

A Alta nos Preços de *Commodities* nos Anos 2000 Contribuiu para as Exportações Brasileiras de Manufaturados? Uma Avaliação Empírica para Parceiros Selecionados

Sabrina Monique Schenato Bredow¹, Marcos Tadeu Caputi Lélis², Luciane Franke³, André Moreira Cunha⁴.

46° Encontro Nacional de Economia – ANPEC 2018

Área 7 – Economia Internacional

Resumo: O presente trabalho tem por objetivo central identificar em que medida o crescimento na renda dos parceiros comerciais do Brasil, que também se beneficiaram da alta nos preços das *commodities* nos anos 2000, criou espaço para estimular as exportações de bens industrializados produzidos no país. Parte-se da hipótese de que há uma relação positiva entre as exportações brasileiras de manufaturados e a variação da renda dos parceiros que se origina no maior dinamismo das suas exportações de produtos primários e intensivos em recursos naturais. Do ponto de vista metodológico, o exercício empírico realizado empregou um modelo estatístico hierárquico de dois estágios, em que se parte de uma estrutura de dados em painel para, então, estimar-se um modelo de dados de corte. Até onde é do nosso conhecimento, tal estratégia não foi empregada em trabalhos que já se dedicaram ao estudo do comportamento das exportações de manufaturados brasileiros nos anos 2000, especialmente em sua relação com o *boom* econômico gerado pelo super-ciclo de alta das *commodities*.

Palavras-Chave: Exportações de Manufaturas; Preços das *Commodities*; Brasil;

Abstract: This paper discusses the implications of the super cycle of commodities prices on the Brazilian exports of manufactured goods from 2001 to 2015. We assume that the Brazilian trade partners, which produce and export natural resources, increased their imports capacity due to the incremental income generated through a surge in commodities' export. In order to achieve our main goal, we estimate a two stages hierarchical model. To the best of our knowledge, this empirical strategy has not been used before.

Key Words: Manufactured Exports; Commodities Prices; Brazil.

Área de submissão: Área 7 - Economia Internacional.

Classificação JEL: F14; F44; O14

¹ Doutoranda em Economia do Desenvolvimento pelo Programa de Pós-Graduação em Economia da UFRGS. E-mail: sabrinabredow@gmail.com.

² Professor no Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade do Vale do Rio dos Sinos (Unisinos). E-mail: mcaputi@uol.com.br.

³ Mestra em Economia pelo Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade do Vale do Rio dos Sinos (Unisinos). E-mail: Luciane.franke@hotmail.com.

⁴ Professor no Programa de Pós-Graduação em Economia da UFRGS e Pesquisador do CNPq. E-mail: andre.cunha@ufrgs.br.

A Alta nos Preços de *Commodities* nos Anos 2000 Contribuiu para as Exportações Brasileiras de Manufaturados? Uma Avaliação Empírica para Parceiros Selecionados

Introdução

Durante boa parte das duas primeiras décadas do século XXI, em contraste com o padrão observado nos anos 1980 e 1990, os preços das *commodities* – agrícolas, minerais e energéticas – experimentaram alta expressiva, o que levou a literatura especializada a caracterizar a existência de um “super-ciclo” (Sinnot et al., 2010; IMF, 2015; Fernandez *et al.*, 2015; Alberola-Ila *et al.*, 2016; World Bank, 2008 e 2016; Unctad, 2017). Esse seria o resultado da combinação de diversos fatores, com destaque para: a expansão na demanda global derivada do intenso processo de urbanização e de crescimento na renda em países emergentes, principalmente a China; a escassez de investimentos na produção e distribuição de alguns bens primários, como no caso de petróleo e derivados; a “financeirização” dos seus preços, dada a maior exposição de investidores a contratos de derivativos associados a *commodities* diversas, em um contexto de crescimento exponencial da liquidez global.

Por sua vez, essa mesma literatura sugere que o choque positivo nos termos de intercâmbio derivado daquele super-ciclo estaria no cerne explicativo do bom desempenho macroeconômico e social nos países produtores e exportadores de *commodities*. Nos anos 2000, pelo menos até meados de 2013, houve, de forma disseminada, a combinação pouco usual de aceleração no ritmo de crescimento econômico, melhoria nas contas públicas e nos resultados do balanço de pagamentos, diminuição da pobreza monetária e avanços em diversos indicadores de desenvolvimento humano, em áreas como educação, saúde etc. Aparentemente, o maior dinamismo econômico aliviou as restrições – externa e fiscal – típicas e pervasivas nos países emergentes e em desenvolvimento, o que permitiu a ampliação de investimentos em infraestrutura física e social. Tal realidade foi parcialmente interrompida em 2008 e 2009, tendo em vista os efeitos da crise financeira global e, a partir de 2014, possivelmente revertida com a queda, também intensa, nos preços das *commodities*.

É a partir desse pano de fundo que o presente trabalho se debruça sobre alguns dos efeitos desse ambiente favorável sobre as exportações brasileiras. Há pelo menos dois canais através dos quais choques favoráveis nos termos de intercâmbio associados àquela alta poderiam se transmitir às vendas externas de mercadorias: um *direto*, dado o aumento dos preços e do *quantum* exportado de *commodities*; e outro *indireto*, dado o incremento das exportações de bens manufaturados para economias produtoras e exportadoras de recursos naturais. O estudo aqui proposto centra sua atenção neste segundo canal. Seu objetivo central é o de identificar em que medida o crescimento na renda dos parceiros comerciais do Brasil, que também se beneficiaram da alta nos preços das *commodities*, criou espaço para estimular as exportações de bens industrializados produzidos no país. Parte-se da hipótese de que há uma relação positiva entre as exportações brasileiras de manufaturados e a variação da renda dos parceiros que se origina no maior dinamismo das suas exportações de produtos primários e intensivos em recursos naturais.

Para testar tal hipótese e avançar na elucidação do objetivo estabelecido foram selecionados cinquenta e um países de destino das exportações de manufaturados brasileiros. Durante o período analisado, de 2001 a 2015, aqueles absorveram, em média, 1/3 das manufaturas brasileiras vendidas nos mercados internacionais. Tal amostra contém países da África e da América Latina que se caracterizam pela produção e a exportações de recursos naturais. Para capturar o efeito-renda direto derivado do ciclo da alta nos preços das *commodities* tomou-se por *proxy* o valor das exportações de produtos primários e intensivos em recursos naturais, conforme a classificação de Pavitt (1984). Do ponto de vista metodológico, o exercício empírico realizado empregou um modelo estatístico hierárquico de dois estágios, em que se parte de uma estrutura de dados em painel para, então, estimar-se um modelo de dados de corte. Até onde é do nosso conhecimento, tal estratégia não foi empregada em trabalhos que já se dedicaram ao estudo do comportamento das exportações de manufaturados brasileiros nos anos 2000, especialmente em sua relação com o *boom* econômico gerado pelo super-

ciclo de alta das *commodities* (Castilho e Luporini, 2010; Bastos, 2012; Hiratuka *et al.*, 2012; Jenkins, 2014; Medeiros e Cintra, 2015; Cepal, 2017; Lélis *et al.*, 2018, Yue, 2018).

Além dessa breve Introdução, o trabalho está estruturado em três seções adicionais: parte-se de uma revisão da literatura prévia (seção 2) para, então, apresentar o exercício econométrico que traz a sua contribuição à literatura em tela (seção 3). As considerações finais retomam os resultados principais e avaliam algumas de suas implicações analíticas e normativas.

2 O Ciclo de Alta dos Preços das *Commodities* e as exportações de industrializados brasileiros: uma breve revisão da literatura.

O recente ciclo de alta dos preços das *commodities* impactou, positivamente, os termos de troca dos países exportadores líquidos de tais produtos (World Bank, 2008 e 2016; Unctad, 2017; Cepal, 2017). Ainda que esse fator não seja condição suficiente para reduzir a exposição dessas economias aos problemas causados pela estrutura desfavorável de elasticidades preço e renda da demanda⁵, descrita pelos trabalhos de Prebisch (1950) e Singer (1950), a significativa elevação dos preços das *commodities* e das receitas auferidas em dólar pode atenuar ou mesmo anular, ainda que temporariamente, as pressões negativas sobre o balanço de pagamentos desses países, que decorrem do incremento da renda e conseqüente aumento mais que proporcional da demanda por bens industrializados importados. Nesse contexto, países com estrutura produtiva concentrada em bens primários, em sua maioria situados na América Latina (AL) e África, vivenciaram, nos anos 2000, uma oportunidade ímpar de acelerar o crescimento econômico sem, contudo, enfrentar os típicos problemas de restrições externas.

É bem verdade que o crescimento da renda e do mercado interno dos países exportadores de *commodities* foi influenciado não só pelos preços desses produtos, mas principalmente pelas políticas econômicas adotadas⁶ a partir do início do ciclo de alta destes preços. Assim, enquanto as políticas econômicas impulsionaram o crescimento da demanda agregada, a elevação dos preços das *commodities*⁷ e a melhora nos termos de troca foram fundamentais para viabilizar esse crescimento de modo compatível com o equilíbrio no balanço de pagamentos, o que resultou em: ampliação do emprego e crescimento da renda; elevação dos investimentos produtivos; melhora das condições de solvência e de liquidez externa, via incremento no influxo de divisas proveniente, não só das exportações, mas também dos investimentos diretos e de portfólio; redução das vulnerabilidades fiscais dos países; entre outros (World Bank, 2008; Sinnot *et al.*, 2010; IMF, 2015).

