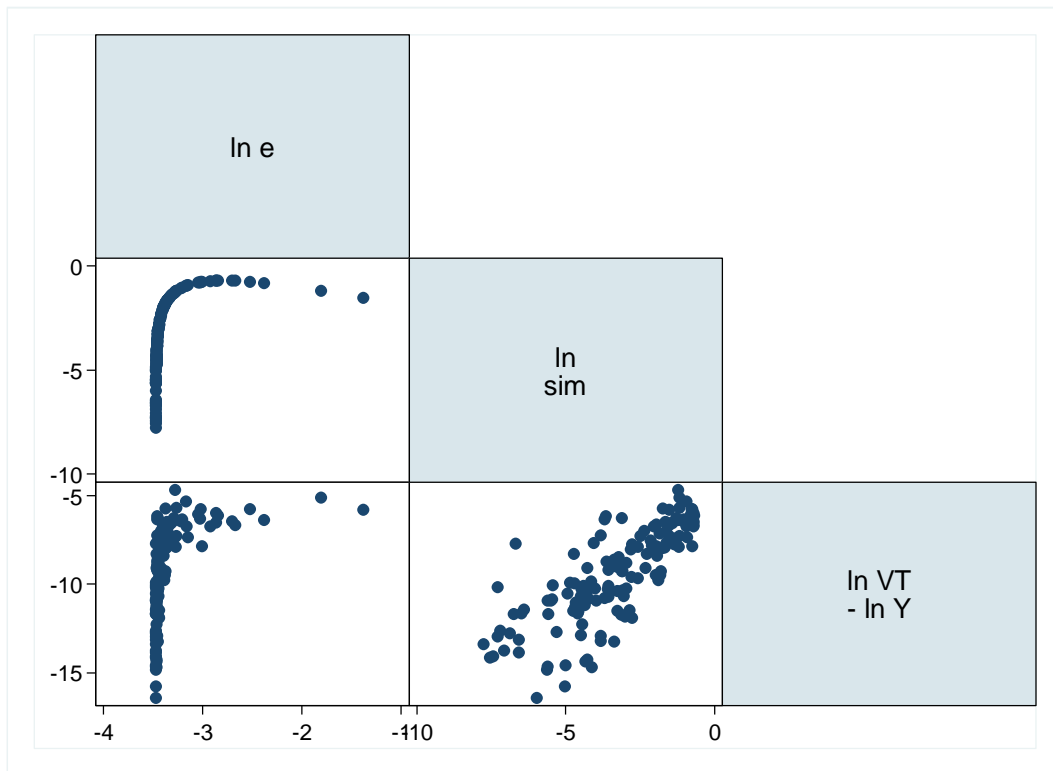


Gráfico 2 – Ano de 2014



A Tabela 4 decompõe a dispersão total das variáveis nas dispersões *between* e *within*. O desvio padrão *between* calcula a dispersão das médias temporais de cada variável, representando a dispersão entre diferentes pares de países.<sup>8</sup> Já a transformação *within* mede a variação intrínseca para o indivíduo no tempo, a partir da subtração da média temporal da variável de si mesmo, ou seja, mede o quanto a variável se move em torno de sua média no tempo<sup>9</sup>. A tabela apresenta as estatísticas para as variáveis já em logaritmo, pois serão as utilizadas no modelo econométrico.

<sup>8</sup> Seja  $X_{ijt}$  alguma das variáveis analisadas. A variância *between* é a variância de  $T^{-1} \sum_{t=1}^T X_{ijt}$ , que varia entre os pares  $ij$ .

<sup>9</sup> A variância *within* mede a variância de  $X_{ijt} - T^{-1} \sum_{t=1}^T X_{ijt}$ . Como essa variável teria uma média zero na amostra, o Stata soma a média total  $N^{-1} T^{-1} \sum_{ij=1}^N \sum_{t=1}^T X_{ijt}$  nesse valor, o que não afeta a medida do desvio padrão.

É importante notar que, para a amostra, a dispersão *within* parece ser alta o suficiente para justificar a adoção de efeitos fixos na regressão, uma vez que descarta a colinearidade com os efeitos fixos. Ademais, a Tabela 4 apresenta o número de pares de países (148) e o número médio de anos em que um par está presente na amostra (25 anos). Dessa forma, como a dimensão temporal é bem menor do que a dimensão transversal, justifica-se utilizar as técnicas de painel para um número grande de indivíduos (pares de países) com um período de tempo fixo.

Tabela 4 – Variância das variáveis

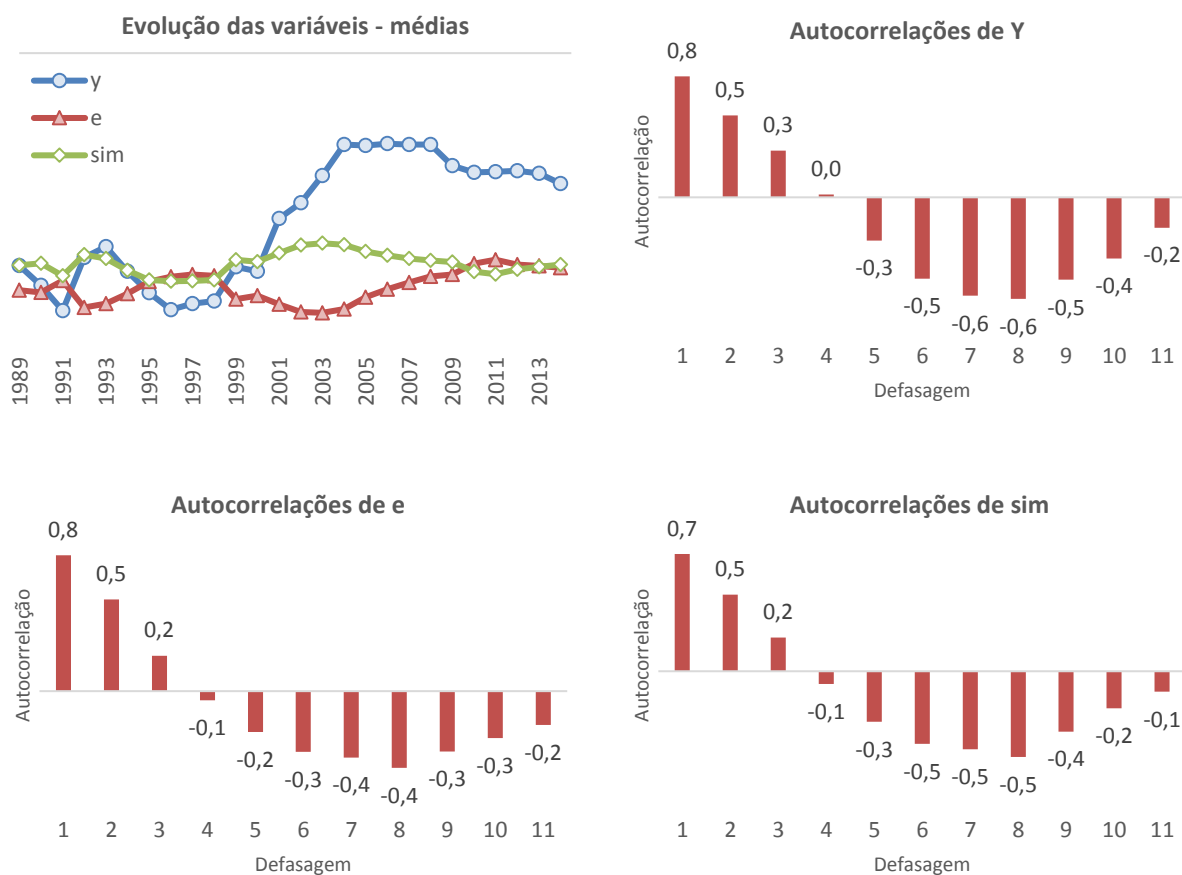
Variável		Média	Desv. Padrão	Mínimo	Máximo	Observações
<i>lnVT</i>		-	2,6896	-19,6924	-4,1658	3759
<i>- lnY</i>	total	9,6377				N =
	<i>between</i>		2,5204	-15,4705	-4,5530	n = 148
	<i>within</i>		0,9266	-17,1559	-5,1302	T-bar = 25
<i>lne</i>	total	3,6368	0,4270	-4,2428	-1,0933	3799
	<i>between</i>		0,3393	-3,8794	-1,2544	N = 148
	<i>within</i>		0,2583	-4,3511	-2,7377	T-bar = 26
<i>lnsim</i>	total	3,2783	1,8154	-7,9567	-0,6931	3799
	<i>between</i>		1,7837	-7,2809	-0,7127	N = 148
	<i>within</i>		0,3210	-5,5552	-1,4117	T-bar = 26

Em relação às características temporais das variáveis, o Gráfico 3 apresenta a evolução anual das variáveis em logaritmo utilizando as médias entre países e as autocorrelações dessas médias após eliminação de tendência determinística.<sup>10</sup> Tais estatísticas, embora não sejam testes formais sobre o

<sup>10</sup> As séries das médias de *Y*, *e* e *sim* foram regredidas contra uma constante e tendência determinística para calcular as autocorrelações. Caso contrário, poder-se-ia encontrar evidências de não-estacionariedade de origem estocástica, quando na verdade a série pode ser tendência-estacionária.

processo estocástico subjacente, permitem investigar a razoabilidade da especificação dinâmica proposta.

