



TEXTO PARA DISCUSSÃO N° 530

**BNDES E A BALANÇA COMERCIAL:
ESTUDO DOS IMPACTOS DO CRÉDITO SOBRE AS EXPORTAÇÕES BRASILEIRAS**

**Anderson Cavalcante
João Pedro Figueira Amorim Parga**

Dezembro de 2015

Universidade Federal de Minas Gerais

Jaime Arturo Ramírez (Reitor)
Sandra Regina Goulart Almeida (Vice-reitora)

Faculdade de Ciências Econômicas

Paula Miranda-Ribeiro (Diretora)
Lízia de Figueirêdo (Vice-diretora)

**Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional
(Cedeplar)**

Cássio Maldonado Turra (Diretor)

José Irineu Rangel Rigotti (Coordenador do Programa de Pós-graduação em Demografia)

Ana Maria Hermeto Camilo de Oliveira (Coordenadora do Programa de Pós-graduação em Economia)

Laura Lídia Rodríguez Wong (Chefe do Departamento de Demografia)

Gustavo Britto (Chefe do Departamento de Ciências Econômicas)

Editores da série de Textos para Discussão

Adriana de Miranda Ribeiro (Demografia)

Aline Souza Magalhães (Economia)

Secretaria Geral do Cedeplar

Maristela Dória (Secretária-Geral)
Simone Basques Sette dos Reis (Editoração)

<http://www.cedeplar.ufmg.br>

Textos para Discussão

A série de Textos para Discussão divulga resultados preliminares de estudos desenvolvidos no âmbito do Cedeplar, com o objetivo de compartilhar ideias e obter comentários e críticas da comunidade científica antes de seu envio para publicação final. Os Textos para Discussão do Cedeplar começaram a ser publicados em 1974 e têm se destacado pela diversidade de temas e áreas de pesquisa.

C167	Cavalcante, Anderson.
2015	BNDES e a balança comercial : estudo dos impactos do crédito sobre as exportações brasileiras / Anderson Cavalcante, João Pedro Figueira Amorim Parga. - Belo Horizonte : UFMG/CEDEPLAR, 2015.
	35 p.. : il. - (Texto para discussão, 530)
	Inclui bibliografia (p. 35-36)
	ISSN 2318-2377
	1. Bancos de desenvolvimento - Brasil. 2. Exportação - Brasil. I. Parga, João Pedro Figueira Amorim. II. Universidade Federal de Minas Gerais. Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional. III. Título. IV. Série.
	CDD: 331.12098151

Ficha catalográfica elaborada pela Biblioteca da FACE/UFMG - JN103/2015

As opiniões contidas nesta publicação são de exclusiva responsabilidade do(s) autor(es), não exprimindo necessariamente o ponto de vista do Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional (Cedeplar), da Faculdade de Ciências Econômicas ou da Universidade Federal de Minas Gerais. É permitida a reprodução parcial deste texto e dos dados nele contidos, desde que citada a fonte. Reproduções do texto completo ou para fins comerciais são expressamente proibidas.

Opinions expressed in this paper are those of the author(s) and do not necessarily reflect views of the publishers. The reproduction of parts of this paper or data therein is allowed if properly cited. Commercial and full text reproductions are strictly forbidden.

UNIVERSIDADE FEDERAL DE MINAS GERAIS
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS
CENTRO DE DESENVOLVIMENTO E PLANEJAMENTO REGIONAL

**BNDES E A BALANÇA COMERCIAL:
ESTUDO DOS IMPACTOS DO CRÉDITO SOBRE AS EXPORTAÇÕES BRASILEIRAS**

Anderson Cavalcante
Cedeplar-UFGM, Belo Horizonte, Brazil

João Pedro Figueira Amorim Parga
FACE-UFGM, Belo Horizonte, Brazil

**CEDEPLAR/FACE/UFGM
BELO HORIZONTE
2015**

SUMÁRIO

INTRODUÇÃO	6
1. FUNÇÕES DE EXPORTAÇÃO E IMPORTAÇÃO	7
1.1. Origens das funções de importação e exportação.....	7
1.2. Modelagem das funções de exportação e importação	9
1.2.1. Modelo de Substitutos Perfeitos.....	10
1.2.2. Modelo de Substitutos Imperfeitos	11
1.3. Os trabalhos empíricos no Brasil.....	13
2. ANÁLISE DOS EFEITOS DO CRÉDITO SOBRE AS EXPORTAÇÕES	18
2.1. Análise qualitativa das exportações brasileiras	19
2.2. Modelo da função de oferta de exportações	24
2.3. Metodologia econométrica e análise dos dados	26
2.3.1. Descrição e análise preliminar dos dados	28
2.3.2. Teste de cointegração	29
3. CONCLUSÕES	32
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	34

RESUMO

O objetivo deste trabalho é estabelecer a relação entre os créditos fornecidos pelo Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES) destinados às exportações e o volume de exportações brasileiras, mais especificamente em relação ao período 2000-2013. Para tanto, foram estimadas funções de oferta de exportação, tanto para as exportações totais do país quanto para as exportações de produtos manufaturados, a partir de dados trimestrais. A análise empírica de estimação das elasticidades das funções de oferta se baseou no modelo de correção de erros (ECM). Os resultados obtidos no estudo sugerem uma relação de cointegração entre o volume exportado pelo Brasil e as variáveis utilizadas nas estimativas, mais especificamente: o volume de exportações mundiais, a taxa de câmbio efetiva real, o índice de preço de *commodities* e o desembolso do BNDES destinado às exportações. Para compreender o papel do BNDES no processo de desenvolvimento econômico brasileiro, foi feita uma revisão da literatura relativa às instituições financeiras públicas no Brasil, além da exposição de dados referentes à atuação dos bancos públicos no período estudado, sendo atribuído um enfoque maior no BNDES. Adicionalmente, foram revisados os principais modelos das funções de exportação e importação na literatura.

Palavras-chave: Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES), Crédito, Exportações, Função de oferta, Modelo de correção de erros.

ABSTRACT

The main purpose of this study is to establish a connection between the loans provided by BNDES, the National Bank of Economic and Social Development, to Brazilian exporters and the volume of exports, specifically from the year 2000 up to 2013. Therefore, using quarterly data, the export supply functions were estimated for both Brazil's total exports and for manufactured goods. The empirical analysis of the estimation of supply exports functions was based on an error correction model (ECM). The results obtained from the estimations suggest a cointegration relationship between Brazilian exports and the variables used in the estimations, which were: the volume of world exports, the real exchange rate, the commodity price index and the disbursement made by BNDES for exports. In order to understand the role played by BNDES in Brazil's economic development process, this study carried a review of the literature on public financial institutions in Brazil, with an increased focus on the BNDES. Additionally, the main models of export and import functions in the literature were reviewed, so that the estimations could be made.