⁵ A literatura que se segue aos *insights* semanais de Prebisch e Singer é vasta e diversificada em termos de evidências empíricas (Sinnot *et al.*, 2010; Unctad, 2017). Está longe de pacificada a discussão empírica sobre a existência ou não de uma tendência declinante nos termos de intercâmbio, bem como as implicações normativas de tal fenômeno. Por outro lado, há maior convergência quanto aos resultados sobre a elevada volatilidade nos preços das *commodities*. Ademais, em modelos de crescimento com restrição do balanço de pagamentos, à la Thirlwall, mesmo desconsiderando-se a tendência de declínio nos preços das *commodities*, a estrutura de elasticidade renda da demanda por bens primários e por manufaturados, por si só impede a convergência entre o crescimento econômico compatível com a restrição externa dos países exportadores de *commodities* em relação aos exportadores de bens manufaturados (Nassif *et al.*, 2015; Cimoli e Porcile, 2014; Silveira *et al.*, 2017). Com um referencial distinto, Gruss (2014) e IMF (2015) mostram que países que se especializam na produção e exportação de recursos naturais crescem menos no longo prazo.

⁶ Ver, dentre outros, Bastos (2011, 2012), Castilho e Luporini (2010), Medeiros e Cintra (2015), Serrano (2013), World Bank (2008 e 2016) e Unctad (2017). Como apontado por Black (2015), não existe automatismo entre a variação dos preços das *commodities* e o crescimento econômico, sendo fundamental o fortalecimento dos canais de transmissão para que as condições externas favoráveis sejam devidamente aproveitadas e conduzam a economia rumo à aceleração do crescimento econômico de modo sustentável. Especialmente em relação à AL, Bastos (2011) defende que o contexto político observado na região, durante o *boom* dos preços das *commodities*, foi fundamental para acelerar o crescimento econômico dos países. Em suma, a aversão ao plano liberalizante proposto pelos países desenvolvidos foi acompanhada pelo retorno do nacionalismo econômico como matriz de políticas e pelo surgimento de um incipiente regionalismo pós-liberal entre os países da AL, movimento impulsionado pela chamada “onda rosa” (caracterizada pela eleição de governos de esquerda na maioria dos países). Esta onda marcou uma mudança econômica fundamental destes países, que passaram a direcionar políticas rumo a reduções das fragilidades externas, ao crescimento econômico e a redistribuição de renda na região.

⁷ Detalhes em Serrano (2013) e Unctad (2017).

Na AL, essa conjuntura favoreceu o aprofundamento da integração comercial entre os países da região (Cepal, 2017). As condições externas favoráveis e a elevada rentabilidade do setor primário exportador, somada, fundamentalmente, com políticas econômicas orientadas para o crescimento do mercado interno e distribuição de renda desempenharam papel fundamental nesse processo (IMF, 2015; World Bank, 2016). Nessa quadra histórica, o Brasil exerceu importante influência diplomática e acabou sendo um dos grandes beneficiados do *boom* econômico (Bastos, 2011; Alberola-Ila *et al.*, 2016; World Bank, 2016). Durante o super-ciclo de alta dos preços das *commodities*, constatou-se que a AL como um todo depende das exportações destes bens para financiar as suas importações intrarregionais de bens manufaturados, os quais, pelo menos em parte, foram exportados pelo Brasil, que passou a acumular grandes superávits comerciais na região. Assim, Bastos (2012) e Castilho e Luporini (2010) indicam que o Brasil pode ter se beneficiado duplamente do ciclo de alta dos preços das *commodities*, via efeitos diretos e indiretos deste ciclo sobre as exportações do país. Os efeitos diretos ocorreram pelo aumento do *quantum* e dos preços das *commodities* exportadas pelo Brasil. Já os efeitos indiretos ocorreram via aumento do *quantum* exportado de bens industriais aos países exportadores de *commodities*.

Em termos de estrutura produtiva, as vantagens competitivas industriais acumuladas pelo Brasil em relação às demais economias em desenvolvimento, especialmente entre os países latino-americanos e africanos, explicam a capacidade do Brasil aproveitar a conjuntura externa favorável para também expandir as exportações de bens industrializados. Apesar das dificuldades enfrentadas pelo país nos anos 1980, período marcado pela forte retração do mercado interno e ruptura do processo de Substituição de Importações⁸ em resposta a crise da dívida externa, e nos anos 1990, quando houve uma massiva entrada de capitais externos, forte crescimento das importações e uma contínua atrofia do setor industrial exportador, o país permaneceu em posição diferenciada na AL, com diversos setores econômicos relativamente mais desenvolvidos, tanto em termos de escala quanto de produtividade (Medeiros e Serrano, 2001; Carvalho e Kupfer, 2011; Naudé *et al.*, 2016; Hiratuka e Sarti, 2017). Como resultado, apesar da grande parcela das exportações concentrada em bens primários, o país possui elevado nível de diversificação industrial, com estrutura produtiva tecnologicamente mais complexa do que a observada em seus parceiros comerciais da região, especialmente na indústria de transformação (Panariello, 2007; Castilho e Luporini, 2010, Ferraz e Marques, 2014; Unido, 2015; Cepal, 2017).

Assim, principalmente no período entre 2003 e 2008, o Brasil se afirmou como um grande exportador de *commodities* para a China e como um importante fornecedor regional de bens industrializados. Ainda que considerações importantes devam ser feitas a respeito da evolução competitiva do Brasil nos mercados latino-americano e africano, especialmente frente à crescente concorrência com os produtos industrializados de origem asiática, notadamente chinesa, a qual foi acirrada no período pós-crise financeira internacional em resposta à queda na demanda dos países desenvolvidos e a consequente busca chinesa por mercados emergentes que pudessem sustentar o dinamismo de suas exportações (Lélis *et al.*, 2012; Silva e Hidalgo, 2012; Black, 2015; Hiratuka e Sarti, 2017). Apesar das pressões competitivas e da perda de espaço de alguns setores da indústria brasileira no mercado regional, as relações comerciais consolidadas entre o Brasil e os parceiros comerciais intensivos na exportação de recursos naturais pode explicar o aumento das exportações de manufaturados para a AL, durante o período de *boom* dos preços das *commodities* e de melhora dos termos de troca.

As análises de Black (2015), World Bank (2016), Cepal (2017), Unctad (2017), dentre outras, sugerem, portanto, que o crescimento do *quantum* exportado de manufaturados para esses países é

⁸ Para Medeiros e Serrano (2001), a posição favorável dos preços das *commodities* em relação aos produtos industriais, a elevada liquidez internacional e as políticas públicas ativas possibilitaram, durante os anos 1970, um aprofundamento do processo de substituição de importações. Os resultados imediatos foram verificados na extensão e diversificação do parque industrial brasileiro, que passou a ocupar posição de destaque na indústria das economias em desenvolvimento, possibilitando, inclusive, o crescimento das exportações de manufaturados pelo país.

um possível canal de transmissão⁹ através dos quais o recente ciclo de alta dos preços das commodities pode ter impactado positivamente o crescimento econômico brasileiro. A dinâmica de funcionamento desse canal está atrelada, fundamentalmente, ao incremento dos preços nominais das commodities e a melhora dos termos de troca dos países exportadores de tais produtos, variáveis que impactam, respectivamente, a renda dos parceiros comerciais do Brasil e a sua capacidade de importar manufaturados para atender à expansão da demanda agregada. Em decorrência do aumento dos preços absolutos e relativos das *commodities*, os países da AL observaram uma melhora nos seus termos de troca, sendo esta mudança tão maior quanto mais concentrada estiveram suas pautas de exportação e importação em commodities e manufaturados, respectivamente.

Dados esse contexto mais geral e o objetivo central do presente trabalho, na sequência são apresentados estudos que contribuíram para explicar quais são os determinantes das exportações brasileiras nos anos 2000. O foco dessa revisão não exaustiva é sobre a literatura que aborda os possíveis canais de transmissão entre a elevação dos preços das *commodities* e a trajetória das exportações de industrializados do País. Como ponto de partida, conta-se que as investigações são conduzidas através de variados pontos de vista e marcos teóricos, abrangendo aspectos micro ou macroeconômicos, ligadas à oferta e/ou demanda por exportações, a partir de dados setoriais ou agregados, bem como, recentemente, são crescentes as preocupações em relação à posição competitiva das exportações brasileiras de bens industrializados, especialmente em mercados onde o Brasil apresentava vantagens e que, principalmente após a crise financeira de 2008, passaram a ser alvo de disputa mais acentuada pelos chineses¹⁰.

Com o objetivo central de dimensionar o impacto da taxa de câmbio sobre as exportações e importações brasileiras no período entre 1996 e 2012, especificamente no primeiro caso, Carneiro (2014) estimou as elasticidades das exportações brasileiras através de dois tipos de modelos, o primeiro incorpora simultaneamente variáveis ligadas à oferta e demanda por exportações, analisados através de testes de cointegração, e o segundo com estimações separadas das funções de demanda e de oferta por exportações, através de um modelo uniequacional, ainda que sob o risco de incorrer em viés de estimação dos parâmetros. Além de analisar os determinantes das exportações agregadas, os autores estimaram os modelos com a variável dependente do quantum exportado segundo as categorias de bens básicos, semimanufaturados e manufaturados. Neste caso, as seguintes variáveis explicativas foram utilizadas: índice de salário médio da indústria (*proxy* de custos); importações totais mundiais (*proxy* para a renda externa); preços relativos das exportações, resultado da divisão entre índice de preços das exportações brasileiras e das importações mundiais; preço de oferta das exportações, resultado da divisão entre o índice de preços das exportações brasileiras denominado em reais pelo índice IPCA-Comercializáveis; índice de produção industrial, no caso das estimações para bens manufaturados (*proxy* para capacidade instalada), e nível de utilização da capacidade instalada, para os demais casos; taxa Libor (*proxy* para o custo financeiro); variáveis *dummy* para controlar os efeitos máxidesvalorização do real em 1999, das eleições de 2002 e da quebra do banco Lehmann Brothers, em 2008.