Gráfico 3 – Propriedades temporais das variáveis



As propriedades temporais das variáveis indicam relevante autocorrelação no tempo, uma vez que a correlação de um período com o ano imediatamente anterior está entre 0,8 e 0,7. Porém, como as autocorrelações decaem rapidamente, é razoável não considerar essas séries explosivas. Essas constatações corroboram o modelo empírico dinâmico do final da seção anterior,

em que se inclui as defasagens da variável endógena como regressores, e dá sentido à investigação do coeficiente de longo prazo proposto.<sup>11</sup>

#### 4. Resultados

Helpman (1987), Hummels Levinsohn (1995) e Debaere (2005) adotam o mesmo critério de sucesso para a equação gravitacional, isto é, que os coeficientes das variáveis sejam positivos e significativamente diferentes de zero. Portanto, testa-se a hipótese nula de que os coeficientes de  $e_{ij}$  e  $sim_{ij}$  são conjuntamente nulos, esperando encontrar sua rejeição. Adicionalmente, todas as regressões apresentam testes individuais para as hipóteses nulas de que o coeficiente de  $e_{ij}$  ou de  $sim_{ij}$  são iguais a 1. Por fim, as tabelas também apresentam o resultado do teste conjunto de que os coeficientes de  $e_{ij}$  e  $sim_{ij}$  são iguais a 1. A equação, em sua formulação estática (2), foi estimada de seis maneiras distintas, sendo três delas utilizando os dados originais e três com as variáveis instrumentadas. Todas as estimações contêm *dummies* para efeitos específicos de tempo, especialmente pela existência de crises no período analisado, mas seus coeficientes estimados são omitidos. A Tabela 5 apresenta os resultados utilizando modelos de painel estático.

---

<sup>11</sup> Cabe ressaltar que existem testes formais de raiz unitária no contexto de painéis, como o de Im, Pesaran e Shin (2003), mas o propósito desta seção é verificar a razoabilidade da especificação dinâmica proposta, e não necessariamente fazer uma caracterização formal do processo estocástico da variável. Caso o processo de  $Y$  fosse com raiz unitária.

Tabela 5 – Resultados para modelo de painel estático

	(1) MQO	(1') IV	(2) EF	(2') EF+IV	(3) PD	(3') PD+IV
<i>e</i>	0,7244*** (0,0834) [0,0000]	0,7307*** (0,04) [0,0000]	0,6443** (0,2955) [0,0308]	0,8295*** (-0,2908) [0,0050]	-0,2274 (0,2639) [0,3903]	-0,1314 (0,2549) [0,6068]
<i>sim</i>	1,1175*** (0,0161) [0,0000]	1,1181*** (0,0158) [0,0000]	0,8841*** (0,287) [0,0025]	0,9245*** (0,2998) [0,0024]	0,5688*** (0,1593) [0,0005]	0,3512** (0,148) [0,0189]
Constante	- 3,5442*** (0,3186) [0,0000]	- 3,4494*** (0,1741) [0,0000]	-4,7235** (1,8554) [0,0119]	-3,8668** (1,9133) [0,0451]		
Observações	3.759	3.759	3.759	3.759	3.608	3.608
R <sup>2</sup> Ajustado	65,9%	65,8%	65,9%	65,8%	5,0%	4,2%
R <sup>2</sup> Within			24,9%	24,7%		
<b>Testes sobre coeficientes: p-valores</b>						
<i>e = sim = 0</i>	0,00%	0,00%	0,99%	0,66%	0,00%	0,00%
<i>e = 1</i>	0,10%	0,00%	23,10%	55,90%	0,00%	0,00%
<i>sim = 1</i>	0,00%	0,00%	68,70%	80,10%	0,76%	0,00%
<i>e = sim = 1</i>	0,00%	0,00%	42,40%	81,90%	0,00%	0,01%

Notas: \*\*\* p<1%, \*\* p<5%, \* p<10%. *Dummies* de tempo foram suprimidas. Nas regressões "IV", as variáveis *e* e *sim* foram substituídas pelas suas versões instrumentadas, substituindo o PIB pela sua projeção em função do estoque de capital e da população. Erros padrões em parênteses e p-valores em colchetes. Todas as variáveis estão em logaritmo. Erros padrões robustos para heterocedasticidade em (1), (1'), (3) e (3') e inclusive para correlação serial em (2) e (2').

A coluna (1) foi estimada pelo método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), encontrando um resultado próximo da unidade para os coeficientes de similaridade, a 1,12, mas um pouco distante da unidade para o coeficiente de participação, a 0,73. Entretanto, ambos são estatisticamente diferentes de zero, conforme os p-valores dos coeficientes individuais e pelo teste conjunto na parte inferior da tabela. Observa-se, porém, que os testes individuais e conjunto de que os coeficientes são iguais a 1 são fortemente rejeitados. Na segunda coluna, intitulada (1'), em que apenas se substituiu as variáveis pelas suas versões



instrumentadas, não se nota nenhuma melhora qualitativa. Observa-se, inclusive, que a capacidade explanatória do modelo é bem parecida nas duas regressões, por volta de 66%.

Os modelos (2) e (2') foram estimados utilizando efeitos fixos (EF), a mesma técnica utilizada por Debaere (2005). Caso a idiosincrasia do par de países seja correlacionada com as variáveis explicativas, o modelo EF é o mais apropriado para controlar por elas. O resultado encontrado é qualitativamente bem melhor. Primeiramente, nota-se que a coluna (2) apresenta um coeficiente de participação próximo do MQO, a 0,64. Porém, o coeficiente da similaridade caiu bastante, para 0,88. Pela coluna (2'), utilizando as variáveis instrumentadas, ambos os coeficientes se elevam, respectivamente para 0,83 e 0,93, tornando-se mais próximos de 1. Os testes também corroboram melhor a teoria: ambos os coeficientes são significativamente distintos de zero e, além disso, também não se rejeita a hipótese individual ou conjunta de que sejam iguais a 1, a qualquer nível de significância usual. Estes são resultados a favor da equação gravitacional.

As colunas (3) e (3') apresentam resultados de estimação, por MQO, da equação (2) em primeiras diferenças. Se o modelo (2) é corretamente especificado, seria de se esperar que a diferenciação também elimine o viés causado pelos efeitos fixos, levando a resultados similares às colunas (2) e (2'). Porém, os coeficientes estimados são bem diferentes dos reportados até agora. Para a variável de participação, o coeficiente não é estatisticamente diferente de zero e aparece negativo, enquanto o coeficiente de similaridade foi estimado em valores bem abaixo dos anteriores: 0,57 e 0,35, respectivamente para a regressão usando as variáveis originais e as instrumentadas.

Os resultados apontam que o modelo de crescimento induziu mais vies do que eliminou, sugerindo alguma fonte de má especificação no modelo. Uma possibilidade é a falta de uma especificação dinâmica para a equação. O teste de Wooldridge para autocorrelação em dados de painéis foi aplicado tendo como base a estimação das regressões (3) e (3'), rejeitando fortemente a hipótese nula de que não há autocorrelação de primeira ordem. Isso aponta para a existência de estrutura de dependência temporal não modelada, que poderia prejudicar a interpretação das estimativas e explicar a falta de sucesso do modelo em crescimento (primeiras diferenças).

Conforme argumentado anteriormente, a relação econômica teórica reflete um estado de equilíbrio, mas desvios de curto prazo são esperados com dados realísticos. Se, face a um choque exógeno, as empresas exportadoras e importadoras não conseguem se ajustar imediatamente devido a contratos, adequação da capacidade produtiva ou outros custos afundados incorridos para estabelecer redes de distribuição para escoar seus produtos, é natural que a relação econômica sofra um desvio temporário. Em seção anterior, também se apresentou evidências de forte autocorrelação temporal nas variáveis de interesse. Portanto, é interessante investigar os resultados de um modelo de painel dinâmico – modelo (3) – onde se inclui a variável dependente defasada como variável explicativa, modelando a estrutura autorregressiva dos dados.