Key words: National Bank for Social and Economic Development (BNDES), Credit, Exports, Supply function, Error correction models (ECM).

JEL Classification: E42, F10, F14, G20

INTRODUÇÃO

O processo de desenvolvimento econômico do Brasil não pode ser dissociado da participação das instituições financeiras públicas. Desde a criação do Banco do Brasil, até a postura de liderança do Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES) no fornecimento de crédito a obras de investimento do Programa de Aceleração do Crescimento (PAC), em anos mais recentes, os bancos públicos federais têm um papel determinante no desempenho da economia brasileira. Estes dois bancos, juntamente com a Caixa Econômica Federal, constituem os principais instrumentos de financiamento de longo prazo do país, de modo que o processo de industrialização da economia do país está intimamente ligado à atuação destas instituições.

Por outro lado, o entendimento acerca do papel que as instituições financeiras públicas possuem na economia brasileira esteve longe de ser uniforme. Em última instância, a visão acerca do papel do Estado na economia, em geral, determinou diferentes políticas e posturas dos formuladores de política pública em relação a estas instituições. Em tempos mais recentes, as significativas transformações e alterações sofridas pela economia brasileira, particularmente a partir da década de 1990 com as políticas de liberalização, abertura comercial e reestruturação do sistema financeiro, fizeram com que o caráter das instituições públicas presentes no sistema financeiro nacional fosse questionado.

Além de transformações no sistema financeiro, a inserção da economia brasileira no comércio internacional sofreu alterações consideráveis a partir dos anos 1990. Foram implementadas diversas políticas que possuíam o intuito, de modo geral e conforme o panorama político instalado, de modernizar a economia do país e promover sua maior integração no cenário internacional. Passado os infortúnios do fim dos 90, o Brasil experimentou uma abertura comercial que fez com que o seu volume de comércio internacional crescesse. A participação das exportações brasileiras nas exportações totais mundiais, por exemplo, passou de 0,88% no ano 2000 para 1,43% em 2011.

Esta abertura a mais mercados e novas possibilidades também contou com uma elevação nos preços das *commodities* no comércio internacional a partir de meados dos anos 2000 até o final da década. Favorecido por este processo, considerando a importante participação deste tipo de produto na pauta exportadora brasileira, o saldo da balança comercial também cresceu de maneira considerável até o momento da crise financeira, em 2008, período em que sofreu uma queda brusca por motivos comprehensíveis.

Além das contribuições benéficas da flexibilização cambial empreendida no final da década de 1990 e da política restritiva do período, o setor exportador brasileiro contou com uma atuação determinante do BNDES no período. Não só este banco ampliou o fornecimento de crédito de longo prazo a estes setores, como também teve um destaque em programas de apoio ao desenvolvimento industrial que procuraram aumentar a competitividade das empresas brasileiras no cenário internacional.

Com isto em vista, pode-se imaginar que o BNDES tenha influenciado de maneira significante o desempenho das exportações brasileiras. Utilizando os referenciais da teoria econômica, este artigo procura estabelecer um elo entre os fornecimentos de crédito do BNDES e o volume de exportações do Brasil desde o ano de 2000 até o ano de 2013, com o intuito de tentar estimar a influência do apoio à exportação feito pelo banco na pauta de exportações brasileiras. Sob essa perspectiva, este trabalho está

dividido em duas seções, além desta introdução e da conclusão. A seção seguinte contém a revisão teórica das principais ferramentas analíticas que podem ser utilizadas para o propósito da análise da balança comercial. Assim, foram revisados os aspectos teórico da literatura e os principais trabalhos relativos a economia brasileira sobre o tema, para que se pudesse definir as possibilidades de análise abstrata do estudo. A terceira seção contempla descrição da atuação do BNDES e suas linhas de crédito, além dos dados e metodologia de mensuração utilizada para estimar os impactos das linhas de crédito do banco sobre os componentes da balança comercial brasileira.

1. FUNÇÕES DE EXPORTAÇÃO E IMPORTAÇÃO

Os bancos públicos apresentam um papel de destaque na economia brasileira, como mencionado anteriormente. Em especial, o Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social constitui uma das principais instituições do gênero. Como observado, um de seus programas, o BNDES-Exim, fornece apoio às empresas exportadoras brasileiras. O fornecimento de crédito deste banco às empresas beneficiadas certamente possui algum impacto, seja individualmente para cada companhia, seja para o comércio internacional do país como um todo.

Os fluxos de troca do comércio brasileiro, por sua vez, podem ser influenciados por diversos fatores, não somente o crédito fornecido por instituições financeiras. Renda e preço são dois dos principais aspectos que influenciam as quantidades exportadas e importadas por um país. Dito isto, no campo da economia internacional, a maneira mais direta de se identificar os impactos nos fluxos de troca em um país consiste na estimação de funções de troca, ou seja, equações temporais relativas aos comportamentos das quantidades e preços dos produtos importados e exportados por uma nação.

Neste contexto, na presente seção serão apresentadas as questões centrais relativas à modelagem das funções de exportação e importação. Será feita uma revisão das principais abordagens na área e dos trabalhos mais relevantes neste campo, para compreender como o crédito pode ser incluído em tais funções. Deste modo, busca-se entender as principais ferramentas analíticas que podem ser utilizadas para o propósito do presente artigo, ou seja, de determinar os efeitos dos créditos fornecidos pelo BNDES na balança comercial brasileira.

Com isto em vista, a seção será estruturada da seguinte maneira: a parte 2 contém um breve relato da origem e trajetória dos métodos de estudo dos modelos de troca, abordando os principais objetivos e aplicações desta metodologia. A parte 3 aprofunda as principais questões metodológicas acerca dos modelos de troca, enquanto a seção 4, por fim, apresenta os principais trabalhos da área realizados no Brasil, para estabelecer um possível elo, dentro da metodologia empregada na literatura, entre crédito e balança comercial.

1.1. Origens das funções de importação e exportação

Os fluxos de troca e seus comportamentos constituem um foco importante de estudos empíricos sobre o comércio internacional. De acordo com Goldstein e Kahn (1985), devido a uma grande

quantidade de dados disponíveis, de uma base teórica familiar ao conceito de demanda do consumidor e da teoria da produção a uma grande aplicação para a análise e formulação de políticas econômicas, uma parcela significativa dos estudos desta área das ciências econômicas se concentra na estimativa de funções de importação e exportação. Estas funções consistem em equações relativas aos comportamentos das quantidades e preços das mercadorias importadas e exportadas por um determinado país ao longo de determinado período de tempo. Por meio destas ferramentas, procura-se medir o impacto das variáveis que influenciam nos componentes da balança comercial.