De modo geral, no curto e no longo prazo, os resultados para as exportações agregadas mostram respostas substancialmente maiores em relação à renda externa (parâmetro entre 1,024 e 1,049), com a elasticidade preço da demanda apresentando resultado mais inelástico (-0,3) e, quanto aos aspectos relacionados à oferta, estes se mostraram pouco significativos. Os resultados se assemelham aos encontrados para os grupos de bens semimanufaturados e manufaturados, com exceção deste último, onde a variação nos preços relativos também mostrou elevado potencial para influenciar a demanda por exportações brasileiras. Em suma, os principais parâmetros

⁹ Black (2015) sugere haver cinco canais: (1) efeito-preço nas exportações de commodities; (2) efeito-quantum nas exportações de manufaturados para os países exportadores de commodities; (3) ampliação do emprego no setor de commodities; (4) possibilidade de expandir as importações para atender a demanda doméstica; (5) elevação das receitas fiscais.

¹⁰ Ver Silva e Hidalgo (2012) para uma análise a respeito da concorrência chinesa no mercado sul-africano. Franke (2018) para uma investigação do impacto chinês nas exportações de conteúdo tecnológico do Brasil, México, Chile e Argentina. Lélis *et al.* (2012) e Pereira (2014) sobre o deslocamento das exportações brasileiras na América Latina causado pela inserção chinesa no mercado regional.

estatisticamente significativos dos diversos modelos estimados são: para os semimanufaturados, elasticidade renda entre 0,409 e 0,817, porém com maior potencial de influenciar as exportações do que as demais variáveis, especialmente no curto prazo; para os manufaturados, elasticidade renda entre 1,153 e 2,159 e elasticidade preço da demanda entre -0,93 e -1,819.

Com uso de ferramenta econométrica semelhante, Castilho e Luporini (2010) investigam a importância da elasticidade renda das exportações setoriais brasileiras por país de destino, incluindo parceiros comerciais da América Latina: Argentina, Chile e México. A pesquisa abrange os anos entre 1986 e 2007, com a utilização de um modelo de equações uniequacionais de defasagens distribuídas. As seguintes variáveis foram utilizadas: índices de quantum e de preços das exportações brasileiras, segundo setor de atividade; preços relativos dos produtos exportados; PIB do país destino; taxa de câmbio real brasileira em relação à moeda do mercado destino das exportações e; utilização da capacidade instalada do Brasil. Os resultados indicam que as exportações brasileiras de produtos industrializados são mais sensíveis às condições de demanda, principalmente em relação às mudanças na renda dos países vizinhos da América Latina, notadamente na Argentina. Com base nos testes de cointegração realizados para o comércio regional brasileiro, esse estudo aponta que as exportações brasileiras de produtos manufaturados possuem uma relação de longo prazo com as condições econômicas internas dos países, as quais, como um todo, incluindo o Brasil, dependem do ciclo de alta dos preços das *commodities* para impulsionar o crescimento econômico.

Ainda que sem o foco regional, porém com resultados que permitem comparar o peso das mudanças nos preços e na renda sobre a demanda por exportações brasileiras de produtos industrializados, Kawamoto et al. (2013) sugerem que, entre os anos de 2003 e 2010, estas exportações apresentaram maior sensibilidade às variações na renda externa do que nos preços. Outro resultado interessante é a relação negativa e aparentemente espúria entre a quantidade exportada destes bens e a taxa de câmbio. O estudo foi conduzido com painel de dados, fazendo uso de diversos estimadores e testando a importância dos possíveis efeitos dinâmicos, os quais se mostraram robustos com a utilização do estimador LSDVC, apontando que um aumento de 10% nas exportações de hoje leva a um incremento de 6,1% nas exportações no momento seguinte. As variáveis dependentes são os índices de quantum exportado por 20 setores da indústria de transformação. Dentre as variáveis explicativas, a renda externa foi aproximada através dos índices de produção industrial dos Estados Unidos, Japão, Canadá, México, Reino Unido, França, Itália e Coreia do Sul, cuja composição foi ponderada pela participação destes países nas exportações brasileiras de produtos industriais.

Com o objetivo central de verificar se o crescimento econômico do Brasil é restrito pelo balanço de pagamentos, dentre as estimações realizadas por Lélis et al. (2018), a função demanda por exportações aponta para uma elevada sensibilidade das vendas externas totais em relação à renda mundial e às flutuações nos preços das *commodities*, entre os anos de 1995 e 2013. Por outro lado, a taxa de câmbio real apresentou resultado espúrio. Dentre as importantes contribuições apresentadas pelo estudo, destacamos o uso das variáveis explicativas de índice geral dos preços das *commodities* e da renda mundial, estimada a partir da soma do PIB de 46 países que juntos respondem por 90% do PIB mundial. Esse trabalho utilizou os modelos VAR/VEC e estrutural em formato de estado de espaço, sendo este último aplicado especificamente ao período estimado para o ciclo de alta dos preços das *commodities* (entre 2001 e 2013).

Dentre os trabalhos analisados, o de Hiratuka *et al.* (2012) está mais alinhado, em diversos aspectos, a investigação proposta aqui. Esse estudo trata dos efeitos da ascensão chinesa no comércio da América Latina no período entre os anos 2000 e 2009. Além de investigar o possível efeito deslocamento causado pela crescente concorrência chinesa no comércio regional de bens industrializados, os autores estimam o impacto do aumento das exportações regionais de *commodities* para a China sobre o comércio setorial intra-regional dos países que formam a Associação Latino-Americana de Integração (Aladi). O chamado “efeito-demanda” é investigado através de um modelo gravitacional, onde as importações setoriais do país *i*, provenientes do país *j* integrante da Aladi, são explicadas pelas exportações agregadas do país *i* para a China e pelo PIB e PIB per capita do país *i*. O controle da possível endogeneidade entre as exportações do país *i* para a China e as variáveis relacionadas ao PIB é realizado através das tradicionais variáveis independentes utilizadas em

modelos deste tipo, como a distância geográfica entre a China e o país *i*. Outro problema contornado pelo estudo foi a presença de valores nulos de comércio setorial, que foram substituídos por valor próximo de zero (0,0001). Os resultados apresentados mostram que o comércio intra-regional de bens industrializados foi, de modo geral, beneficiado pelo aumento das exportações regionais de *commodities* para a China, sendo que o Brasil se mostrou como o maior beneficiado por este efeito-demanda.

Em suma, o conjunto de trabalhos apresentados investiga a sensibilidade das exportações brasileiras em relação às variações de preços e renda, dando subsídios empíricos para a hipótese de que a renda externa e, possivelmente, dos parceiros comerciais regionais do Brasil pode ter exercido papel preponderante na determinação das exportações de manufaturados do País, durante o ciclo de alta dos preços das *commodities*. Tendo em vista tais contribuições, a seção seguinte apresenta o modelo econométrico escolhido para a presente investigação, bem como os resultados encontrados no exercício.

3. Uma Avaliação Empírica Sobre a Relação entre Alta nos Preços das *Commodities* e as Exportações Brasileiras de Produtos Manufaturados

Esta seção tem como objetivo apresentar as fontes, os tratamentos de dados e os resultados estimados para o exercício estatístico que busca identificar os efeitos dos preços das *commodities* sobre as exportações de bens industrializados do Brasil. Para tanto, analisa-se *o efeito renda direto*, dado pelas exportações de *commodities* do país parceiro¹¹. Assume-se, portanto, que as variações daqueles preços alteram a renda dos países considerados por meio das mudanças no valor exportado. *O efeito renda indireto* ou induzido não será tratado no modelo proposto. Esse seria o resultado de ampliações de investimentos – privados e públicos – e de gastos domésticos em geral derivados dos choques nos termos de intercâmbio, nos termos analisados pela literatura especializada (IMF, 2015; World Bank, 2009 e 2016; Unctad, 2017). Adicionalmente, o modelo estimado busca capturar a relação entre as exportações de bens industrializados do Brasil e o grau de comoditização da pauta do país parceiro.

O exercício proposto considera cinquenta e um países parceiros localizados na África e na América Latina¹², regiões caracterizadas, dentre outras coisas: por intensa especialização na produção e nas exportações de recursos naturais; e por maior intensidade relativa na compra de manufaturas brasileiras cinco vezes superiores à média internacional. Mais especificamente, na média do período trabalhado, 2001 a 2015¹³, 3,8% das importações de manufaturados daqueles países se originaram no Brasil que, por sua vez, respondeu por apenas 0,7% das vendas globais desses produtos. Ademais, no período em tela, tais mercados absorveram, em média, 1/3 das exportações de bens manufaturados produzidos no Brasil.