A Tabela 6 apresenta os resultados para a equação estimada por métodos de painel dinâmico. Em todos os casos, observou-se que a inclusão de até duas defasagens da variável dependente foi suficiente para eliminar a correlação serial nos erros. O estimador empregado é o System-GMM, ou seja, estima-se conjuntamente a equação em nível, instrumentando as defasagens com as

primeiras diferenças, e a equação em primeira diferença, instrumentando as primeiras diferenças das defasagens com os níveis defasados da variável dependente. As colunas (1) e (1') utilizam todo o rol de instrumentos disponíveis, conforme Blundell e Bond (1998), as colunas (2) e (2') limitam os instrumentos até a quinta defasagem para mitigar o problema de instrumentos fracos e as colunas (3) e (3') utilizam os instrumentos colapsados, isto é, incluindo a mesma variedade de períodos, mas sob uma mesma coluna da matriz de instrumentos, efetivamente reduzindo o número de instrumentos empregados.<sup>12</sup> Abaixo dos estimados diretamente (de curto prazo), também se reporta os coeficientes de longo prazo, obtidos pela divisão do respectivo coeficiente de curto prazo por 1 menos a soma dos coeficientes autorregressivos.

Os resultados obtidos mostram que as defasagens da variável dependente são, de fato, importantes no modelo, dado seu alto nível de significância ao longo das diferentes colunas. A variável de similaridade é, no curto prazo, estatisticamente distinta de zero sob todas as formas de estimação. Seu coeficiente ficou entre 0,18 e 0,35, bem abaixo dos resultados estáticos. Já a estimativa para o coeficiente de participação é significativa principalmente quando se utiliza os instrumentos colapsados, mas também é significativa a 10% usando um máximo de 5 defasagens ou quando se utiliza todas as defasagens como instrumentos uma vez substituído o PIB pela sua projeção. O valor estimado para esse coeficiente é entre 0,08 a 0,19. O fato de que esses coeficientes permanecem abaixo das estimativas por efeito fixo no painel estático se mantém, porém são valores mais razoáveis do que no modelo em primeiras diferenças, quando o coeficiente de participação era essencialmente

---

<sup>12</sup> Para maiores detalhes, ver Roodman (2006).

nulo ou negativo. Portanto, a inclusão da variável dependente defasada melhorou a identificação desses coeficientes, explicitando a natureza de curto prazo desses valores.

Através da divisão dos coeficientes de curto prazo por 1 menos a soma dos coeficientes autorregressivos, obteve-se os coeficientes de longo prazo para as variáveis de participação e similaridade. Tais estimativas são bem maiores do que suas contrapartidas de curto prazo: para participação, o coeficiente estimado variou entre 0,46 e 0,59, enquanto o coeficiente de similaridade oscilou entre 1,09 e 1,14. Percebe-se que os valores de longo-prazo estão mais próximos do valor teórico de 1.

Tabela 6 – Resultados para modelo de painel dinâmico

	(1) GMM	(1') GMM+IV	(2) GMM-5def	(2') GMM+IV- 5def	(3) GMM- colapsado	(3') GMM+IV- colapsado
L.y	0,6942*** (0,0348) [0,0000]	0,6960*** (0,0357) [0,0000]	0,6641*** (0,0386) [0,0000]	0,6676*** (0,0377) [0,0000]	0,6195*** (0,0323) [0,0000]	0,6276*** (0,0321) [0,0000]
L2.y	0,1383*** (0,0313) [0,0000]	0,1398*** (0,0310) [0,0000]	0,1151*** (0,0328) [0,0004]	0,1181*** (0,0328) [0,0003]	0,0559** (0,0262) [0,0329]	0,0586** (0,0262) [0,0255]
e	0,0754 (0,0582) [0,1956]	0,0892* (0,0517) [0,0843]	0,1006* (0,0597) [0,0922]	0,1102* (0,0582) [0,0582]	0,1833*** (0,0685) [0,0074]	0,1859*** (0,0658) [0,0048]
sim	0,1893*** (0,0404) [0,0000]	0,1823*** (0,0402) [0,0000]	0,2518*** (0,0535) [0,0000]	0,2436*** (0,0518) [0,0000]	0,3553*** (0,0492) [0,0000]	0,3405*** (0,0465) [0,0000]
constante	-0,9710*** (0,2150) [0,0000]	-0,9306*** (0,2280) [0,0000]	-1,2050*** (0,2584) [0,0000]	-1,1673*** (0,2624) [0,0000]	-1,5460*** (0,2344) [0,0000]	-1,5109*** (0,2416) [0,0000]
e (longo prazo)	0,4497 (0,3301) [0,1730]	0,5431* (0,3015) [0,0716]	0,4555* (0,2563) [0,0755]	0,5144** (0,2576) [0,0458]	0,5647*** (0,1985) [0,0044]	0,5924*** (0,1954) [0,0024]
sim (longo prazo)	1,1300*** (0,0805) [0,0000]	1,1102*** (0,0760) [0,0000]	1,1404*** (0,0718) [0,0000]	1,1367*** (0,0739) [0,0000]	1,0943*** (0,0758) [0,0000]	1,0853*** (0,0757) [0,0000]
Observações	3.458	3.458	3.458	3.458	3.458	3.458
Instrumentos	349	349	159	159	51	51

Notas: \*\*\* p<1%, \*\* p<5%, \* p<10%. *Dummies* de tempo foram suprimidas. Nas regressões “IV”, as variáveis *e* e *sim* foram substituídas pelas suas versões instrumentadas, substituindo o PIB pela sua projeção em função do estoque de capital e da população. Erros padrões em parênteses e p-valores em colchetes. Todas as variáveis estão em logaritmo. Erros padrões robustos para heterocedasticidade e correlação serial. Erros padrões para coeficientes de longo prazo obtidos pelo método delta.

## 4.1 Testes

A Tabela 7 apresenta diversos testes relacionados à estimação em painel dinâmico. Primeiramente, testes de especificação apontam para eventuais problemas da estratégia de estimação. Os testes Arellano-Bond (AB) para os níveis AR1 e AR2 devem resultar, respectivamente, na rejeição da hipótese nula e na não-rejeição da hipótese nula. Nesse caso, esse teste mostra evidências de que o modelo em nível (3) não possui estrutura de correlação serial remanescente, ou seja, a inclusão das variáveis defasadas foi suficiente. Conforme os resultados da Tabela 7, a inclusão de duas defasagens da variável dependente foi suficiente em todas as estimações. Em seguida, o Teste de Hansen verifica a validade dos instrumentos, onde se procura não rejeitar a hipótese nula. Roodman (2006) alerta, entretanto, que um p-valor alto demais neste teste pode ser indício de um número excessivo de instrumentos. Como se vê, as estimações (1) e (1'), que fazem uso de todas as condições de momento possíveis, estão dando p-valor elevado demais. Já reduzindo os instrumentos, seja limitando a 5 defasagens ou usando-os na versão colapsada, percebe-se que o resultado do teste se torna mais crível e ainda assim não rejeita a hipótese nula. Em outras palavras, as estimações das colunas (2), (2'), (3) e (3') são as mais confiáveis em termos de consistência do estimador.

Tabela 7 – Testes para modelo de painel dinâmico

<b>Testes de especificação: p-valores</b>						
	(1)	(1')	(2)	(2')	(3)	(3')
	GMM	GMM+IV	GMM-5def	GMM+IV-5def	GMM-colapsado	GMM+IV-colapsado
Teste AB-AR1	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%
Teste AB-AR2	9,65%	8,65%	17,70%	15,10%	58,40%	51,30%
Teste de Hansen	100,00%	100,00%	29,10%	29,90%	39,50%	37,40%
<b>Testes sobre coeficientes de curto prazo: p-valores</b>						
e = sim = 0	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%
e = 1	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%
sim = 1	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%
e = sim = 1	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%
<b>Testes sobre coeficientes de longo prazo: p-valores</b>						
e = sim = 0	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%
e = 1	9,55%	13,00%	3,36%	5,94%	2,83%	3,70%
sim = 1	10,60%	14,70%	5,06%	6,42%	21,40%	25,90%
e = sim = 1	17,20%	21,80%	5,45%	9,29%	8,94%	11,30%

A Tabela 7 também realiza testes de hipóteses para os coeficientes de curto e longo prazo. No curto prazo, como se suspeitaria, os coeficientes de participação e de similaridade são distintos de zero, mas também se encontram fortes evidências de que sejam diferentes de 1. No longo prazo, entretanto, além de rejeitar uniformemente que os coeficientes sejam nulos, todos são estatisticamente indistinguíveis de 1 a 1% de significância. Para a variável de participação, seu coeficiente não rejeita a hipótese nula de que seja igual a 1 até a 5%, quando se vê a coluna (2'), ou seja, utilizando um estimador System-GMM com até 5 defasagens e substituindo o PIB pela projeção do estoque de capital de população. No caso da variável de similaridade, os p-valores estão sempre acima de 5%. Conjuntamente, pode-se concluir que não se rejeita a hipótese de

que ambos os coeficientes são iguais a 1, a 5%, em qualquer uma das regressões.