Segundo Leamer e Stern (1970), este tipo de estudo data da década de 1940, época em que foram feitas uma série de estimativas de funções de demanda de importação e exportação para o período entreguerras. Com o sistema internacional em desarranjo nesse período, tanto em sua estrutura financeira como comercial, grande parte destes estudos constatava valores relativamente baixos para a elasticidade preço da demanda no comércio internacional, de modo que o mecanismo de preços internacionais encontrava dificuldades para o ajuste da balança comercial, uma violação direta da condição de Marshall-Lerner. Como consequência, este problema foi amplamente atribuído, por parte dos estudiosos à época, às próprias elasticidades que, por serem muito baixas, não permitiam que esta condição fosse satisfeita, sendo denominado, pela literatura, como o “pessimismo das elasticidades”: *elasticity pessimism pervades those who warn of perverse elasticities making the disequilibrium in the exchange market incurable* (MACHLUP, 1966, p.52)¹.

Entretanto, de acordo com Machlup, este pessimismo era infundado, de modo que a própria metodologia empregada nos trabalhos relativos ao período entreguerras podia ser vista como equivocada. As técnicas e modelos empregados faziam com que as magnitudes das elasticidades reais estimadas fossem usualmente subestimadas (MACHLUP, 1966). Ao final do período de guerras, contudo, a quantidade de dados disponíveis elevou-se consideravelmente, o que fez com que, enfim, os estudos de regressões das funções de demanda de exportação e importação voltassem a ser largamente realizados de um ponto de vista dinâmico, gerando conclusões que iam ao encontro da teoria econômica.

Dentre as conclusões destes trabalhos, uma das descobertas relevantes dentro do campo dos estudos dos determinantes da balança comercial foi a “Curva J”. A compreensão deste fenômeno teve origem em Magee (1973). Nesta época pós-fim dos Acordos de Bretton Woods, com pressões crescentes de maior liberalização financeira e comercial e a adoção do câmbio flutuante pelo Hegemon, disseminava-se a crença que a flexibilidade do câmbio ajustaria os saldos comerciais e permitiria a utilização parcimoniosa de políticas fiscais e monetárias para a condução das economias (BAHMANI-OSKOOEE; GOSWANI, 2003). Em termos de balança comercial, este pensamento se baseava nas magnitudes das elasticidades preço da demanda, que eram elevadas o bastante para garantir um ajuste na balança comercial via depreciação ou apreciação. O estudo de Magee (1973), entretanto, constatou que a balança comercial norte-americana se deteriorava após uma depreciação do dólar. Como explicação, o autor considerou que este fenômeno poderia ser atribuído a atrasos nas respostas dos fluxos de troca às mudanças na taxa de câmbio, inaugurando uma nova onda de estudos sobre o tema em

¹ Na verdade o autor divide o pessimismo das elasticidades, e aqueles que o defendem, em duas categorias: “*hopeless*” e “*moderate elasticity pessimism*”. A primeira se encontra descrita no texto acima. A segunda, por sua vez, se referia àqueles que alertavam para termos de troca ou distribuição de renda desfavoráveis. Entretanto, para Machlup, discutir este segundo tipo seria um exercício sem propósito, visto que, ao fazê-lo, “one should still have to prove the alleged effects upon national income.” (MACHLUP, 1966, p. 52).

diversos países². Em especial, nos anos 1980 e 1990 a maioria das pesquisas realizadas se concentrou na compreensão da relação direta entre a balança comercial e a taxa de câmbio. Estudos mais recentes, como de Hacker e Hatemi-J (2003), por exemplo, procuram investigar a validade do fenômeno em cinco pequenos países europeus.

Em suma, a Curva J foi uma descoberta fundamental para a análise dos componentes da balança comercial em função de envolver uma análise dinâmica dos determinantes das funções de exportação e importação. Assim, estes estudos reforçam a importância da compreensão destas, visto que os efeitos de uma desvalorização cambial, por exemplo, podem ser estimados através de tais instrumentos. A compreensão dos efeitos de curto e longo prazo de alterações em fatores que influenciam na balança comercial de um país é relacionada à estimação destas funções. Dito isto, a seção seguinte contém uma revisão da modelagem das funções de exportação e importação.

1.2. Modelagem das funções de exportação e importação

A modelagem das funções de exportação e importação pode ser abordada de duas maneiras distintas na literatura: a abordagem tradicional, cuja maioria dos estudos realizados na área se baseia, e abordagem alternativa. Primeiramente será feita uma breve menção aos principais aspectos da abordagem não-tradicional para que depois sejam explicados, com maiores detalhes, os modelos existentes dentro da abordagem dominante na literatura. Com o intuito de estabelecer um diálogo mais claro e direto com a literatura existente sobre o tema, a metodologia utilizada neste trabalho se aproxima da tradicional, dado que a maioria dos trabalhos realizados sobre a balança comercial brasileira e seus determinantes é feita por meio desta abordagem.

Com isto em vista, pode ser destacado que na abordagem alternativa, a modelagem das funções de importação e exportação é baseada na teoria da produção. Portugal (1992) cita os trabalhos de Woodland (1982) e Kohli (1994) como estudos relevantes nesta linha de pesquisa. Neste tipo de metodologia, os bens importados são tratados como bens intermediários, utilizados pelo setor produtor como insumos, enquanto que os bens produzidos pelo setor produtivo local são separados entre exportações e bens de consumo doméstico (PORTUGAL, 1992). Desta forma, “*in this model there is no consumption of traded goods, since all imports are inputs while exported goods are different from domestic production*” (PORTUGAL, 1992, p.9). Neste modelo pode se dizer que é adotada a hipótese de país pequeno, ou seja, assume-se que a função de demanda por exportação é infinitamente elástica. Consequentemente, defensores do modelo argumentam justamente que simplificações como esta eliminam certas dificuldades que vêm a tona ao agregar preferências individuais e torna as derivações dos resultados estáticos menos complexas (KOHLI, 1994, p.3).

A abordagem tradicional, por sua vez, segundo Portugal (1992), assume os bens comercializados como bens de consumo final. Trabalhos como o de Golsdstein e Kahn (1985) e Leamer e Stern (1970) podem ser citados como importantes expoentes desta metodologia, além do próprio

² Como exemplos de estudos relativos à Curva J, podem ser citados Bahmani-Oskooee e Alse (1994) e Bahmani-Oskooee e Goswami (2003).

Portugal (1992), que não só faz uma extensa revisão sobre o tema, mas também elenca os principais problemas identificados na literatura existente no Brasil sobre o assunto.