Tais informações estão reportadas no gráfico 1. Observa-se, por exemplo, que as exportações de manufaturados para os países da amostra mais do que triplicaram entre 2003 e 2008, passando de US\$ 15 bilhões para US\$ 50 bilhões, permanecendo ao redor desse patamar até 2013 (painel A). Já as exportações totais de manufaturados dobra entre 2003 e 2008, mantendo-se ao redor do patamar de US\$ 100 bilhões nos quinquênios subsequentes. Por conta disso, a participação relativa dos parceiros considerados na nossa amostra passou de 26% (2003) para 34% a 35% no horizonte temporal que vai até 2015 (painel B).

Cabe observar, que em 2014 e 2015, período já de reversão do super-ciclo de alta nos preços das *commodities* e, por decorrência, de aguda desaceleração no crescimento das economias emergentes e

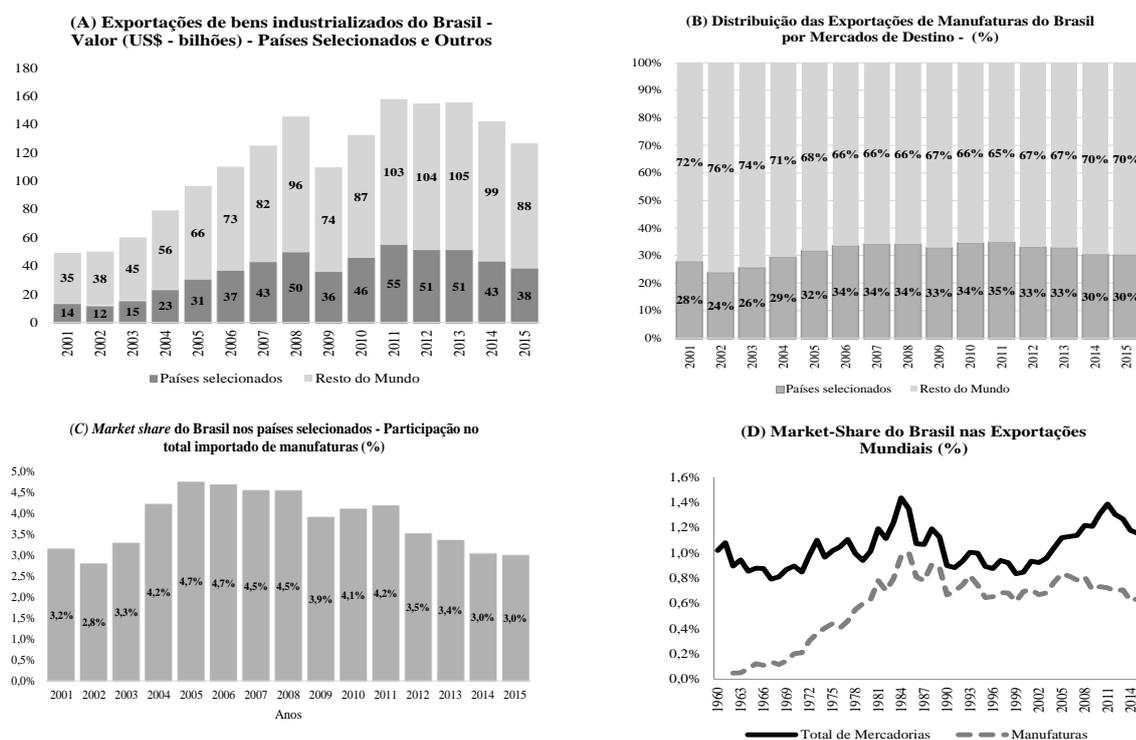
¹¹ O modelo proposto estima os efeitos do ciclo de alta dos preços das *commodities* nas exportações de manufaturas da economia brasileira a partir do canal associado às exportações desses produtos dos parceiros comerciais do Brasil, medidas em valores correntes (dólares estadunidenses).

¹² Não estão contemplados os países que não existiam informações: Sudão, Sudão do Sul, Camarões, Eritréia e Cuba. Em seu conjunto, a amostra contém países usualmente classificados como de renda baixa, média ou média-alta.

¹³ A definição do período de análise se fez pelo início do ciclo de alta dos preços das *commodities* até o último ano com informações disponíveis na época da elaboração do artigo.

em desenvolvimento, especialmente das produtoras e exportadoras de recursos naturais, as exportações de manufaturados caem para os mercados selecionados e o resto do mundo em cerca de 20% (World Bank, 2016; Unctad, 2017). Na perspectiva dos países selecionados, o Brasil que respondia por cerca de 3% das importações de manufaturados antes do super-ciclo, avança para e 4,5% na média dos anos de variação mais intensa dos preços dos recursos naturais (até 2011). Ou seja, o Brasil ganhou *market-share* nesses mercados (painel C), o que é o oposto do observado com o resto do mundo, onde não se queda na participação brasileira (painel D).

Gráfico 1 – Perfil das Exportações Brasileiras de Mercadorias com Ênfase para os Parceiros Selecionados, 2001-2015*.



Fonte: elaboração própria com dados do World Bank (2018) e Comtrade (2018). (*) O painel D traz dados do período 1960-2016.

A utilização de cinquenta e um países para os anos de 2001 a 2015 gerou uma amostra com 765 observações. O exercício contou com as variáveis descritas abaixo:

- **Exportações brasileiras de produtos industrializados** – ($EX_{i,t}^{BR}$): é a variável de interesse central do estudo, cuja fonte é o UN COMTRADE¹⁴. Estabeleceu-se como bens industrializados os produtos classificados a partir da Atividade Econômica (CNAE 2.0)¹⁵.
- **Exportações de commodities do parceiro** – ($EX_{i,t}^{P-COM}$): é a principal variável de controle, que captura o efeito renda direto. Sua fonte é UN COMTRADE. Para definição de produtos

¹⁴ Neste trabalho utilizam-se as exportações de produtos manufaturados em dólares correntes. A preferência em trabalhar em valores corrente frente um índice de quantum se estabelece por três situações. A primeira se constitui na baixa pressão de alta dos preços dos produtos manufaturados no período proposto, ocasionado, principalmente, pela oferta exportável dos países asiáticos. Já a segunda situação aponta para a construção do deflator das exportações de manufatura da economia brasileira. Por consequência, seria necessário a utilização de um deflator para cada parceiro, sendo que, a opção de se aplicar um deflator único, poderia gerar um viés nos dados brutos. Por fim, como já apontado anteriormente, a variável de exportações de commodities do parceiro do Brasil está medida em US\$ corrente. Assim, crê-se que a comparação entre esse agregado e as exportações brasileiras de manufaturados (em US\$ corrente) torna-se mais adequada. De certa forma, o parâmetro estimado dessa relação irá capturar em parte o quantum e em parte os termos de troca. Assim, optou-se pelo emprego das informações originais em US\$ corrente.

¹⁵ Salienta-se que o a classificação CNAE 2.0 aproxima-se da classificação internacional ISIC revisão 4. Ademais, os setores contemplados foram os contidos na seção C do código 10 até o 33. Ou seja, basicamente, a indústria de transformação.

industrializados utilizou-se da classificação Pavitt (1984)¹⁶, considerando-se os produtos especificados como Produtos Primários e Intensivos em Recursos Naturais.

- **Relação taxa de câmbio Brasil e parceiro** – ($CA_{i,t}$): a fonte de dados brutos foi a Euromonitor. Para caracterização dessa variável aproveitou-se da taxa de câmbio nominal de cada país, transformada em número índice com base = 100 no ano de 2001. Com isso, aplicou-se a relação do número índice do Brasil dividido pelo número índice do parceiro. Uma elevação nessa relação estabelece uma desvalorização da moeda brasileira frente a moeda do parceiro.
- **Produto Interno Bruto do Brasil** – (PIB_t^{BR}): a fonte bruta dessa variável foi o Fundo Monetário Internacional (FMI). Essa variável estabelece o tamanho da economia brasileira medida por Paridade Poder de Compra em dólares estadunidenses, utilizada como *proxy* para os ganhos de escala da produção brasileira voltada às exportações.
- **Produto Interno Bruto per capita do parceiro** – ($PIBP_{i,t}^P$): a fonte de dados brutos foi o FMI. O $PIBP_{i,t}^P$ está medido em Paridade Poder de Compra em dólares estadunidense e será utilizado para medir o padrão de vida da região.
- **Participação de *commodities* na pauta exportadora do parceiro** – ($COM_{i,t}^P$): mede a relação entre o total exportado do parceiro e as exportações de *commodities* já apresentada anteriormente ($EX_{i,t}^{P-COM}$). Essa participação variou entre 0 e 1.
- **Distância entre o Brasil e o parceiro** - ($DIST_i$) – a fonte de dados foi o Centro de Estudo Prospectivos e Informações Internacionais da França (CEPII). Estabelece a distância em quilômetros dos principais aglomerados populacionais e econômicos.

Todas as variáveis citadas estão no formato de logaritmo natural. Salienta-se, no entanto, que não se emprega o produto interno bruto do parceiro no modelo proposto pela multicolinearidade existente entre essa variável e $EX_{i,t}^{P-COM}$. Com isso, como já apontado anteriormente, o modelo irá captar apenas o efeito direto na renda via exportações de *commodities* do parceiro do Brasil. Além das variáveis apresentadas, ainda utilizou-se um conjunto de variáveis binárias que tiveram como fonte CEPII: (1) Litoral (LIT_i), aponta se o parceiro não possui litoral; (2) Idioma ($PORT_i$), caracteriza se o país parceiro tem como primeiro idioma oficial o Português; (3) Fronteira ($FRONT_i$), indica se o país parceiro faz fronteira com o Brasil; (4) Mercosul ($MERC_i$), especifica se o país parceiro é membro do MERCOSUL; e Continente ($CONT_i$), define se o país parceiro está na região da América Latina.