Portanto, as estimativas levam a acreditar que um modelo de concorrência monopolística, conforme proposto por Helpman e Krugman (1985), é capaz de explicar o comércio do Brasil com seus parceiros. A evidência é ainda mais forte quando se adota o procedimento de Debaere (2005), instrumentando o PIB nas fórmulas de participação e similaridade, observando-se que os p-valores dos testes conjuntos aumentam nesse caso.

#### 4.2 Robustez em Subamostras

A seção anterior apresentou evidências de que a relação preconizada entre volume de comércio, similaridade entre países e sua participação no PIB mundial pode ser empiricamente válida. Embora as especificações econométricas adotadas permitam desvios de curto prazo, choques (agregados) e idiosincrasias de cada par de países, é possível que a relação encontrada seja mais condizente com a teoria ou menos condizente, de acordo com a conjuntura do comércio internacional.

Para investigar essa possibilidade, esta seção repete as estimações apresentadas, agora em subamostras temporais: o período até 2001, entre 2002 a 2007 e de 2009 a 2014, pulando o ano de 2008 com a maior crise financeira vivida nos anos sob análise. A escolha dos períodos foi feita para analisar as mudanças após o início do super ciclo das *commodities*, em 2002, e o pós-crise do *subprime*. Cabe destacar que desde 2011 o preço das *commodities*, expressado pelo Índice CRB de *commodities*, da Thomson Reuters, apresenta clara tendência de queda.



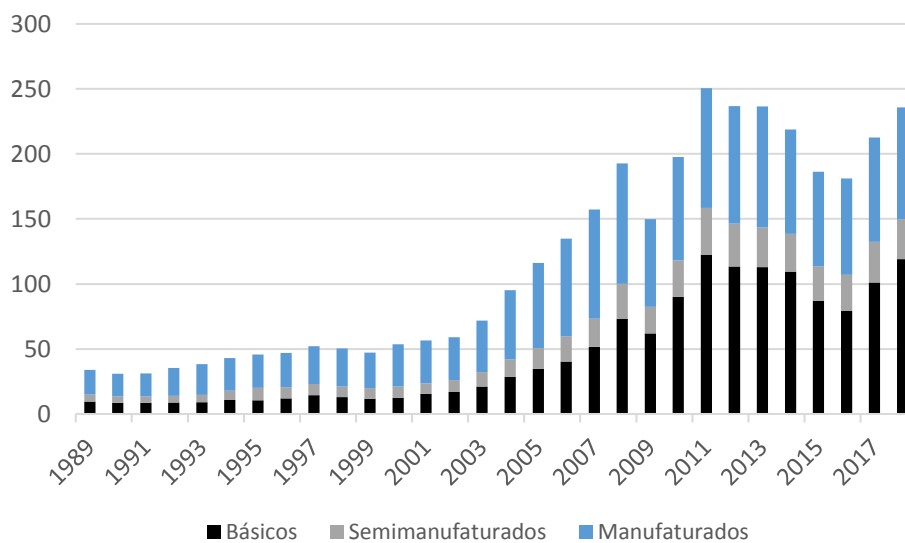
Gráfico 4 – Índice CRB de *Commodities*



Fonte: Bloomberg (2019)

Em 1989, os produtos manufaturados respondiam por 55,2% das exportações, enquanto a participação dos produtos básicos se limitava a 27,4%. Após o início do super ciclo das *commodities*, as exportações de produtos básicos cresceram em média 24,4% a.a até 2011, ao passo que a de produtos industrializados aumentou 12,1% a.a., alterando drasticamente o perfil da pauta exportadora brasileira, que desde 2010 passou a ter nos produtos básicos o seu principal item.

Gráfico 5 – Exportações Brasileiras Por Fator Agregado (US\$ Bilhões)



Fonte: SGS/BCB (2019)

A Tabela 8 apresenta um resumo das estimativas obtidas, focando apenas nos modelos com melhor ajuste, e informa quanto à rejeição ou não da hipótese nula, tomando o nível de significância como 5%. As tabelas completas com todas as regressões podem ser verificadas no Anexo II.

Tabela 8 – Resumo dos resultados tomando 5% como nível de significância.

Amostra / Hipótese	Coeficiente <sup>1</sup>					
	e (EF)	sim (EF)	ambos (EF)	e (Dinâmico)	sim (Dinâmico)	ambos (Dinâmico)
Completa	0,8295***	0,9245***		0,5924***	1,0853***	
= 0	Rejeita	Rejeita	Rejeita	Rejeita	Rejeita	Rejeita
= 1	Não rejeita	Não rejeita	Não rejeita	Rejeita	Não rejeita	Não rejeita
Até 2001	-0,2078	0,6334**		0,5497***	1,1890***	
= 0	Não rejeita	Rejeita	Rejeita	Rejeita	Rejeita	
= 1	Rejeita	Não rejeita	Rejeita	Rejeita	Rejeita	Rejeita
2002 a 2007 <sup>2</sup>	0,9542**	0,4831**		0,5237***	0,9963***	
= 0	Rejeita	Rejeita	Não rejeita	Rejeita	Rejeita	Rejeita
= 1	Não rejeita	Não rejeita	Não rejeita	Rejeita	Não rejeita	Rejeita
2009 a 2014	0,2318	0,2261		0,5831**	1,1196***	
= 0	Não rejeita	Não rejeita	Não rejeita	Rejeita	Rejeita	Rejeita
= 1	Não rejeita	Rejeita	Rejeita	Não rejeita	Não rejeita	Não rejeita

Notas: 1. \*\*\* p<1%, \*\* p<5%, \* p<10%. Para classificar entre rejeitar ou não a hipótese, adotou-se o nível de significância de 5%. Os coeficientes reportados se referem ao modelo de efeito fixo (painel estático) ou aos coeficientes de longo prazo após estimação por System GMM utilizando instrumentos colapsados. Em todos os casos utiliza-se o PIB instrumentado conforme Debaere (2005). 2. Para o subperíodo de 2002 a 2007, escolheu-se a regressão com instrumentos não colapsados, mas truncados até a quinta defasagem, pois apresentou melhores estatísticas de especificação do modelo.

O primeiro aspecto da Tabela 8 a se notar é a relativa constância dos coeficientes do modelo dinâmico ao longo das subamostras: o coeficiente relacionado à participação do par de países fica por volta de 0,53 até 0,59, enquanto o coeficiente relacionado à similaridade oscila entre 1 e 1,19. Em comparação, as estimações em painel estático apresentam maior variabilidade nas estimativas, indicando que o modelo dinâmico é de fato mais robusto.

No que tange o critério de Debaere (2005) de considerar como evidências a favor da teoria, isto é, a rejeição da hipótese de que os coeficientes são nulos, percebe-se que a mesma é amplamente rejeitada em todas as subamostras.

Assim, este trabalho trouxe novas evidências de que participação e similaridade importam para determinar o fluxo de comércio entre os países, mesmo após eliminar a endogeneidade do PIB na formulação dessas métricas.

No que tange o teste de que os coeficientes sejam iguais a 1, a análise em subamostras revela que os resultados não são homogêneos ao longo de todo o período de análise. Focando nos resultados em painel dinâmico, em particular, para subamostras mais antigas, é mais fácil rejeitar tal hipótese: com dados até 2001, rejeita-se, a 5%, as hipóteses de que os coeficientes sejam individualmente ou conjuntamente iguais a 1; entre 2002 e 2007, não se rejeita apenas a hipótese de que o coeficiente de similaridade é igual a 1 e, por fim, de 2009 a 2014, não se rejeita nenhuma hipótese de que os coeficientes sejam 1.

É importante lembrar que os resultados resumidos não podem ser tomados como a única interpretação a partir das estimações. Por exemplo, para 2002 a 2007, apresenta-se os coeficientes do modelo utilizando até 5 defasagens no GMM como instrumentos, onde não se rejeitaria a hipótese de que o coeficiente de participação é 1 a 1%, embora não tenha deixado de rejeitar a 5%, ao passo que o resultado do mesmo modelo utilizando instrumentos colapsados também não rejeitaria, a 5%, tal hipótese. Ou seja, a depender dos instrumentos utilizados e o nível de significância, ainda que dentro dos valores usuais, seria possível tirar conclusões diferentes. Portanto, a tabela serve para dar uma interpretação consistente entre as diferentes subamostras, mas não conta toda a história. O que ela deixa saliente, entretanto, é que os valores dos coeficientes para participação tendem a ficar aquém de 1, ao passo que é mais fácil não rejeitar a hipótese de que o coeficiente de similaridade seja 1, havendo também uma mudança ao longo do tempo em favor dos valores teóricos.