Entretanto, dentro desta via tradicional, os trabalhos e estudos feitos sobre as funções de exportação e importação têm sido dominados por dois modelos distintos: o de substitutos perfeitos e o de substitutos imperfeitos. Como a maioria dos estudos realizados utiliza importações e exportações agregadas, estes dois modelos muitas vezes são vistos como competidores, segundo Goldstein e Kahn (1985). Entretanto, os autores ressaltam que, se forem utilizados dados desagregados, os modelos deveriam ser vistos como complementares, com um deles lidando com o comércio de substitutos praticamente perfeitos e o outro com bens diferenciáveis. Estes dois modelos serão revisados a seguir.

1.2.1. Modelo de Substitutos Perfeitos

Apesar de este não ser o modelo predominante na literatura relativa às funções de importações e exportações, nesta abordagem assume-se que os bens domésticos e estrangeiros são substitutos perfeitos, de modo que seus preços são determinados pela oferta e demanda do mercado mundial. Consequentemente, ao assumir esta hipótese, os diferenciais de preços são sempre eliminados pelos fluxos de bens entre países, sendo eliminados, o que implica que não possuem papel significante na determinação dos volumes de troca entre países. Como resultado, as importações e exportações são modeladas a partir das diferença entre a demanda e oferta domésticas (PORTUGAL, 1992). Segundo Goldstein e Kahn (1985), três razões podem ser elencadas para justificar a realização de estimativas por meio do modelo de substitutos perfeitos: a) a existência de bens que, de fato, possuem preços definidos e comuns no mercado internacional (*commodities*); b) o fato de que alguns bens comercializados podem ser mais interpretados como substitutos do que as estimativas de substitutos imperfeitos sugerem; c) o fato desta abordagem poder gerar algumas interpretações sobre as elasticidades preço-renda de importações e exportações que não seriam produzidas pela metodologia mais tradicional.

Dito isto, o modelo de substitutos perfeitos pode ser escrito da seguinte maneira:

$$D_i = f(P_d, Y) \quad (1)$$

$$f_{P_d} < 0, f_Y > 0$$

$$S = g(P_d, F) \quad (2)$$

$$g_{P_d} > 0, g_F < 0$$

$$M = D(P_d, Y) - S(P_d, F) \quad (3)$$

$$X = S(P_d, F) - D(P_d, Y) \quad (4)$$

Em que D e S representam, respectivamente, a quantidade demandada e ofertada do bem doméstico, P_d o preço doméstico, Y a renda real e F os custos envolvidos nas transações. Os termos f e g representam as derivadas parciais de cada elemento nas funções. Desta forma, se $f > 0$, o aumento

da variável explicativa em questão irá gerar uma elevação na variável explicada. Se $f < 0$, por outro lado, um crescimento observado na variável explicativa terá como consequência uma redução na variável dependente.

Neste modelo, como pode ser observado, “*the demand for imports and the supply of exports represent the ‘excess’ demand and ‘excess’ supply respectively for domestic goods*” (GOLDSTEIN; KAHN , 1985, p.1051). Como consequência, a estimativa da demanda por importação ou oferta de exportação será equivalente à previsão tanto da demanda quanto da oferta doméstica, com importações e exportações sendo geradas como resíduos destas funções (GOLDSTEIN; KAHN, 1985). Além disso, o preço no comércio internacional é determinado pela interação entre a oferta e demanda do “mundo” por determinado bem comercializado. Desta maneira, a capacidade de um país de influenciar os preços no mercado internacional irá depender basicamente de seu *market-share* e de suas elasticidades de oferta e demanda.

1.2.2. Modelo de Substitutos Imperfeitos

No modelo de substitutos imperfeitos, predominante na literatura existente sobre o tema, tanto os produtos domésticos quanto os produtos estrangeiros são vistos como não substitutos entre si, de modo que “*the products are supposed to be slightly different, in such a way that prices are also different*” (PORTUGAL, 1992, p. 12). Goldstein e Kahn (1985) elencam duas justificativas para esta hipótese. A primeira consiste no argumento de que, se os produtos domésticos e importados fossem substitutos perfeitos, seria observado o domínio de um produto em relação ao outro quando ambos fossem produzidos sob custos constantes ou decrescentes, além de que os países deveriam apenas importar ou exportar determinado produto, porém não fazer os dois. Entretanto, o que se observa, de fato, é a convivência de produtos importados e exportados em um mesmo mercado, além de um fluxo de troca nos dois sentidos. A segunda justificativa consiste na constatação de que, a não ser para *commodities*, a lei do preço único não é válida para vários países, ou seja, produtos domésticos e importados apresentam diferenciais de preços nos diversos mercados em que estão presentes. Em consequência, torna-se possível a estimativa das elasticidades-preço de demanda e oferta para a maioria dos bens comercializados (GOLDSTEIN; KAHN, 1985).

Com isto em vista, as curvas de demanda e oferta de bens importados podem ser interpretadas como funções da renda nacional e dos preços de bens domésticos e importados, visto que não só apenas o preço é relevante aos importadores, mas também o custo final pago pelo produto, medido em um câmbio comum (PORTUGAL, 1992). Logo, o modelo de substitutos imperfeitos de importações, em uma forma geral, pode ser apresentado da seguinte maneira:

$$M^d = f(Y_d, EP_m, P_d, T) \quad (5)$$

$$f_{Y_d}, f_{P_d} > 0, f_{EP_m}, f_T < 0$$

$$M^s = g(P_m, P_d^*, S^*, Y_d^*) \quad (6)$$

$$g_{P_m}, g_{S^*}, g_{Y_d^*} > 0, g_{P_d^*} < 0$$

$$M^d = M^s, \quad (7)$$

Em que M^d é a quantidade demandada de importação, M^s é a quantidade ofertada de importação, Y_n é a renda nacional, $P_{\bar{x}}$ e P_d são os preços das importações e dos produtos domésticos, respectivamente, E é a taxa nominal de câmbio, S é a taxa de subsídios às exportações e T representa as tarifas de um modo geral. A respeito desta última variável, Portugal (1992) destaca que T deve ser interpretado como todos os fatores que representam um custo adicional para o importador, como por exemplo, os custos de transporte, de seguro etc. Nas funções acima, o asterisco identifica as variáveis que se referem ao resto do mundo. Assim como no modelo de substitutos perfeitos, os termos f e g representam as derivadas parciais de cada elemento nas funções.

Com isto em vista, na equação (5), a função de demanda por importações possui uma relação positiva com a renda nacional e os preços domésticos e, por outro lado, uma relação negativa com os preços das importações, medidos em moeda local, e os custos T. Na equação (6), por sua vez, enquanto que a função de oferta de importações depende positivamente dos subsídios estrangeiros às exportações, dos preços das importações e da renda mundial, ela depende negativamente dos preços domésticos em moeda estrangeira.