A tabela 1 mostra as estatísticas descritivas dos dados utilizados.

Tabela 1 – Estatísticas descritivas

Variáveis	Observações	Média	Desvio padrão	Mínimo	Máximo
$EX_{i,t}^{BR}$ (US\$/Milhões)	765	710,65	1.981,65	0,12	21.116,37
$EX_{i,t}^{P-COM}$ (US\$/Milhões)	765	12.313,33	21.621,92	2,32	149.019,80
$PIB_{i,t}^{BR}$ (US\$/Milhões)	765	2.495.180	572.684	1.638.286	3.306.570
$CA_{i,t}$	765	1,08	0,50	0,01	2,21
$PIBP_{i,t}^P$ (US\$)	765	7.439,02	7.690,80	377,20	51.187,15
$COM_{i,t}^P$ (%)	765	67,37	26,24	5,58	99,80
$DIST_i$ (Km)	765	6.224,20	2.173,28	1.134,65	10.229,25

Fonte: elaboração própria a partir do *software* Stata 15.

¹⁶ Utiliza-se a classificação de Pavitt (1984), adaptada por Guerrieri (1998), uma vez que, acredita-se que esta caracterização torna mais evidente o fator competitivo do produto classificado ao invés do seu padrão tecnológico.

A metodologia proposta parte de um modelo estimado em dois estágios representados pelas equações (1) e (2), respectivamente. No primeiro estágio são estimados os parâmetros das variáveis que apresentam alterações nas dimensões i e t em um modelo de dados em painel dinâmico¹⁷. Já no segundo estágio têm-se as estatísticas estimadas das variáveis que se alteram somente na dimensão i em uma estrutura de *cross-section*. As respectivas equações representativas são:

$$Y_{i,t} = (\beta_0 + \mu_i) + \beta_1 Y_{i,t-1} + \sum_{k=1}^K \gamma_k X_{k,i,t} + v_{i,t} \quad (1)$$

$$\mu_i = \alpha_0 + \sum_{j=1}^J \alpha_j X_{j,i} + e_i \quad (2)$$

Na equação de 1º estágio, $Y_{i,t}$ representa a variável dependente do modelo hierárquico, nesse caso $EX_{i,t}^{BR}$; o componente $X_{k,i,t}$ indica o conjunto de regressores observados no país i no tempo t : $EX_{i,t}^{P-COM}$, $CA_{i,t}$, $PIB_{i,t}^{BR}$, $PIBP_{i,t}^P$, $\{COM_{i,t}^P + (COM_{i,t}^P)^2\}$. Assim, se definiu uma relação quadrática entre o grau de comoditização do parceiro e as $EXP_{i,t}^{BR}$. Essa opção foi caracterizada pelas unidades de cada variável. As $EX_{i,t}^{BR}$ são medidas em US\$, sendo permitido variar, no limite, entre 0 e ∞ . Já a variável $COM_{i,t}^P$ trata-se de uma participação, tal que, seu valor é limitado entre 0 e 1. Ainda, na equação de 1º estágio tem-se μ_i e $v_{i,t}$, respectivamente, o efeito individual entre as unidades seccionais e o resíduo randômico, $IID \sim N(0, \sigma^2)$.

Na equação de 2º estágio (expressão (2)), as variáveis que compõe o elemento $X_{j,i}$ são as seguintes: $DIST_i$, LIT_i , $PORT_i$, $FRONT_i$, $MERC_i$, $CONT_i$. Além disso, define-se um resíduo randômico, e_i , $IID \sim N(0, \sigma^2)$. Com isso, a estrutura econométrica proposta estima, primeiramente, um modelo em dados em painel dinâmico, e utilizando-se dos efeitos individuais desse modelo como variável dependente, implementa-se um modelo de *cross-section*. De certa forma, a equação de 2º estágio busca explicar os efeitos individuais e fixos estimados na equação de 1º estágio.

Antes de implementar o modelo econométrico já caracterizado, particularizam-se os testes de raiz unitária e cointegração para dados em painel. Para os testes de raiz unitária foram aplicadas três formalizações: Im-Pesaran-Shin; Levin-Lin-Chu; e Harris-Tzavalis¹⁸. Por sua vez, foram empregados os testes de cointegração de Kao e de Pedroni¹⁹. Com efeito, a tabela 2 apresenta os resultados estatísticos dos três testes de raiz unitária propostos. Com exceção da variável $EX_{i,t}^{BR}$, que especificou um padrão estacionário em todos os testes implementados, as outras variáveis foram consideradas não estacionárias, em ao menos um teste.

¹⁷ Para maiores detalhes da metodologia de dados em painel ver: Baltagi (2005), Hsiao (2003) e Wooldridge (2002). Já para painéis dinâmicos têm-se como sugestão: Arellano e Bover (1995), Blundell e Bond (1998) e Bond (2002). A opção por se trabalhar com um modelo dinâmico leva em consideração o componente de tendência temporal que se encontra na variável dependente do modelo proposto.

¹⁸ De modo geral, a diferença entre os testes propostos está nas hipóteses assintóticas com respeito ao número de unidades de cortes nos dados e ao número de períodos em cada painel. Ver: Im, Pesaran e Shin (2003), Levin, Lin e Chu (2002) e Harris e Tzavalis (1999)

¹⁹ Kao (1999) e Pedroni (1999, 2004).

Tabela 2 – Teste de raiz unitária para dados em painel

Variáveis	Teste Im-Pesaran-Shin		Teste Levin-Lin-Chu		Teste Harris-Tzavalis	
	Estatística $W-t-bar$	p -valor	Estatística t ajustado	p -valor	Estatística ρ	p -valor
$EX_{i,t}^{BR}$	-8,5854	0,0000	-12,5917	0,0000	0,6700	0,0000
$EX_{i,t}^{P-COM}$	-3,2107	0,0007	-10,3147	0,0000	0,7719	0,1640
$PIB_{i,t}^{BR}$	-2,0505	0,0202	-12,8689	0,0000	0,9386	1,0000
$CA_{i,t}$	-4,3814	0,0000	-7,1470	0,0000	0,8878	0,9989
$PIBP_{i,t}^P$	-0,7701	0,2206	-10,8212	0,0000	0,9344	1,0000
$COM_{i,t}^P$	-0,8910	0,1865	0,9046	0,8172	0,6205	0,0000

Fonte: elaboração própria a partir do *software* Stata 15.

A falta de conformidade em todos os testes de raiz unitária, definiu a aplicação dos testes de cointegração já citados. Ao se observar os resultados dos testes Kao e Pedroni (tabela 3), não se pode rejeitar a hipótese alternativa de cointegração em todos os cinco testes reportados.

Tabela 3 – Estatísticas dos testes de Kao e Pedroni para autocorrelação em dados em painel

Teste Kao		
	Estatística	p -valor
Dickey-Fuller modificado	-4,8740	0,0000
Dickey-Fuller	-7,3621	0,0000
Dickey-Fuller aumentado	-3,4027	0,0003
Dickey-Fuller modificado não ajustado	-8,0738	0,0000
Dickey-Fuller não ajustado	-8,6640	0,0000
Teste Pedroni		
	Estatística	p -valor
Phillips-Perron modificado	9,7229	0,0000
Phillips-Perron	-9,1938	0,0000
Dickey-Fuller ampliado	-7,5571	0,0000

Fonte: elaboração própria a partir do *software* Stata 15.

Com isso, é possível utilizar a estrutura estatística proposta nas equações (1) e (2), definindo um modelo com as variáveis em nível. O teste de Hausman (tabela 4) de efeito fixo contra efeito aleatório indica rejeição da hipótese nula e, com isso, a especificação de um modelo de efeito fixo.

Tabela 4 – Teste de Hausman (efeito fixo versus efeito aleatório): estimadores *within* e MQG

Estimadores	$\chi^2 (5)$	p -valor
<i>Within</i> e MQG	40,79	0,0000

Fonte: elaboração própria a partir do *software* Stata 15.

A tabela 5 fornece os resultados: (1) dos testes de autocorrelação de Wooldridge para dados em painel²⁰; (2) do teste de heterocedasticidade de Wald modificado para modelos de dados em painel de efeito fixo²¹; e (3) do teste de Hausman²² para endogeneidade estatística da variável $PIB_{i,t}^{BR}$ ²³. Nota-se que o modelo de efeito fixo proposto apresenta autocorrelação e heterocedasticidade nos resíduos estimados, porém, a partir do teste de Hausmann, não se rejeita a hipótese de exogeneidade estatística do $PIB_{i,t}^{BR}$. Esse último resultado é corroborado pela baixa participação das exportações de bens industrializados no PIB da economia brasileira. Assim, não se percebe grande importância para esse componente externo na dinâmica da renda doméstica no Brasil. Com respeito a presença de autocorrelação nos resíduos estimados, pode ser resultado da tendência temporal em $EX_{i,t}^{BR}$. Com isso, abre-se a hipótese de se trabalhar com modelo de dados em painel dinâmico, como já apontado anteriormente.