## 5. Considerações Finais

O presente trabalho buscou avaliar se a equação gravitacional, definida por um modelo de concorrência monopolística tal como apresentado por Helpman e Krugman (1985), consegue explicar o comércio brasileiro. Para isso, utilizou a formulação proposta por Debaere (2005), inovando ao acrescentar um elemento dinâmico ao modelo, estimar os parâmetros de longo prazo e analisar subamostras do período.

Tomando como parâmetro de sucesso coeficientes positivos e significativamente diferentes de zero para os parâmetros de similaridade entre tamanhos de PIB e participação conjunta no PIB mundial, pode-se concluir que a equação gravitacional, nos moldes do comércio intraindústria, consegue explicar bem o comércio internacional brasileiro com outros países. O parâmetro de sucesso adotado no presente estudo é comum na literatura, sendo utilizado, entre outros trabalhos, por Helpman (1987), Hummels e Levinsohn (1995) e Debaere (2005).

A equação foi testada de doze maneiras distintas, seis com os dados originais e seis com as variáveis instrumentais. No modelo estático, os resultados encontrados corroboram a hipótese de que ele é capaz de explicar razoavelmente bem o comércio brasileiro, embora a estimativa em primeira diferença tenha apresentado problemas, sugerindo a necessidade de introduzir um elemento dinâmico. O modelo dinâmico também é bem-sucedido, com os coeficientes de longo prazo se aproximando do valor teórico, apesar do processo de desindustrialização vivenciado pelo país nas últimas décadas.

Dentre as razões para esse processo, destacam-se o super ciclo das *commodities*, impulsionado especialmente pelo rápido crescimento da China, que deslocou os fatores de produção e alterou o perfil da pauta de exportações brasileiras. Contudo, os resultados se mantêm em todas as subamostras no modelo dinâmico, com os coeficientes se mantendo relativamente estáveis. No modelo estático, por sua vez, os coeficientes apresentam maior variabilidade, sobretudo o de participação, deixando os resultados menos conclusivos.

Considerando a aderência dos modelos, espera-se contribuir de forma a incentivar outros estudos acerca dos padrões de comércio brasileiro que utilizem diferentes abordagens, como a concorrência monopolística. A maioria dos trabalhos sobre o tema trata de modelos de concorrência perfeita, com foco em diferenças nos custos de produção entre os países. Mesmo os estudos utilizando a equação gravitacional costumam ter como base modelos de concorrência perfeita e preocupações com questões como o efeito fronteira ou o desvio de comércio. Uma vez que o modelo de concorrência monopolística parece explicar bem o comércio brasileiro, novos estudos na área poderiam subsidiar a formulação de políticas econômicas para o setor.

## Referências Bibliográficas

ALMEIDA, F. M.; SILVA, O. M. **Comércio Internacional x Intranacional no Brasil: Medindo o Efeito Fronteira**. Nova Economia (UFMG), v. 17, p. 427-439, 2007.

ANDERSON, J. E. **A Theoretical Foundation for the Gravity Equation**. The American Economic Review, v. 69, n. 1, p. 106-116, 1979.

ANTWEILER, W.; TREFLER, D. **Increasing Returns and All That: A View From Trade**. American Economic Review, v. 92, n. 1, p. 93-119, 2002.

BARCELLOS NETO, P. C. F.; PORTUGAL, M. S.; AZEVEDO, A. F. Z. **Impactos Comerciais da Área de Livre Comércio das Américas: Uma Aplicação do Modelo Gravitacional**. Revista de Economia Contemporânea, Rio de Janeiro, v. 10, n.2, p. 237-267, 2006.

BHAGWATI, J. N.; PANAGARIYA, A.; SRINIVASAN, T. N. **Lectures on International Trade**. The MIT Press. Segunda edição. Cambridge, 1998.

BLOOMBERG L. P. **Thomson Reuters/CoreCommodity CRB Index**. Bloomberg Terminal (acessado em 25/10/2019).

BLUNDELL, R.; BOND, S. **Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models**. Journal of Econometrics, 87, 115-143, 1998.

CANUTO, O.; PORTO, P. C. S. **Uma Avaliação dos Impactos Regionais do Mercosul Usando Dados em Painel**. Pesquisa e Planejamento Econômico, Rio de Janeiro, v. 34, n.3, p. 465-484, 2004.

CASTILHO, M. R. **Integração Regional e Internacional do Mercosul: Uma Medida de Integração e de Acesso a Mercados a Partir da Estimação do Efeito-Fronteira**. In: XXXIII Encontro Nacional da ANPEC, 2005, Natal. Anais do XXXIII Encontro Nacional da ANPEC, 2005. p. 1-20.

CHAMBERLIN, E. **The Theory of Monopolistic Competition: A Reorientation of the Theory of Value**. Harvard University Press, Cambridge, 1936.

COMEX STAT. Secretaria de Comércio Exterior (SECEX) do Ministério da Indústria, Comércio Exterior e Serviços (MDIC). <http://comexstat.mdic.gov.br/pt/home> (acessado em 25/11/2018).

CURZEL, R.; MONTORO, F.; VARTANIAN, P. R. **Una Investigación de la Evolución del Comercio Intra-Industria em la Relación Brasil-Mercosur em el Período 1996-2005: Qué Dicen los Datos?** Revista de Economía Mundial, v. 24, p. 49/4-66, 2010.

DEARDOFF, A. **Determinants of Bilateral Trade: Does Gravity Work in a Neoclassical World?** In: Frankel, J. A. (Ed.), The Regionalization of the World Economy. University of Chicago Press, Chicago, pp. 7 – 28. 1998.

DEBAERE, P. **Monopolistic Competition and Trade, Revisited: Testing the Model Without Testing for Gravity**. *Journal of International Economics*, n.66, p.249-266. 2005.

DIXIT, A.; STIGLITZ, J. E. **Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity**. *American Economic Review*, n. 67, p. 297-308, 1977.

EVENETT, S. J.; KELLER, W. **On Theories Explaining the Success of the Gravity Equation**. *Journal of Political Economy*, v. 110, n. 2, p. 281-316, 2002.

FARIAS, J. J.; HIDALGO, A. B. **Comércio Interestadual e Comércio Internacional das Regiões Brasileiras: Uma Análise Utilizando o Modelo Gravitacional**. *Revista Econômica do Nordeste*, v. 43, p. 251-265, 2012.

FEENSTRA, R. C. **Advanced International Trade: Theory and Evidence**. Princeton University Press. Princeton, 2004.

FEENSTRA, R. C.; INKLAAR, R.; TIMMER, M. P. **The Next Generation of the Penn World Table**. Forthcoming *American Economic Review*, disponível em [www.ggdc.net/pwt](http://www.ggdc.net/pwt), 2015 (acessado em 25/11/2018).

FEENSTRA, R. C.; MARKUSEN, J. R.; ROSE, A. K. **Using the Gravity Equation to Differentiate Among Alternative Theories of Trade**. *The Canadian Journal of Economics*, v.34, p.430-447. 2001.

GRAHAM, F. **Some Aspects of Protection Further Considered**. *Quarterly Journal of Economics*, n. 37, p. 199-227, 1923.

HELPMAN, E. **International Trade in the Presence of Product Differentiation, Economics of Scale, and Monopolistic Competition: A Chamberlin-Heckscher-Ohlin Approach**. *Journal of International Economics*, n.11, p.305-340. 1981.

HELPMAN, E. **Imperfect Competition and International Trade: Evidence from Fourteen Industrial Countries**. *Journal of the Japanese and the International Economies*, n.1, p.62-81. 1987.

HELPMAN, E.; KRUGMAN, P. **Market Structure and Foreign Trade. Increasing Returns, Imperfect Competition and the International Economy**. MIT Press. Cambridge, 1985.

HIDALGO, A. B. **O Intercâmbio Comercial Brasileiro Intra-Indústria: Uma Análise entre Indústrias e entre Países**. *Revista Brasileira de Economia*, v.47, n.2, p.243-264. Rio de Janeiro, 1993.

HUMMELS, D.; LEVINSOHN, J. **Monopolistic Competition and International Trade: Reconsidering the Evidence**. *Quarterly Journal of Economics*, n.110, p.799-836, 1995.



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

KRUEGER, A. O. **Why Trade Liberalisation is Good for Growth**. The Economic Journal, v. 108, n. 450, p. 1513-1522, 1998.

KRUGMAN, P. R. **Increasing Returns, Monopolistic Competition and International Trade**. Journal of International Economics, n. 9, p. 469-479, 1979.

KRUGMAN, P. R. **Scale Economies, Product Differentiation, and the Pattern of Trade**. American Economic Review, n. 70, p. 950-959, 1980.