Analogamente, as curvas de demanda e oferta das exportações podem ser especificadas como funções dos preços efetivos, dentre eles as taxas de câmbio e subsídios às exportações, e da renda mundial. As funções de exportação, de uma maneira geral, tomam a seguinte forma:

$$X^d = l(P_x, P_d, Y_n, T^*) \quad (8)$$

$$l_{P_x}, l_{T^*} < 0, \quad l_{P_d}, l_{Y_n} > 0$$

$$X^s = h(E P_x, P_d, S, Y_n) \quad (9)$$

$$h_{EP_x}, h_S, h_{Y_n} > 0, \quad h_{P_d} < 0$$

$$X^d = X^s \quad (10)$$

Em que P_x representa o nível de preços das exportações e as outras variáveis seguem as definições previamente mencionadas. De maneira semelhante às outras funções, l e h representam as derivadas parciais de cada elemento nas funções.

Em (8), por um lado, a relação entre a demanda por exportações com os preços domésticos de bens estrangeiros e a renda mundial é positiva, e, por outro, é negativa com os preços das exportações e as tarifas do resto do mundo. Na função de oferta (9), as exportações dependem positivamente dos preços das exportações, apresentados na moeda doméstica, dos subsídios às exportações e da renda nacional, além de ter uma relação negativa com os preços domésticos.

Em relação a oferta de exportações, dados os objetivos deste artigo de fornecer uma conexão entre os créditos do BNDES e a balança comercial brasileira, uma possível inserção dos créditos pode ser vislumbrada nestas funções. Mais especificamente, os créditos fornecidos pelo BNDES às

exportações podem ser interpretados como subsídios às exportações e, partindo deste princípio, afetam a função de oferta de exportações.

Apesar desta forma mais generalizada das funções, vale destacar algumas hipóteses adicionais que podem ser utilizadas para simplificar o modelo acima. A principal delas consiste no pressuposto de que as elasticidades preço da oferta das exportações e importações são infinitamente elásticas. Ao assumir isto, apenas as curvas de demanda precisam ser estimadas e esta constitui uma prática bastante comum na literatura. Zini Jr. (1988) e Goldstein e Kahn (1985) destacam que boa parte das investigações acerca das funções de importações e exportações não levam em consideração o lado da oferta.

Entretanto, ambos os trabalhos ressaltam que assumir as elasticidades do lado da oferta como infinitas é algo que vai em direção contrária ao que parece ser razoável na teoria econômica. Isto ocorre, uma vez que, apesar de a oferta de exportação do resto do mundo em relação a um país poder aumentar sem que os preços também se elevem, a não ser que o país apresente retornos constantes de escala ou possua um excesso de capacidade instalada, a oferta será uma função positiva de preços. Ou seja, se é plausível assumir que um país é tomador de preços no mercado internacional, contudo, não parece ser razoável admitir que o resto do mundo possa ser tomador de preços de uma economia local (PORTUGAL, 1992, p. 14). Em outras palavras, “*it is less likely that even a large single country can increase its total export supply at a constant price unless there exists a large pool of unemployed resources in the export industry itself or elsewhere in the economy.*” (GOLDSTEIN; KAHN, 1985, p. 1048). Além disso, apresentar o lado da demanda assim como o lado da oferta no modelo de substitutos imperfeitos explicita que o relacionamento entre preços e quantidades, ao menos na teoria, é simultâneo (GOLDTSEIN; KAHN, 1985, p.1048).

Além disso, nota-se que as simplificações até agora mencionadas se referem a modelos de equilíbrio. Como destacado por Goldstein e Kahn (1985), pode ser adotado um modelo alternativo, de desequilíbrio, que possua um mecanismo de ajuste parcial, de modo que os preços de exportação respondam ao excesso de demanda, enquanto que as quantidades exportadas sejam afetas pelo excesso de oferta. Com esta diferenciação em vista, o trabalho de Goldstein e Kahn (1978) se destaca pela estimação destes dois modelos, um de equilíbrio e outro de desequilíbrio com um mecanismo de ajuste parcial.

1.3. Os trabalhos empíricos no Brasil

A partir do final da década de 1970, a quantidade de estudos relativos ao comércio internacional brasileiro aumentou. Boa parte destes trabalhos se concentrava na análise e na avaliação das exportações e importações do país por meio da estimação de suas funções de oferta e demanda. Diversos fatores conjunturais do início da década de 1980 podem ser apontados como estímulos para a realização de tais pesquisas, como as políticas de minidesvalorizações cambiais, os incentivos fiscais e creditícios fornecidos pelo governo, a determinação do potencial exportador da economia, entre outros fatores. Entretanto, até o estudo de Braga e Markwald (1983), com exceção de Paula Pinto (1982), nenhum outro trabalho havia utilizado um modelo simultâneo para a estimação de funções de exportações e importações.

Na realidade, até estes estudos, a literatura existente sobre o tema no Brasil consistia em três tipos de trabalhos: estimativas de equações de oferta de exportações utilizando a hipótese de país pequeno, partindo do pressuposto de que a demanda de exportações é infinitamente elástica; estimativas de oferta e demanda de exportações por meio de métodos não sistêmicos; e estimativas que utilizavam formas reduzidas de modelos estruturais.

O objetivo desta seção é realizar uma breve revisão da literatura existente no Brasil sobre as equações de troca. O trabalho de Braga e Markwald (1983) teve como objetivo estimar as funções de oferta e demanda de exportações brasileiras de produtos manufaturados brasileiros. Para isto, foram empregados dois modelos de análise do desempenho do comércio internacional brasileiro, tendo como base o estudo de Goldstein e Kahn (1978). O primeiro parte do pressuposto de que os preços e as quantidades exportadas ajustam instantaneamente aos seus valores de equilíbrio. No segundo, por sua vez, admite-se que este ajustamento ocorre com uma certa defasagem, de modo que os excessos de demanda e oferta afetem os níveis de preços e as quantidades exportadas.

Sendo assim, as funções de oferta e demanda de exportações no modelo de equilíbrio adotado por Braga e Markwald (1983), apresentada sobre a forma log-linear³, podem ser especificadas da seguinte maneira:

$$\log X_t^S = \alpha_0 + \alpha_1 \log \left(\frac{PX_t \cdot E_t \cdot S_t}{PD_t} \right) + \alpha_2 \log U_t + \mu_1 \quad (11)$$

$$\log X_t^d = \beta_0 + \beta_1 \log \left(\frac{PX_t}{PW_t} \right) + \beta_2 \log YW_t + \mu_2 \quad (12)$$

Em que X_t^S e X_t^d representam as quantidades ofertadas e demandadas de exportação, respectivamente, PX_t o preço das exportações em dólares, PW_t o preço mundial das exportações em dólares, E_t a taxa de câmbio entre a moeda brasileira, YW_t a renda mundial e o dólar americano, S_t o índice de incentivos fiscais, PD_t o índice de preços domésticos e U_t o índice de utilização de capacidade. Os termos α e β representam as derivadas parciais dos elementos da equação, de modo que as expectativas de seus valores são $\alpha_1 > 0$; $\alpha_2 < 0$; $\beta_1 < 0$ e $\beta_2 > 0$. Os termos μ_1 e μ_2 constituem os distúrbios aleatórios.