Tabela 5 – Testes de autocorrelação, heterocedasticidade e endogeneia

Teste	F (1, 50)	p-valor
Teste de Wooldridge para autocorrelação em dados em painel	79,629	0,0000
	χ^2 (51)	p-valor
Teste de Wald modificado para heterocedasticidade em modelos de dados em painel de efeito fixo	7361,62	0,0000
	χ^2 (7)	p-valor
Teste de Hausman para endogeneidade estatística de $PIB_{i,t}^{BR}$ – Arellano e Bond	0,98	0,9852

Fonte: elaboração própria a partir do *software* Stata 15.

A tabela 6 identifica as estatísticas estimadas a partir de três estimadores: (a) Arellano e Bond Robusto (AB); (b) Blundell e Bond Robusto (BB); e (c) Efeito Fixo Robusto (EF). Lembra-se que os estimadores AB e BB especificam modelos de dados em painel dinâmico (equação (1))²⁴, já o estimador de EF caracteriza um modelo estático (sem a presença da variável dependente defasada entre as variáveis independentes). É possível perceber que nos modelos dinâmicos a variável $EX_{i,t-1}^{BR}$ é estatisticamente significativa, sendo que, os testes de autocorrelação de Arellano e Bond (AB-AR) apontam para presença de autocorrelação de 1º ordem, rejeitando essa hipótese para autocorrelação de 2º ordem. Assim, esses resultados indicam que a especificação de um painel dinâmico é confirmada estatisticamente. Ademais, o teste de Hansen não rejeita a hipótese de que os instrumentos utilizados são válidos tanto no estimador de AB quanto no estimador de BB.

²⁰ Ver Wooldridge (2002) e Drukker (2003)

²¹ Para maiores detalhes ver Baum (2001)

²² Para aplicação do Teste de Hausmann foram estimados um modelo de efeito fixo versus um modelo com estimador de Arellano e Bond estático, onde a variável $GDP_{i,t}^{BR}$ é tratada como endógena.

²³ A possibilidade de endogeneidade estatística do $GDP_{i,t}^{BR}$ é determinada a partir da observação da ótica da demanda do PIB, onde as exportações de bens e serviços tornam-se um componente desse agregado macroeconômico.

²⁴ Para os modelos de dados em painel dinâmico, além de robusto, empregou-se o estimador “two step”.

Tabela 6 – Estatísticas estimadas – estimador Arellano e Bond, estimador Blundell e Bond e estimador de Efeito Fixo

Variáveis	Arellano e Bond		Blundell e Bond		Efeito Fixo	
	Coefficientes	<i>p</i> -valor	Coefficientes	<i>p</i> -valor	Coefficientes	<i>p</i> -valor
$EX_{i,t}^{BR}$						
$EX_{i,t-1}^{BR}$	0,5555822	0,000	0,8612839	0,000	-	-
$EX_{i,t}^{P-COM}$	0,3708294	0,004	0,1137769	0,079	0,3043432	0,044
PIB_t^{BR}	-0,2683318	0,515	-0,3138341	0,000	1,857904	0,000
$CA_{i,t}$	-0,2412565	0,075	-0,0054278	0,882	-0,1861614	0,221
$PIBP_{i,t}^P$	-0,0596441	0,877	0,0455026	0,438	-0,3838291	0,225
$COM_{i,t}^P$	-6,076846	0,015	4,782901	0,001	-2,602168	0,011
$(COM_{i,t}^P)^2$	0,8977919	0,013	-0,6381651	0,001	0,4055023	0,011
<i>_cons</i>	-	-	-	-	-34,5399	0,000
Teste estatístico	$m_1 - m_2$	<i>p</i> -valor	$m_1 - m_2$	<i>p</i> -valor	$m_1 - m_2$	<i>p</i> -valor
AB - AR (1)	-3,86	0,000	-3,85	0,000	-	-
AB - AR (2)	0,09	0,928	-0,12	0,905	-	-
Teste de Hansen	χ^2 (89)	<i>p</i> -valor	χ^2 (102)	<i>p</i> -valor	-	-
	49,17	1,000	50,52	1,000		
Variáveis	Coefficientes	<i>p</i> -valor	Coefficientes	<i>p</i> -valor	Coefficientes	<i>p</i> -valor
$[COM_{i,t}^P + (COM_{i,t}^P)^2]$	3,384329	0,000	3,747386	0,000	3,208574	0,000
Resultados da regressão de segundo estágio						
Variáveis	Coefficientes	<i>p</i> -valor	Coefficientes	<i>p</i> -valor	Coefficientes	<i>p</i> -valor
$DIST_i$	-0,2166593	0,633	-0,3246493	0,013	-0,1780973	0,847
LIT_i	-0,4987914	0,060	-0,1180804	0,109	-2,328513	0,000
$PORT_i$	0,3975153	0,324	0,2240488	0,050	-0,0326346	0,968
$FRONT_i$	-0,2434465	0,593	0,023181	0,855	0,5504762	0,551
$MERC_i$	0,2284084	0,737	-0,1552966	0,416	1,484278	0,286
$CONT_i$	1,168737	0,001	-0,0296226	0,747	2,39494	0,001
<i>_cons</i>	19,3671	0,000	2,833262	0,015	1,118318	0,891

Fonte: elaboração própria a partir do *software* Stata 15.

Com respeito aos parâmetros estimados da variável $EX_{i,t-1}^{BR}$ nos modelos AB e BB, chega-se num resultado onde o último estimador definiu um parâmetro maior quando comparado com o primeiro estimador. Salienta-se que essa resposta já era esperada, uma vez que os instrumentos empregados em cada modelo são diferentes. O estimador BB caracteriza um parâmetro mais elevado para a variável dependente defasada em modelos de dados em painel dinâmicos²⁵. Todavia, essa

²⁵ Para maiores detalhes ver Blundell e Bond (2000).

especificidade altera as estatísticas estimadas das outras variáveis que compõem o modelo proposto. Por isso, optou-se por apresentar os resultados do estimador de EF, de modo a minimizar as possíveis divergências entre os estimadores AB e BB.

Ao se observar as estatísticas estimadas, no modelo de 1º estágio, das variáveis de interesse deste trabalho ($EX_{i,t}^{P-COM}$, $\{COM_{i,t}^P + (COM_{i,t}^P)^2\}$), nota-se uma convergência nos três estimadores apresentados. O **efeito renda direto** dos preços das *commodities* ($EX_{i,t}^{P-COM}$) é estatisticamente significativo para os três estimadores: para o estimador BB é necessário considerar um nível de significância estatística de 10%; já para os estimadores de AB e EF, pode-se estabelecer uma significância de 5%. Contudo, em todos os modelos há uma baixa elasticidade entre as $EX_{i,t}^{BR}$ e esse efeito renda. Ou seja, as exportações de manufaturados da economia brasileira para as regiões da África e da América Latina não foram dinâmicas o suficiente para se aproveitar, no mínimo integralmente, o efeito renda direto produzido pelas alterações nas $EX_{i,t}^{P-COM}$.

Os resultados estimados para o efeito do grau de comoditização da pauta exportadora do parceiro sobre as $EX_{i,t}^{BR}$ foram estatisticamente significativos para os três estimadores (considerando um nível de significância de 5%), ainda que com curvas formatadas de maneiras diferentes. Para o estimador de BB chega-se numa relação quadrática, que estabelece um ponto de máximo. Ou seja, existe uma relação positiva entre $EX_{i,t}^{BR}$ e $\{COM_{i,t}^P + (COM_{i,t}^P)^2\}$ até o grau de comoditização de 42,4% da pauta exportadora do país parceiro da África e da América Latina. Após essa participação o estimador de BB define uma relação negativa. Pelos estimadores AB e EF tem-se uma relação quadrática que atinge um ponto de mínimo. Isto é, uma relação inversa à alcançada pelo estimador de BB. Para o estimador AB caracteriza-se um ponto de mínimo num percentual de 29,5% de participação das exportações de *commodities* no total exportado pelo parceiro do Brasil. Já no estimador EF esse ponto de mínimo é atingido no percentual de 24,7%. Por consequência, os modelos implementados a partir dos estimadores de AB e EF estimam uma relação positiva entre $EX_{i,t}^{BR}$ e a comoditização da pauta exportadora do parceiro a partir dos percentuais indicados.

Para o modelo que se utiliza do estimador de BB tem-se uma resposta estatística indicando que quanto maior a comoditização da pauta do parceiro africano ou latino americano (a partir de 42,4%) as exportações de industrializados do Brasil se contraem. Por outro lado, os modelos que empregam os estimadores de EF ou AB especificam estimativas apontando que quanto maior a comoditização da pauta do parceiro (entre 24,7% e 29,5%) as exportações brasileiras de industrializados se elevam. A diferença dos resultados estatísticos do estimador de BB frente os estimadores AB e EF pode estar associada ao tamanho do efeito estimado da variável $EX_{i,t-1}^{BR}$ sobre $EX_{i,t}^{BR}$. Para o estimador BB, chegou-se que a cada 1% das variações nas exportações de produtos industrialização do Brasil tempo “t-1”, 0,86% são repassados para o tempo “t”. Tal resultado sugere que mesmo com o fenômeno da histerese, típico das variáveis de comércio exterior, o parâmetro estimado é relativamente muito elevado. Além disso, o ponto de mínimo estimado para os modelos que especificam os estimadores de AB e EF são muito próximos. Com efeito, é mais provável que haja uma relação quadrática entre $EX_{i,t}^{BR}$ e o grau de comoditização da pauta exportadora dos parceiros da África e da América Latina, com um ponto de mínimo, como caracterizado pelos estimadores de AB e EF.