KRUGMAN, P. R. **Intra-Industry Specialization and the Gains from Trade**. Journal of Political Economy, n. 89, p. 959-973, 1981.

KUME, H.; PIANI, G. **Fluxos Bilaterais de Comércio e Blocos Regionais: Uma Aplicação do Modelo Gravitacional**. Pesquisa e Planejamento Econômico (Rio de Janeiro), Rio de Janeiro, v. 1, n.1, p. 1-21, 2000.

LANCASTER, K. **Socially Optimal Product Differentiation**. American Economic Review, n. 65, p. 567-585, 1975.

LANCASTER, K. **Variety, Equity and Efficiency**. Columbia University Press, Nova Iorque, 1979.

LEUSIN JR, S.; AZEVEDO, A. F. Z. **O Efeito Fronteira das Regiões Brasileiras: Uma Aplicação do Modelo Gravitacional**. Revista de Economia Contemporânea, v. 13, p. 229-258, 2009.

LINDEMANN, H. **An econometric study of international trade flows**. Amsterdam: North-Holland Publishing Company, 1966.

MORAIS, A. G.; BENDER, S. **Trade Creation and Trade Deviation in Mercosur and NAFTA**. In: XXXIV Encontro Nacional de Economia, 2006, Salvador. XXXIV Encontro Nacional de Economia, 2006.

NEARY, J. P. **Putting the “New” into New Trade Theory: Paul Krugman’s Nobel Memorial Prize in Economics**. The Scandinavian Journal of Economics, n. 111 (2), p. 217-250, 2009.

OHLIN, B. **Interregional and International Trade**. Harvard University Press, Cambridge, 1933.

OREIRO, J. L.; FEIJÓ, C. A. **Desindustrialização: Conceituação, Causas, Efeitos e o Caso Brasileiro**. Revista de Economia Política, v. 30, n. 2, p. 219-232, 2010.

ROBINSON, J. **The Economics of Imperfect Competition**. Macmillan, Londres, 1933.

ROODMAN, D. **Hot to do xtabond2: An introduction to “difference” and “system” GMM in Stata**. Center for Global Development, Working Paper n. 103, dezembro de 2006.

ROWTHORN, R; RAMASWANY, R. **Growth, Trade and Deindustrialization**. IMF Staff Papers, Vol. 46, N.1, 1999.

SAMUELSON, P. A. **The Gains of International Trade Once Again**. The Economic Journal, v. 72, n. 288, p. 820-829, 1962.

SILVA, O. M.; ALMEIDA, F. M. **Uma Estimativa da Contribuição Tarifária para o Efeito-Fronteira no Brasil**. Revista de Economia Aplicada, v. 13, p. 463-474, 2009.

SISTEMA GERENCIADOR DE SÉRIES TEMPORAIS DO BANCO CENTRAL DO BRASIL (SGS/BCB). <https://www3.bcb.gov.br/sgspub/> (acessado em 27/10/2019).

SOUZA, M. J. P.; BURNQUIST, H. L. **Impactos da Facilitação de Comércio: Evidências do Modelo Gravitacional**. Revista de Economia e Sociologia Rural, v. 49, p. 909-940, 2011.

SPENCE, A. M. **Product Selection, Fixed Costs, and Monopolistic Competition**. Review of Economic Studies, n. 43, p. 217-235, 1976.

TINBERGEN, J. **Shaping the World Economy: Suggestions for an International Economic Policy**. Twentieth Century Fund. Nova Iorque, 1962.

TREGENNA, F. **Characterising Deindustrialisation: An Analysis of Changes in Manufacturing Employment and Output Internationally**. Cambridge Journal of Economics, v. 33, n. 3, p. 433-466, 2009.

THE WORLD BANK DATA (Banco Mundial). <http://data.worldbank.org/> (acessado em 25/11/2018).

VASCONCELOS, P. G. **O Impacto da Reforma do PIS/COFINS Sobre a Indústria Brasileira**. Dissertação (Mestrado em Economia) – PIMES/UFPE. Recife, 2017.

VINER, J. **The Customs Union Issue**. New York: Carnegie Endowment for International Peace. Steven & Sons Ltd. Londres, 1950.

## ANEXO I – Lista de Países

1. África do Sul	2. Albânia
3. Alemanha	4. Angola
5. Antigua e Barbuda	6. Arábia Saudita
7. Argentina	8. Armênia
9. Austrália	10. Áustria
11. Azerbaijão	12. Bahamas
13. Bahrein	14. Bangladesh
15. Barbados	16. Belarus
17. Bélgica	18. Belize
19. Benin	20. Bolívia
21. Botsuana	22. Brunei
23. Bulgária	24. Burkina-Faso
25. Burundi	26. Cabo Verde
27. Camarões	28. Camboja
29. Canadá	30. Catar
31. Cazaquistão	32. Chade
33. Chile	34. China
35. Chipre	36. Cingapura
37. Colômbia	38. Comores
39. República Democrática do Congo	40. Congo
41. Coreia do Sul	42. Costa do Marfim
43. Costa Rica	44. Kuwait
45. Croácia	46. Dinamarca
47. Djibuti	48. Dominica
49. Egito	50. El Salvador
51. Equador	52. Eslováquia
53. Eslovênia	54. Espanha
55. Estados Unidos	56. Etiópia
57. Fiji	58. Filipinas
59. Finlândia	60. França
61. Gabão	62. Gâmbia
63. Gana	64. Granada
65. Grécia	66. Guatemala
67. Guiné Equatorial	68. Guiné
69. Guiné Bissau	70. Honduras
71. Hungria	72. Iêmen
73. Índia	74. Indonésia
75. Irã	76. Irlanda
77. Islândia	78. Israel
79. Itália	80. Jamaica
81. Japão	82. Jordânia
83. Letônia	84. Líbano
85. Libéria	86. Lituânia
87. Luxemburgo	88. Macedônia
89. Madagascar	90. Malásia
91. Malawi	92. Mali

93. Malta	94. Marrocos
95. Maurício	96. Mauritânia
97. México	98. Moçambique
99. Namíbia	100. Nepal
101. Níger	102. Nigéria
103. Noruega	104. Nova Zelândia
105. Omã	106. Países Baixos
107. Panamá	108. Paquistão
109. Paraguai	110. Peru
111. Polónia	112. Portugal
113. Quênia	114. Reino Unido
115. República Centro-Africana	116. República Dominicana
117. República Tcheca	118. Romênia
119. Ruanda	120. Rússia
121. Santa Lúcia	122. São Cristóvão e Névis
123. São Vicente e Granadinas	124. Senegal
125. Serra Leoa	126. Síria
127. Sri Lanka	128. Suazilândia
129. Sudão	130. Suécia
131. Suíça	132. Suriname
133. Tailândia	134. Tanzânia
135. Togo	136. Trinidad e Tobago
137. Tunísia	138. Turcomenistão
139. Turquia	140. Ucrânia
141. Uganda	142. Uruguai
143. Uzbequistão	144. Venezuela
145. Vietnã	146. Zâmbia
147. Zimbábue	148. Hong Kong

## ANEXO II – Resultados em Subamostras

### Modelos estáticos

Tabela 9 – Resultados para modelo de painel estático – até 2001

	(1) MQO	(1') IV	(2) EF	(2') EF+IV	(3) PD	(3') PD+IV
e	0,6407*** (0,1171) [0,0000]	0,6508*** (0,0571) [0,0000]	-0,6378 (0,4712) [0,1780]	-0,2078 (0,4085) [0,6117]	-0,2595 (0,3843) [0,5005]	0,1402 (0,3956) [0,7234]
sim	1,1805*** (0,0234) [0,0000]	1,1843*** (0,0230) [0,0000]	0,4849* (0,2555) [0,0597]	0,6334** (0,2696) [0,0202]	0,5616** (0,2158) [0,0102]	0,4851** (0,2207) [0,0295]
Constante	-3,6444*** (0,4268) [0,0000]	-3,5124*** (0,2095) [0,0000]	-10,7720*** (2,3219) [0,0000]	-8,6084*** (2,2088) [0,0001]		
Observações	1.842	1.842	1.842	1.842	1.691	1.691
R <sup>2</sup> Ajustado	66,4%	66,3%	57,5%	64,4%	6,7%	6,0%
R <sup>2</sup> Within			6,8%	7,1%		

#### Testes sobre coeficientes: p-valores

e = sim = 0	0,00%	0,00%	0,33%	0,14%	0,00%	0,05%
e = 1	0,22%	0,00%	0,07%	0,36%	0,13%	3,13%
sim = 1	0,00%	0,00%	4,57%	17,60%	4,40%	2,10%
e = sim = 1	0,00%	0,00%	0,30%	0,99%	0,19%	6,70%

Notas: \*\*\* p<1%, \*\* p<5%, \* p<10%. *Dummies* de tempo foram suprimidas. Nas regressões "IV", as variáveis *e* e *sim* foram substituídas pelas suas versões instrumentadas, substituindo o PIB pela sua projeção em função do estoque de capital e da população. Erros padrões em parênteses e p-valores em colchetes. Todas as variáveis estão em logaritmo. Erros padrões robustos para heterocedasticidade em (1), (1'), (3) e (3') e inclusive para correlação serial em (2) e (2').