Entretanto, como o modelo foi estimado simultaneamente, as variáveis endógenas foram isoladas no primeiro membro, por meio da decomposição do preço relativo e da normalização da equação para o preço das exportações (BRAGA; MARKWALD, 1983). Assim, a equação assumiu a seguinte forma:

$$\log PX_t = b_0 + b_1 \log X_t^d + \beta_2 \log YW_t + PW_t + \mu_3 \quad (13)$$

³ Boa parte dos trabalhos da área utilizam a forma log-linear como forma funcional. Esta escolha se deve ao fato de que “as elasticidades são obtidas diretamente dos resultados da regressão e, diferentemente das formas lineares, são constantes e independentes, portanto, dos valores assumidos pelas variáveis.” (BRAGA; MARKWALD, 1983, p.713).

De modo que: $b_0 = -\frac{\beta_0}{\beta_1}$; $b_1 = \frac{1}{\beta_1}$; $b_2 = -\frac{\beta_2}{\beta_1}$ e $b_3 = \frac{\beta_3}{\beta_1}$ e com a expectativa de $b_0 < 0$; $b_2 > 0$ e $b_3 > 0$.

O modelo de desequilíbrio adotado pelos autores, por sua vez, pode ser representado pelo seguinte mecanismo de ajustamento:

$$\log X_t - \log X_{t-1} = \gamma [X_t^s - X_{t-1}] \quad (15)$$

$$\log PX_t - \log PX_{t-1} = \lambda [X_t^d - X_t] \quad (16)$$

Em que γ e λ constituem os coeficientes de ajustamento parcial, com pesos declinando geometricamente. São obtidas, por fim, as seguintes equações:

$$\log X_t = c_0 + c_1 \log \left(\frac{PX_t \cdot X_t \cdot S_t}{P_t} \right) + c_2 \log U_t + \log X_{t-1} \quad (17)$$

$$\log PX_t = a_0 + a_1 \log X_t + a_2 \log YW_t + a_3 \log PXW_t + a_4 \log X_{t-1} \quad (18)$$

Com isto em vista, os autores utilizaram combinações distintas de cada modelo nas estimativas, diferenciadas pela forma com que os preço relativos foram construídos. Os resultados comentados nesta seção se referem àqueles em que os subsídios creditícios foram incluídos na variável PX_t , tendo em vista os propósitos do presente artigo.

As elasticidades de demanda das exportações de manufaturados encontradas pelos autores se distinguiram pelos níveis dos valores de acordo com o modelo utilizado. No modelo de equilíbrio, elasticidades-preço obtiveram valores relativamente elevados, entre -6,32 e -7,57. As elasticidades-renda da demanda, por sua vez, foram positivas, e assumiram os valores de 3,14 a 3,41. No modelo de desequilíbrio, por sua vez, os valores obtidos pelas elasticidades-preço da demanda foram de -2,18 a -3,30, enquanto que as elasticidades-renda variaram entre 2,59 a 2,69.

As elasticidades de oferta das exportações de manufaturados encontradas por Braga e Markwald (1983) foram ligeiramente superiores aos valores encontrados pelos estudos precedentes a este trabalho. No modelo de equilíbrio, pela impossibilidade, não foi feita a distinção entre elasticidades de curto e longo prazo. As elasticidades encontradas apresentaram os sinais corretos, porém alguns foram estatisticamente nulos. Os valores encontrados para as elasticidades-preço variaram entre 2,19 a 2,52, enquanto que as elasticidades com respeito a utilização de capacidade foram de -1,19 a -1,68. Nas equações de modelos de desequilíbrio, por sua vez, foi feita a distinção entre elasticidades de curto e longo prazo. Os valores obtidos para as elasticidades-preço da oferta de curto prazo foram de 0,37 a 0,56, enquanto que estas elasticidades de longo prazo variaram entre 2,77 a 3,04. Às elasticidades relativas à utilização da capacidade de curto prazo foram atribuídos valores de -0,60 a -0,77, enquanto que para as de longo prazo foram atribuídos valores de -4,13 a -5,20.

O estudo realizado por Zini Jr. (1988) possui abordagens semelhantes às de Braga e Markwald (1983). Nele, foram estimadas equações simultâneas para as funções de exportação, tendo como base,

novamente, o modelo proposto por Goldstein e Kahn (1978). Para as funções de importação, por sua vez, adotou-se a hipótese de economia pequena, com a oferta de importação infinitamente preço-elástica, baseado no modelo proposto por Thursby e Thursby (1984). Consequentemente, a função de demanda de importação consiste na única equação estimada. Apresentada na forma log-linear, ela é dada por:

$$\ln M^d = \alpha_{11} + \alpha_{12} \ln \left(\frac{e_t P M_t}{P_D} \right) + \alpha_{13} \ln TR_t + \alpha_{14} \ln U_t + \alpha_{15} \ln YT_t + \mu_3 \quad (19)$$

Em que M^d representa a quantidade demandada por importação, PM o preço das importações, expresso em dólares, PD o preço doméstico dos produtos substitutos da importação, YT a renda doméstica tendencial, U o índice de ciclos domésticos, TR a tarifa média, e a taxa de câmbio nominal e μ_3 o termo de distúrbio aleatório.

O autor destaca que dois fatores respondem pelo efeito renda: um aspecto secular e um cíclico. O primeiro responde pela “parcela das importações demandadas para o funcionamento normal da economia” (ZINI JR., 1988, p. 625). O segundo, por sua vez, corresponde às importações ligadas à um ciclo econômico.

Assim como no estudo de Braga e Markwald (1983), Zini Jr. (1988) realizou uma série de estimativas, de acordo com redefinições das variáveis dependentes e independentes. Foram feitas estimativas tanto para as exportações e importações totais quanto de acordo com o tipo de produto comercializado, segmentados entre industrializados, agrícolas e minerais. Além disso, as estimativas também foram divididas entre modelos estáticos e modelos dinâmicos. Em geral, os resultados encontrados por Zini Jr. (1988) apontaram para uma rejeição dos modelos estáticos e da não-rejeição das especificações dinâmicas. Estas estimativas, por sinal, apresentaram resultados robustos e foram obtidas defasagens que indicam que ao menos a metade do ajustamento à mudança de uma variável relevante ocorre em um período de um semestre.