É interessante notar dois resultados encontrados no modelo de 2º estágio proposto neste trabalho. O primeiro diz respeito a variável continente ($CONT_i$), que atingiu relevância estatística nos modelos AB e EF. Ao mesmo tempo, as variáveis $DIST_i$, $FRONT_i$ e $MERC_i$ não foram estatisticamente significativas, considerando esses dois estimadores. Com isso, indica-se que a importância estatística das variáveis de localização para $EX_{i,t}^{BR}$ está, fundamentalmente, relacionada ao $CONT_i$ vis à vis as outras variáveis que medem esse efeito. Ademais, para o modelo AB as exportações brasileiras de produtos industrializados para América Latina são, na média, 222% maiores que as destinadas para o continente africano (ao se controlar os efeitos das outras variáveis utilizadas no modelo

estatísticos)²⁶. O segundo resultado passível de destaque diz respeito à relação entre $EX_{i,t}^{BR}$ e $PORT_i$. No modelo que emprega o estimador de BB a língua portuguesa tornou-se relevante estatisticamente às exportações de produtos manufaturados brasileiros (ao nível de significância de 10%), tal que seu efeito estimado é de um incremento, aproximado, de 25%.

Em suma, as respostas estatísticas apontam que as exportações brasileiras de manufaturados para América Latina e África se beneficiaram do ciclo recente de elevação dos preços das *commodities*. Com isso, dois foram os possíveis canais de transmissão desses benefícios. O primeiro canal teria ocorrido pelas exportações de *commodities* do parceiro, denominado efeito renda direto. Todavia, a elasticidade estimada para essa relação se definiu abaixo do valor unitário, apontando uma relação de baixa elasticidade. Já o outro canal se faz pelo grau de comoditização da pauta exportadora do parceiro. Assim, quanto maior a comoditização das exportações dos países latino americanos ou africanos, maior serão as exportações de industrializados do Brasil (com ponto de mínimo entre 24,7% e 29,5%). Apesar desses efeitos positivos, o processo de comoditização da pauta exportadora do Brasil foi intenso no ciclo recente de alta dos preços das *commodities*. Esse resultado pode ter sido caracterizado por duas dinâmicas, que de certa forma, estão inter-relacionadas. A primeira dinâmica se origina no efeito demanda relativamente pequeno dos países da América Latina e África, quando comparado com esse mesmo efeito das economias avançadas e da China. Já o segundo movimento é ocasionado pelo padrão de competitividade internacional da indústria brasileira, a qual se concentra, basicamente, nas economias emergentes ou subdesenvolvidas tratadas nos modelos estimados deste trabalho.

4. Considerações Finais

O presente estudo procurou identificar os efeitos do super-ciclo de alta das *commodities* sobre as exportações de bens manufaturados produzidos no Brasil. Partiu-se da hipótese de que os parceiros comerciais brasileiros que produzem e exportam recursos naturais foram beneficiados por aquela alta, tendo incrementos de renda que permitiram a ampliação das importações em geral, e das compras externas de manufaturados, em particular. Com isso, procurou-se contribuir e avançar sobre a literatura prévia que se dedicou à análise dos determinantes das exportações brasileiras, especialmente de produtos industrializados, com ênfase particular para a análise da relação comercial brasileira com países de renda baixa, média e média-alta, e que se localizam no entorno regional latino-americano ou no continente africano (Baumann, 2013; Medeiros e Cintra, 2015).

Em nosso exercício foi utilizada uma amostra de cinquenta e um países. Entre 2001 e 2015 aqueles parceiros comerciais absorveram, em média, 1/3 das exportações brasileiras de manufaturas. A estratégia econométrica adotada, que até onde foi possível apreender ainda não fora empregada na literatura prévia, permitiu concluir que a *proxy* utilizada para capturar o efeito renda derivado da alta nos preços das *commodities* revelou-se estatisticamente significativa e com o sinal positivo esperado. Vale dizer, aumentos nas exportações de *commodities* pelos parceiros estiveram associados com a ampliação das exportações de manufaturas brasileiras para esses mercados de destino. Verificou-se que tal efeito tende a ser maior a partir de certo nível de participação das *commodities* na pauta exportadora dos parceiros. Tais resultados vão ao encontro de constatações prévias de estudos mais gerais sobre esse fenômeno, como em World Bank (2008, 2016), Sinnot *et al.* (2010), Alberola-Ila *et al.* (2016), Unido (2017), Cepal (2017), dentre outros, e de análises específicas sobre o caso brasileiro, especialmente Castilho e Luporini (2010), Bastos (2012), Hiratuka *et al.*, (2012), Medeiros e Cintra (2015), Lélis *et al.* (2018).

As evidências apresentadas e os resultados do exercício econométrico permitem sugerir que as exportações brasileiras, totais e de manufaturados, se beneficiaram do super-ciclo dos preços das *commodities*, tanto pelo efeito-direto de aumento no quantum e nos preços dos bens primários e

²⁶ Os modelos aplicados neste trabalho foram especificados em formato de logaritmo. Por conseguinte, os coeficientes de todas as variáveis binárias devem ser interpretados tomando o operador exponencial. Com efeito, ao se aplicar essa operação para o modelo de EF a variável $CONT_i$ torna-se estatisticamente não significativa, ao nível de significância de 5% (para maiores detalhes ver Greene (2013)).

intensivos em recursos naturais exportados por produtores localizados no Brasil, quanto pelo efeito indireto associado ao maior dinamismo econômico dos parceiros. Nos anos 2000, o Brasil recuperou parte do seu *market-share* nos mercados globais, depois de anos de declínio. Para se colocar em perspectiva, na média de 1981 a 1985 as vendas externas de mercadorias brasileiras representavam 1,5% do total global. Já no que se refere ao comércio de manufaturados e tomando-se o mesmo período, tal participação era de 0,8%. Na segunda metade dos anos 1990, com o processo de estabilização monetária que esteve alicerçado na sobrevalorização da moeda nacional, tais pesos relativos chegaram a, respectivamente, 0,9% e 0,7%. Já nos anos 2000, com o super-ciclo, as exportações totais se recuperaram parcialmente, atingindo, em seu auge, 1,2% a 1,3% do total global; ao passo que o *market-share* de manufaturados seguiu em declínio, oscilando entre 0,6% e 0,7%.

Tais indicadores, reportados no painel D do gráfico 1, revelam os contornos mais gerais de um problema estrutural da economia brasileira, qual seja, seu processo de especialização regressiva (Nassif *et al.*, 2015, Gala *et al.*, 2018). Desde a crise da dívida externa, no começo dos anos 1980, o país passou a crescer sistematicamente abaixo da média mundial – em 1 ponto percentual ao ano –, sua estrutura produtiva, especialmente a indústria de transformação, perdeu densidade e complexidade e sua pauta exportadora passou a depender, cada vez mais, da venda de bens primários e/ou de manufaturas intensivas em recursos naturais. Assim, a alta nos preços das *commodities* contribuiu para uma melhora relativa nas vendas externas brasileiras, totais e de manufaturas, sem, contudo, implicar em alterações significativas na posição internacional do país. Ademais, a baixa elasticidade-renda detectada em nosso exercício sugere que o maior dinamismo econômico dos parceiros comerciais analisados não foi suficiente para incrementar de forma perene e robusta a participação dos manufaturados produzidos no Brasil em seus mercados. Bastou uma nova rodada de declínio dos preços das *commodities* a partir de 2012/2013 para o *market-share* dos manufaturados brasileiros nesses mercados voltar a declinar. Isso deixa em aberto para futuros estudos a possibilidade de investigação sobre os determinantes dessa perda de competitividade externa. A literatura prévia sugere que, em alguma medida, tal fenômeno responde aos efeitos de alguns determinantes estruturais, principalmente: (i) o longo processo de perda de vigor da indústria transformação no Brasil; (ii) a ascensão da China como o maior produtor e exportador global de manufaturas; e (iii) as dificuldades domésticas para o estabelecimento de estratégias de desenvolvimento robustas e perenes (Jenkins, 2014; Nassif *et al.*, 2015; Hiratuka e Sarti, 2017; Lélis *et al.*, 2018, Yue, 2018).

Referências Bibliográficas

- ALBEROLA-ILA, E. et al. Output gaps and policy stabilisation in Latin America: the effect of commodity and capital flow cycles, BIS Working Papers No 568, June 2016.
- ARELLANO, M.; BOVER, O. Another look at instrumental variable estimation of error-components models. *Journal of Econometrics*, v. 68, n. 1, p. 29-61, 1995.
- BALTAGI, B. H. *Econometric analysis of panel data*. 3. ed. England: John Wiley & Sons, 2005.
- BASTOS, P. P. Z. *A Economia Política da Integração da América do Sul no Mundo pós-crise*. Textos Avulsos Unicamp, n. 10, 2012.
- BASTOS, P. P. Z. *A integração comercial da América do Sul no mundo pós-crise: Desafios para o Brasil*. In: CARNEIRO, R. M.; MATIJASCIC, M. *Desafios do Desenvolvimento Brasileiro*. Brasília, DF: Ipea, 2011. p. 59-72.
- BAUM, C. F. Residual diagnostics for cross-section time series regression models. *The Stata Journal*, V 01, n. 01, p. 101-104, 2001.
- BAUMANN, R. Brazilian, Chinese, and Indian exports: is the regional market really a source of learning? *Brazilian Journal of Political Economy*, vol. 33, nº 1 (130), pp. 102-119, January-March/2013.