Tabela 10 – Resultados para modelo de painel estático – 2002 a 2007

	(1)	(1')	(2)	(2')	(3)	(3')
	MQO	IV	EF	EF+IV	PD	PD+IV
e	0,7250*** (0,1474) [0,0000]	0,7097*** (0,0728) [0,0000]	1,1568*** (0,4169) [0,0062]	0,9542** (0,4486) [0,0351]	0,1324 (0,3692) [0,7204]	-0,2580 (0,2995) [0,3905]
sim	1,0805*** (0,0330) [0,0000]	1,0804*** (0,0303) [0,0000]	0,7703*** (0,2688) [0,0048]	0,4831** (0,2378) [0,0440]	0,6664*** (0,2546) [0,0098]	0,1899 (0,2053) [0,3566]
Constante	-3,1187*** (0,5008) [0,0000]	-3,3294*** (0,2517) [0,0000]	-2,3942 (2,3237) [0,3045]	-4,0834* (2,3291) [0,0816]		
Observações	888	888	888	888	888	888
R <sup>2</sup> Ajustado	64,6%	64,4%	63,8%	62,2%	2,6%	1,8%
R <sup>2</sup> Within			10,6%	8,5%		
<b>Testes sobre coeficientes: p-valores</b>						
e = sim = 0	0,00%	0,00%	1,43%	9,31%	0,43%	20,30%
e = 1	6,25%	0,01%	70,70%	91,90%	2,01%	0,00%
sim = 1	1,50%	0,82%	39,40%	3,13%	19,20%	0,01%
e = sim = 1	3,78%	0,03%	11,60%	0,29%	5,90%	0,00%

Notas: \*\*\* p<1%, \*\* p<5%, \* p<10%. *Dummies* de tempo foram suprimidas. Nas regressões "IV", as variáveis *e* e *sim* foram substituídas pelas suas versões instrumentadas, substituindo o PIB pela sua projeção em função do estoque de capital e da população. Erros padrões em parênteses e p-valores em colchetes. Todas as variáveis estão em logaritmo. Erros padrões robustos para heterocedasticidade em (1), (1'), (3) e (3') e inclusive para correlação serial em (2) e (2').

Tabela 11 – Resultados para modelo de painel estático – 2009 a 2014

	(1)	(1')	(2)	(2')	(3)	(3')
	MQO	IV	EF	EF+IV	PD	PD+IV
e	0,9683*** (0,2189) [0,0000]	0,9946*** (0,1033) [0,0000]	-0,5645 (0,4048) [0,1652]	0,2318 (0,4421) [0,6008]	-0,3004 (0,3482) [0,3896]	-0,5636 (0,5135) [0,2741]
sim	1,0299*** (0,0324) [0,0000]	1,0281*** (0,0323) [0,0000]	0,8391*** (0,2408) [0,0007]	0,2261 (0,2061) [0,2746]	0,6602*** (0,2340) [0,0055]	0,1848 (0,2788) [0,5086]
Constante	-2,6091*** (0,7184) [0,0003]	-2,5732*** (0,2934) [0,0000]	-8,2654*** (1,7802) [0,0000]	-7,8095*** (1,9800) [0,0001]		
Observações	882	882	882	882	882	882
R <sup>2</sup> Ajustado	64,2%	64,4%	61,9%	64,5%	2,0%	0,8%
R <sup>2</sup> Within			4,3%	1,1%		
<b>Testes sobre coeficientes: p-valores</b>						
e = sim = 0	0,00%	0,00%	0,01%	52,50%	0,04%	3,34%
e = 1	88,50%	95,90%	0,02%	8,44%	0,03%	0,28%
sim = 1	35,60%	38,50%	50,50%	0,03%	14,90%	0,40%
e = sim = 1	60,80%	56,60%	0,06%	0,07%	0,10%	0,77%

Notas: \*\*\* p<1%, \*\* p<5%, \* p<10%. *Dummies* de tempo foram suprimidas. Nas regressões "IV", as variáveis *e* e *sim* foram substituídas pelas suas versões instrumentadas, substituindo o PIB pela sua projeção em função do estoque de capital e da população. Erros padrões em parênteses e p-valores em colchetes. Todas as variáveis estão em logaritmo. Erros padrões robustos para heterocedasticidade em (1), (1'), (3) e (3') e inclusive para correlação serial em (2) e (2').

Modelos dinâmicos

Tabela 12 – Resultados para modelo de painel dinâmico – até 2001

	(1) GMM	(1') GMM+IV	(2) GMM- 5def	(2') GMM+IV- 5def	(3) GMM- colapsado	(3') GMM+IV- colapsado
L.y	0,6407*** (0,0561) [0,0000]	0,6524*** (0,0559) [0,0000]	0,6375*** (0,0553) [0,0000]	0,6524*** (0,0545) [0,0000]	0,6379*** (0,0733) [0,0000]	0,6432*** (0,0728) [0,0000]
L2.y	0,0394 (0,0354) [0,2652]	0,0426 (0,0347) [0,2196]	0,0532 (0,0335) [0,1117]	0,0559* (0,0329) [0,0896]	-0,0131 (0,0450) [0,7706]	-0,0139 (0,0449) [0,7564]
E	0,0994 (0,0833) [0,2328]	0,1152 (0,0792) [0,1461]	0,0864 (0,0786) [0,2713]	0,0978 (0,0726) [0,1779]	0,1915** (0,0929) [0,0393]	0,2038** (0,0903) [0,0241]
Sim	0,3822*** (0,0695) [0,0000]	0,3618*** (0,0669) [0,0000]	0,3695*** (0,0672) [0,0000]	0,3487*** (0,0645) [0,0000]	0,4459*** (0,1160) [0,0001]	0,4408*** (0,1172) [0,0002]
Constante	- 1,6892*** (0,3437) [0,0000]	- 1,6327*** (0,3527) [0,0000]	- 1,6775*** (0,3215) [0,0000]	- 1,5957*** (0,3246) [0,0000]	- -1,6760*** (0,4124) [0,0000]	- -1,6684*** (0,4213) [0,0001]
e (longo prazo)	0,3109 (0,2488) [0,2115]	0,3775 (0,2469) [0,1262]	0,2795 (0,2427) [0,2495]	0,3352 (0,2378) [0,1587]	0,5104** (0,2021) [0,0116]	0,5497*** (0,1918) [0,0042]
sim (longo prazo)	1,1949*** (0,0743) [0,0000]	1,1860*** (0,0768) [0,0000]	1,1948*** (0,0813) [0,0000]	1,1952*** (0,0883) [0,0000]	1,1885*** (0,0778) [0,0000]	1,1890*** (0,0777) [0,0000]
Observações	1.541	1.541	1.541	1.541	1.541	1.541
Instrumentos	89	89	68	68	25	25

Notas: \*\*\* p<1%, \*\* p<5%, \* p<10%. *Dummies* de tempo foram suprimidas. Nas regressões “IV”, as variáveis *e* e *sim* foram substituídas pelas suas versões instrumentadas, substituindo o PIB pela sua projeção em função do estoque de capital e da população. Erros padrões em parênteses e p-valores em colchetes. Todas as variáveis estão em logaritmo. Erros padrões robustos para heterocedasticidade e correlação serial. Erros padrões para coeficientes de longo prazo obtidos pelo método delta.