Os principais valores encontrados pelo autor serão resumidos a seguir. Em relação as elasticidades de longo prazo encontradas para a oferta das exportações, foi encontrada uma elasticidade-preço⁴ de 0,91 para as exportações totais. Para a elasticidade relativa ao efeito cíclico da oferta das exportações, por sua vez, foi encontrado o valor de -0,93, enquanto que a variável de tendência apresentou o valor de 1,0. A variável tarifas/subsídios teve uma elasticidade de 0,2 para as exportações totais. Entretanto, para a oferta de bens industrializados, sua elasticidade foi estatisticamente significativa com o valor de 1,5.

As demandas por exportações totais, por sua vez, apresentaram baixas elasticidades-preço e altas elasticidades-renda, -0,95 e 2,59, respectivamente. As elasticidades encontradas para a demanda por importações, por sua vez, foram significativas tanto para o componente renda-secular quanto para o efeito cíclico. Para as importações totais, as elasticidades encontradas foram: elasticidade-preço de -0,46, renda de 3,26, efeito cíclico 3,31 e tarifas/subsídios de 4,9.

⁴ Identificada pelo autor como “a resposta de longo prazo a mudanças na taxa de câmbio real” (ZINI JR., 1988, p. 645).

Em outro estudo realizado sobre as equações de importação e exportação do Brasil, Castro e Cavalcanti (1997) estimaram dados agregados e desagregados, seccionados entre manufaturados, semimanufaturados e básicos, para o país de 1955 à 1995. Os autores utilizaram Modelo de Correção de Erros (ECM) para modelar as funções definidas. Como o objetivo principal do estudo era de permitir a previsão da evolução da exportações e importações, dado o comportamento de algumas variáveis tidas como exógenas, Castro e Cavalcanti (1997) modelaram explicitamente as exportações e importações.

Em conformidade com a literatura existente sobre o tema, as variáveis utilizadas como determinantes das exportações foram a taxa de câmbio real, o índice das importações mundiais totais, como uma *proxy* da renda mundial, e a razão entre o PIB e o produto potencial da economia brasileira, como indicador do nível de atividade doméstica. As variáveis condicionantes das importações, também de acordo com a literatura existente sobre o tema, foram o PIB, como *proxy* do nível de atividade da economia brasileira, e a taxa de câmbio real.

Em seu estudo, Sapienza (2007) procurou estimar as equações de exportação por produto, distinguidos da mesma maneira que o estudo de Castro e Cavalcanti (1997), e de importações pelas categorias de uso, sendo elas: bens de capital, bens de consumo, duráveis e não-duráveis e intermediários. A hipótese adotada pelo autor foi a já discutida de “economia pequena”, partindo da justificativa de que a pauta de exportações brasileiras é dominada por *commodities* e a “pequena representatividade do Brasil no comércio internacional” (SAPIENZA, 2007, P. 26). Esta hipótese de país pequeno foi testada pelo teste de causalidade de Granger e ela não foi rejeitada, de modo que os preços internacionais, medidos pelo índice de preços internacionais de *commodities*, causam no sentido de Granger os preços dos bens exportados pelo Brasil. Neste estudo, portanto, foram utilizados dois modelos unequacionais relativos às exportações e importações brasileiras.

As modelagens da oferta e demanda de exportação e da demanda de importação realizadas por Sapienza (2007) seguem abaixo:

$$\ln X_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln WX_t + \alpha_2 \ln E_t + \alpha_3 \ln CRB_t + \mu_t \quad (20)$$

$$\ln M_t = \beta_0 + \beta_1 \ln Y_t + \beta_2 \ln E_t + \beta_3 \ln R_t + \mu_t \quad (21)$$

Em que $\ln X_t$ corresponde ao logaritmo natural da quantidade real ofertada de exportação agregada pelo Brasil; $\ln M_t$ ao logaritmo natural da quantidade real demandada de importação agregada pelo Brasil; $\ln WX_t$ ao logaritmo natural do volume das exportações mundiais; $\ln Y_t$ ao logaritmo natural do PIB brasileiro; $\ln E_t$ ao logaritmo natural da taxa de câmbio real do Brasil; $\ln R_t$ ao logaritmo natural das reservas em moeda estrangeira do Brasil; $\ln CRB_t$ ao logaritmo natural do índice de preços internacionais de *commodities* e μ_t termo de erro aleatório com propriedades clássicas usuais. O subscrito t indica o período que se refere cada termo.

Os resultados encontrados por Sapienza (2007) para as elasticidades de longo prazo das exportações brasileiras totais foram de 0,77 em relação às exportações mundiais, 0,48 para a taxa de câmbio e 0,81 para o índice de preços de *commodities*. Para as exportações de produtos manufaturados, por sua vez, as elasticidades de longo prazo encontradas foram: 0,705, 0,658 e 0,799 para as exportações

mundiais, a taxa de câmbio e o índice de preços de *commodities*. A velocidade de ajuste em relação ao desvio da tendência de longo prazo das exportações totais foi de 34% por trimestre, enquanto que para as exportações de manufaturados o coeficiente encontrado sugere que o sistema corrige o desequilíbrio no período anterior em 30% por trimestre. Segundo o autor, as evidências encontradas no estudo sugerem que a expansão do comércio mundial e a elevação dos preços foram os principais fatores explicativos da expansão das exportações brasileiras do período 2002 a 2006.

Para as importações totais, por sua vez, Sapienza (2007) encontrou elasticidades acima da unidade, mais especificamente: -1,60 para a renda doméstica, 1,31 para a taxa de câmbio real e 1,08 para as reservas internacionais. A velocidade de ajuste encontrada foi de 12% por trimestre.

2. ANÁLISE DOS EFEITOS DO CRÉDITO SOBRE AS EXPORTAÇÕES

O desempenho do Brasil no comércio internacional a partir da década de 2000 foi bastante influenciado pelas alterações ocorridas na economia brasileira e mundial desde o final da década de 1980. Em 1988 foram introduzidas medidas de cunho liberal com o intuito de elevar a competitividade das firmas do país e promover maior modernização da economia, entre elas a redução da tarifa média de 130% vigente nos anos anteriores para patamares abaixo de 15% (HIDALGO, DA MATA, 2009, p.1). Este processo de liberalização se intensificou na década de 1990, de modo que foi observada uma considerável eliminação de barreiras não-tarifárias neste intervalo de tempo juntamente a uma redução de alíquotas de importação (AZEVEDO, PORTUGAL, 1998). Além disso, a partir de 1999 o governo brasileiro substituiu a âncora cambial pelo regime de câmbio flutuante, passou-se a adotar um regime de metas de inflação e a política fiscal passou a refletir metas de superávit primário (HERMANN, 2010).