- BLACK, C. Preços das commodities, termos de troca e crescimento econômico brasileiro nos anos 2000. *Indicadores Econômicos FEE*, v. 42, n. 3, p. 27-44, 2015.
- BLUNDELL, R.; BOND, S. GMM Estimation with persistent panel data: an application to production functions. *Econometric Reviews*, v. 19, n. 3, p. 321-340, 2000.
- BLUNDELL, R.; BOND, S. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, v. 87, p. 115-143, 1998.
- BOND, S. Dynamic panel data models: a guide to micro data methods and practice. Working Paper. The Institute for Fiscal Studies – Department of Economics, April 2002.
- CARNEIRO, F. L. Estimando a influência da taxa de câmbio sobre os fluxos de comércio exterior brasileiros. Brasília, Texto para Discussão IPEA, n. 1968, 2014.
- CARVALHO, L.; KUPFER, D. Diversificação ou especialização: uma análise do processo de mudança estrutural da indústria brasileira. *Revista de Economia Política*, vol. 31, nº 4 (124), pp. 618-637, outubro-dezembro, 2011.
- CASTILHO, M. R.; LUPORINI, V. A elasticidade-renda do comércio regional de produtos manufaturados. Textos para discussão CEPAL-IPEA, n. 18, 2010.
- CEPAL. Perspectivas del Comercio Internacional de América Latina y el Caribe: recuperación en un contexto de incertidumbre. Santiago de Chile: Comisión para América Latina y el Caribe, 2017.
- CIMOLI, M.; PORCILE, G. Technology, structural change and BOP-constrained growth: a Structuralist toolbox. *Cambridge Journal of Economics*, 38 (1): 215-237, 2014.
- DRUKKER, D. M. Testing for serial correlation in linear panel-data models. *The Stata Journal*, V 03, n. 02, p. 168-177, 2003
- FERNANDEZ, A. et al. Sharing a Ride on the Commodities Roller Coaster: Common Factors in Business Cycles of Emerging Economies. IMF Working Paper No. 15/280, December. Washington, DC: International Monetary Fund, 2015.
- FERRAZ, J. C.; MARQUES, F. S. A construção de Vantagens Competitivas Dinâmicas a partir das Commodities. In: BELUZZO, L. G. de M. et al. (Org.). *Produção de Commodities e Desenvolvimento Econômico*. Campinas, SP: UNICAMP, Instituto de Economia, 2014. p. 33-42.
- FRANKE, L. Efeito China: impacto da China sobre as exportações de países selecionados da América Latina. Dissertação (Mestrado) – Programa de Pós-Graduação em Economia, Universidade do Vale do Rio dos Sinos, São Leopoldo, 2018.
- GALA, P.; ROCHA, I.; MAGACHO, G. The structuralist revenge: economic complexity as an important dimension to evaluate growth and development. *Brazilian Journal of Political Economy*, vol. 38, nº 2 (151), pp. 219-236, April-June/2018.
- GREENE, G. Export potential for U.S. advanced technology goods to India using gravity model approach. Office of Economics Working Paper – U.S. International Trade Commission, nº 2013-03B, March, 2013.
- GRUSS, B. After the boom-commodity prices and economic growth in Latin América and the Caribbean. IMF Working Paper, n. 14/154, 2014.
- GUERRIERI, P. Trade patterns, FDI, and industrial restructuring of Central and Eastern Europe. Berkeley: BRIE and Center for German and European Studies, University of California, 1998. (Working Paper, n. 124).
- HARRIS, R. D. F; TZAVALLIS, E; Inference for unit roots in dynamic panels where the time dimension is fixed. *Journal Econometrics*, v. 91, p. 201-226, 1999

- HIRATUKA, C. et al. Avaliação da Competição Comercial Chinesa em Terceiros Mercados. In: BITTENCOURT, G (org.). El Impacto de China en América Latina: Comercio e Inversiones. Montevideo: RED Mercosur de Investigaciones Económicas, 2012. p. 135-192.
- HIRATUKA, C.; SARTI, F. Transformações na estrutura produtiva global, desindustrialização e desenvolvimento industrial no Brasil. *Revista de Economia Política*, vol. 37, nº 1 (146), pp. 189-207, janeiro-março/2017.
- HSIAO, C. *Analysing of panel data*. 2. ed. New York: Cambridge University Press, 2003.
- IM, K. S.; PESARAN, M. H.; SHIN, Y. Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, v. 115, p. 53-74, 2003.
- IMF. *Western Hemisphere – Regional Economic Outlook*, April. Washington, DC: International Monetary Fund, 2015.
- JENKINS, R. Chinese Competition and Brazilian Exports of Manufactures. *Oxford Development Studies*, Volume 42, Issue 3, Pages 395-418, 2014.
- KAO, C. Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data. *Journal Econometrics*, v. 90, p. 1-44, 1999.
- KAWAMOTO, C. T.; SANTANA, B. L.; FONSECA, H. Elasticidade renda e elasticidade preço das exportações e das importações brasileiras de produtos industrializados (2003-2010): Uma avaliação utilizando dados em painel. *Revista de Economia*, v. 39, n. 2, p. 139-159, mai./ago. 2013.
- LÉLIS, M. T. C. et al. Desempeno de las exportaciones de China y el Brasil hacia América Latina, 1994-2009. *Revista Cepal*, n. 106, abr. 2012.
- LÉLIS, M. T. C. et al. Economic growth and balance-of-payments constraint in Brazil: An analysis of the 1995-2013 period. *Revista Economia da ANPEC*, v. 19, p. 38-56, 2018.
- LEVIN, A; LIN, C.-F.; CHU, J. C.-S. Unit root test in panel data: asymptotic and finite-sample properties. *Journal of Econometrics*, v. 108, p. 1-24, 2002.
- MEDEIROS, C.; CINTRA, M. R. V. P. Impacto da ascensão chinesa sobre os países latino-americanos. *Revista de Economia Política*, v. 35, n.1, p. 28-42, 2015.
- MEDEIROS, C.; SERRANO, F. Inserção Externa, Exportações e Crescimento no Brasil. In: FIORI, J.; MEDEIROS, C. *Polarização mundial e crescimento*. Petrópolis: Vozes, 2001.
- NASSIF, A.; FEIJÓ, C; ARAÚJO, Structural change and economic development: is Brazil catching up or falling behind? *Cambridge Journal of Economics*, v. 39, p. 1307-1332, 2015.
- NAUDÉ, W., SZIRMAI, A.; HARAGUCHI, N. Structural transformation in Brazil, Russia, India, China and South Africa (BRICS). MERIT Working Papers 016, United Nations University - Maastricht Economic and Social Research Institute on Innovation and Technology (MERIT), 2016.
- PANARIELLO, M. *Análise comparada da evolução das estruturas produtivas nos países da América do Sul*. Brasília: Convênio PNUD/CEPAL/NAE, 2007.
- PAVITT, K. Sectoral patterns of technical change: towards a taxonomy and a theory. *Research Policy*, v. 13, n. 6, p. 343-373, 1984.
- PEDRONI, P. Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Special Issue, p. 653-669, 1999
- PEDRONI, P. Panel cointegration: asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis. *Econometric Theory*, v. 20, p. 597-625, 2004
- PEREIRA, L. V. O efeito da China nas exportações brasileiras em terceiros mercados: uma análise do constant Market share. Brasília, *Textos para Discussão IPEA*, n. 2002, 2014.

- PREBISCH, R. *The Economic Development of Latin America and Its Principal Problems*. New York: United Nations. 1950.
- SERRANO, F. A mudança na tendência dos preços das commodities nos anos 2000: aspectos estruturais. *Revista OIKOS*, Rio de Janeiro, v. 12, n. 2, p. 168-198, 2013.
- SILVA, A. D. B.; HIDALGO, A. B. A concorrência entre Brasil e China no mercado Sul-Africano: uma aplicação do modelo constant-market-share. *Revista de Economia Contemporânea*, Rio de Janeiro, v. 16, n. 1, p. 88-106, jan-abr, 2012.
- SINGER, H. W. The Distribution of Gains between Investing and Borrowing Countries. *The American Economic Review*, v. 40, n. 2, p. 473-485, 1950.
- SINNOTT, Emily; NASH, John; TORRE, Augusto de La. *Recursos naturais na América Latina: Indo além das altas e baixas*. 1. Ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2010.
- UNCTAD. *Commodities and Development Report 2017 - Commodity Markets, Economic Growth and Development*. Geneva: United Nations Conference on Trade and Development, 2017.
- UNIDO. *Industrial Development Report 2016. The Role of Technology and Innovation in Inclusive and Sustainable Industrial Development*. Vienna: United Nations Industrial Development Organization, 2015.
- WOOLDRIDGE, J. M. *Econometric analysis of cross section and panel data*. Cambridge: Massachusetts Institute of Technology Press, 2002.
- WOOLDRIDGE, J. M. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge, MA: MIT Press, 2002
- WORLD BANK. *Global Economic Prospects 2009: Commodities at the Crossroads*. Washington DC, 2008.
- WORLD BANK. *The Commodity Cycle in Latin America: Mirages and Dilemmas*. Washington, DC: The World Bank, 2016.
- YUE, L. Post-crisis China impact on trade integration and manufacturing competitiveness between Argentina and Brazil. *Journal of Chinese Economic and Business Studies*, Volume 16, Issue 2, Pages 147-170, 2018.