Tabela 13 – Testes para modelo de painel dinâmico – até 2001

<b>Testes de especificação</b>	<b>(1)</b>	<b>(1')</b>	<b>(2)</b>	<b>(2')</b>	<b>(3)</b>	<b>(3')</b>
	<b>GMM</b>	<b>GMM+IV</b>	<b>GMM-5def</b>	<b>GMM+IV-5def</b>	<b>GMM-colapsado</b>	<b>GMM+IV-colapsado</b>
Teste AB-AR1	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%
Teste AB-AR2	35,90%	26,50%	26,10%	18,90%	76,10%	61,10%
Teste de Hansen	43,20%	38,70%	29,80%	29,40%	41,30%	42,70%

**Testes sobre coeficientes de curto prazo: p-valores**

e = sim =0	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,06%	0,08%
e = 1	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%
sim = 1	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%
e = sim = 1	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%

**Testes sobre coeficientes de longo prazo: p-valores**

e = sim =0	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%
e = 1	0,56%	1,17%	0,30%	0,52%	1,54%	1,89%
sim = 1	0,88%	1,54%	1,65%	2,72%	1,55%	1,50%
e = sim = 1	0,61%	1,49%	0,54%	1,17%	1,94%	2,15%

Tabela 14 – Resultados para modelo de painel dinâmico – 2002 a 2007

	(1)	(1')	(2)	(2')	(3)	(3')
	GMM	GMM+IV	GMM-5def	GMM+IV-5def	GMM-colapsado	GMM+IV-colapsado
L.y	0,4958*** (0,0624) [0,0000]	0,5114*** (0,0605) [0,0000]	0,5360*** (0,0691) [0,0000]	0,5432*** (0,0673) [0,0000]	0,5516*** (0,0873) [0,0000]	0,5655*** (0,0840) [0,0000]
L2.y	0,1212 (0,0751) [0,1067]	0,1285* (0,0738) [0,0818]	0,1392* (0,0724) [0,0546]	0,1441** (0,0714) [0,0436]	0,1656*** (0,0584) [0,0046]	0,1708*** (0,0570) [0,0027]
E	0,2498*** (0,0896) [0,0053]	0,2159*** (0,0811) [0,0078]	0,1865** (0,0892) [0,0366]	0,1637** (0,0826) [0,0475]	0,1432 (0,1142) [0,2100]	0,1189 (0,1064) [0,2638]
Sim	0,3928*** (0,0826) [0,0000]	0,3689*** (0,0771) [0,0000]	0,3237*** (0,0993) [0,0011]	0,3115*** (0,0939) [0,0009]	0,2782** (0,1291) [0,0311]	0,2580** (0,1228) [0,0357]
Constante	- 1,2632*** (0,2801) [0,0000]	- 1,2599*** (0,2845) [0,0000]	- 1,1297*** (0,3387) [0,0009]	- -1,1423*** (0,3394) [0,0008]	- -1,0396** (0,4182) [0,0129]	- -1,0145** (0,4198) [0,0157]
e (longo prazo)	0,6522*** (0,1559) [0,0000]	0,5995*** (0,1622) [0,0002]	0,5742*** (0,1861) [0,0020]	0,5237*** (0,1910) [0,0061]	0,5064* (0,2749) [0,0655]	0,4508 (0,2931) [0,1240]
sim (longo prazo)	1,0254*** (0,0690) [0,0000]	1,0244*** (0,0689) [0,0000]	0,9968*** (0,0835) [0,0000]	0,9963*** (0,0827) [0,0000]	0,9836*** (0,1144) [0,0000]	0,9784*** (0,1199) [0,0000]
Observações	888	888	888	888	888	888
Instrumentos	99	99	42	42	24	24

Notas: \*\*\* p<1%, \*\* p<5%, \* p<10%. *Dummies* de tempo foram suprimidas. Nas regressões “IV”, as variáveis *e* e *sim* foram substituídas pelas suas versões instrumentadas, substituindo o PIB pela sua projeção em função do estoque de capital e da população. Erros padrões em parênteses e p-valores em colchetes. Todas as variáveis estão em logaritmo. Erros padrões robustos para heterocedasticidade e correlação serial. Erros padrões para coeficientes de longo prazo obtidos pelo método delta.

Tabela 15 – Testes para modelo de painel dinâmico – 2002 a 2007

<b>Testes de especificação</b>	<b>(1)</b>	<b>(1')</b>	<b>(2)</b>	<b>(2')</b>	<b>(3)</b>	<b>(3')</b>
	<b>GMM</b>	<b>GMM+IV</b>	<b>GMM-5def</b>	<b>GMM+IV-5def</b>	<b>GMM-colapsado</b>	<b>GMM+IV-colapsado</b>
Teste AB-AR1	0,29%	0,28%	0,19%	0,20%	0,13%	0,13%
Teste AB-AR2	17,30%	14,90%	12,40%	10,90%	2,97%	2,60%
Teste de Hansen	33,50%	32,30%	8,48%	8,34%	17,50%	18,30%

**Testes sobre coeficientes de curto prazo: p-valores**

e = sim = 0	0,00%	0,00%	0,49%	0,41%	9,20%	10,40%
e = 1	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%
sim = 1	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%
e = sim = 1	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%

**Testes sobre coeficientes de longo prazo: p-valores**

e = sim = 0	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%
e = 1	2,56%	1,35%	2,21%	1,27%	7,26%	6,10%
sim = 1	71,30%	72,30%	96,90%	96,40%	88,60%	85,70%
e = sim = 1	7,25%	3,88%	4,37%	2,45%	17,40%	14,70%

Tabela 16 – Resultados para modelo de painel dinâmico – 2002 a 2007

	(1)	(1')	(2)	(2')	(3)	(3')
	GMM	GMM+IV	GMM-5def	GMM+IV-5def	GMM-colapsado	GMM+IV-colapsado
L.y	0,6891*** (0,0531) [0,0000]	0,6902*** (0,0522) [0,0000]	0,6962*** (0,0642) [0,0000]	0,7012*** (0,0618) [0,0000]	0,5299*** (0,1371) [0,0001]	0,5749*** (0,1114) [0,0000]
L2.y	0,1252** (0,0562) [0,0259]	0,1268** (0,0562) [0,0241]	0,1755*** (0,0583) [0,0026]	0,1820*** (0,0577) [0,0016]	0,0274 (0,0796) [0,7306]	0,0325 (0,0758) [0,6685]
E	0,1998*** (0,0713) [0,0051]	0,1827*** (0,0688) [0,0079]	0,1509** (0,0730) [0,0388]	0,1220* (0,0735) [0,0967]	0,2637** (0,1221) [0,0308]	0,2289** (0,1152) [0,0469]
Sim	0,1991*** (0,0560) [0,0004]	0,1965*** (0,0531) [0,0002]	0,1364** (0,0682) [0,0455]	0,1252* (0,0641) [0,0508]	0,4965** (0,2129) [0,0197]	0,4395** (0,1747) [0,0119]
Constante	-0,4254** (0,2107) [0,0435]	-0,4639** (0,1892) [0,0142]	-0,2801 (0,2330) [0,2292]	-0,3055 (0,2045) [0,1352]	-1,5650* (0,8307) [0,0596]	-1,3957** (0,7115) [0,0498]
e (longo prazo)	1,0761*** (0,2814) [0,0001]	0,9983*** (0,2532) [0,0001]	1,1762*** (0,4049) [0,0037]	1,0452*** (0,3825) [0,0063]	0,5957*** (0,2275) [0,0088]	0,5831** (0,2683) [0,0297]
sim (longo prazo)	1,0724*** (0,0798) [0,0000]	1,0738*** (0,0816) [0,0000]	1,0629*** (0,1046) [0,0000]	1,0724*** (0,1136) [0,0000]	1,1216*** (0,0881) [0,0000]	1,1196*** (0,0974) [0,0000]
Observações	882	882	882	882	882	882
Instrumentos	141	141	42	42	31	31

Notas: \*\*\* p<1%, \*\* p<5%, \* p<10%. *Dummies* de tempo foram suprimidas. Nas regressões “IV”, as variáveis *e* e *sim* foram substituídas pelas suas versões instrumentadas, substituindo o PIB pela sua projeção em função do estoque de capital e da população. Erros padrões em parênteses e p-valores em colchetes. Todas as variáveis estão em logaritmo. Erros padrões robustos para heterocedasticidade e correlação serial. Erros padrões para coeficientes de longo prazo obtidos pelo método delta.

Tabela 17 – Testes para modelo de painel dinâmico – 2009 a 2014

<b>Testes de especificação</b>	<b>(1)</b>	<b>(1')</b>	<b>(2)</b>	<b>(2')</b>	<b>(3)</b>	<b>(3')</b>
	<b>GMM</b>	<b>GMM+IV</b>	<b>GMM-5def</b>	<b>GMM+IV-5def</b>	<b>GMM-colapsado</b>	<b>GMM+IV-colapsado</b>
Teste AB-AR1	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%
Teste AB-AR2	93,00%	96,50%	61,30%	54,90%	43,40%	42,10%
Teste de Hansen	33,60%	35,20%	4,18%	4,16%	20,70%	11,10%

**Testes sobre coeficientes de curto prazo:  
p-valores**

e = sim = 0	0,12%	0,10%	8,57%	13,90%	3,79%	2,28%
e = 1	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%
sim = 1	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	1,80%	0,13%
e = sim = 1	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%

**Testes sobre coeficientes de longo prazo:  
p-valores**

e = sim = 0	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%
e = 1	78,70%	99,50%	66,30%	90,60%	7,55%	12,00%
sim = 1	36,50%	36,60%	54,80%	52,40%	16,70%	21,90%
e = sim = 1	49,40%	59,30%	65,20%	74,40%	17,00%	25,90%