Estas alterações na relação do Brasil com o comércio internacional, segundo Hidalgo e Da Mata (2009), fizeram com que as firmas brasileiras apresentassem uma maior inserção no mercado exportador. Como consequência, da década de 2000 em diante foram observados crescimentos significantes das exportações brasileiras. Este desempenho pode ser exemplificado pelo intervalo de 2002 a 2006, em que o Brasil apresentou uma elevação de “vendas externas, forte recuperação das importações e um saldo comercial volumoso” (SAPIENZA, 2007, p.10), de modo que a taxa média anual de crescimento das exportações brasileiras em dólares correntes neste período foi de 23%. A alta nos preços das commodities observada no período de 2005 a 2011 e a entrada de capitais estrangeiros também contribuíram para este momento de “bonança externa” (BACHA, 2013).

Neste contexto, a atuação do BNDES junto aos setores exportadores se fortaleceu. O banco teve participação determinante no financiamento de dois programas governamentais de desenvolvimento econômico: a Política Industrial, Tecnológica e de Comércio Exterior (PTICE) e o Programa de Aceleração do Crescimento (PAC). É de se imaginar, portanto, que o banco tenha influenciado, de alguma maneira, o desempenho exportador do país, dado que possui programas voltados,

exclusivamente, às exportações, como o BNDES-Exim, que constitui o “apoio do BNDES destinado à exportação de bens e serviços nacionais”⁵.

Dito isto, considerando o referencial teórico mencionado nas seções anteriores, a presente seção tem o objetivo de realizar uma análise empírica do desempenho das exportações brasileiras no período compreendido entre os anos 2000 a 2013. Será utilizado o modelo proposto por Sapienza (2007) mencionado na seção anterior, com a adição dos desembolsos feitos pelo BNDES direcionados ao setor exportador como uma das possíveis variáveis determinantes das exportações do país no intervalo de tempo analisado. Considerando que a maior parte dos beneficiados pelos financiamentos do banco às exportações compreende o setor de indústria de transformação, serão analisados os dados relativos às exportações totais brasileiras e as exportações de produtos manufaturados.

A seção está organizada da seguinte maneira: inicialmente será feita uma análise qualitativa dos dados utilizados, procurando demonstrar a dinâmica exportadora do país no período estudado. Na seção seguinte, a modelagem da função de exportação utilizada no presente estudo será descrita, tendo em vista o referencial teórico discutido. Na quarta seção, será explicada a metodologia econométrica empregada na análise. A quinta seção, por fim, descreve os resultados obtidos.

2.1. Análise qualitativa das exportações brasileiras

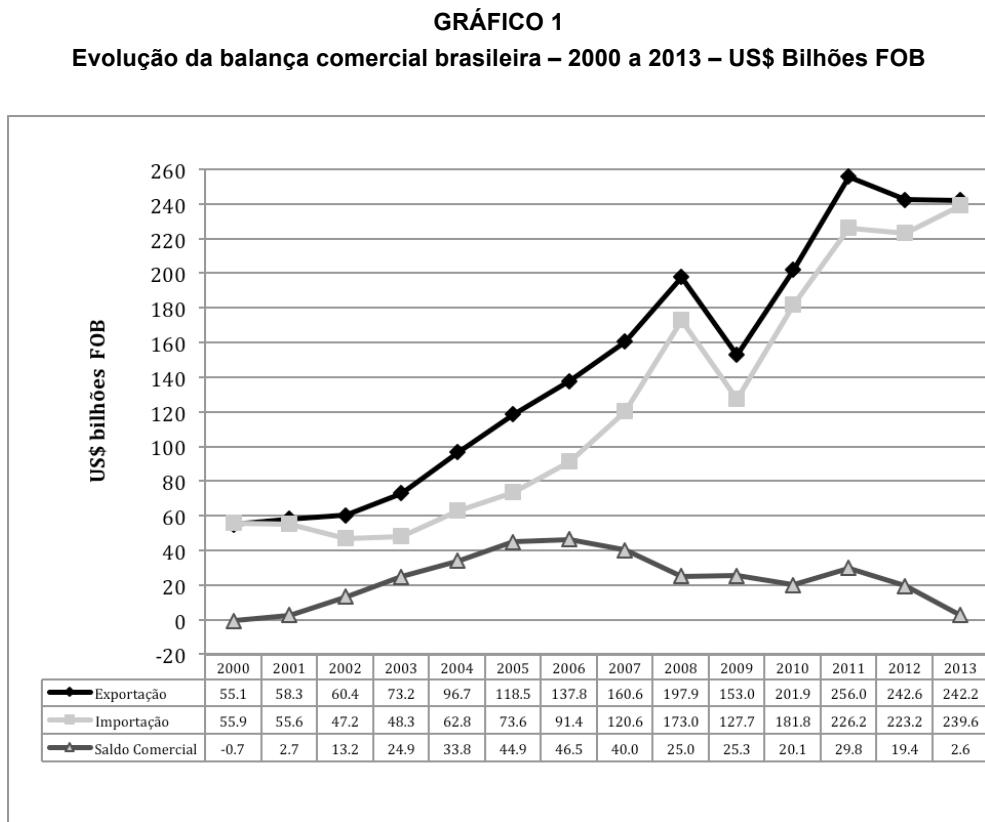
O Brasil viveu uma situação bastante favorável no comércio internacional na década de 2000. Como mencionado anteriormente, o cenário benéfico a pauta exportadora brasileira, caracterizado, por exemplo, pela elevação nos preços de commodities, fez com que a balança comercial brasileira apresentasse um período de elevação considerável entre 2002 a 2006, passando de US\$ 2,7 bilhões para US\$ 46,5 bi (GRÁFICO 1). Boa parte deste saldo pode ser atribuída ao comportamento das exportações e importações totais do país, de maneira que a primeira se elevou expressivamente neste período, enquanto a segunda teve uma variação mais contida. A evolução da balança comercial brasileira pode ser acompanhada no Gráfico 1, indicado abaixo.

Apesar deste aumento no saldo da balança comercial até o ano de 2006, a partir de 2007 este fator declinou até o ano de 2010, muito por conta dos efeitos da crise internacional. Neste ano, por sua vez, experimentou uma contida elevação, chegando a US\$ 20,1 bilhões. Contudo, desde 2011, o saldo sofreu sucessivas quedas e, no ano de 2013, atingiu o seu menor patamar desde 2001, ficando praticamente zerada a 2,6 bilhões de dólares.

Como observado, as exportações atingiram patamares históricos neste intervalo de tempo. Seu desempenho foi de crescimento contínuo até o ano de 2008, atingindo US\$ 197,9 bilhões. O ano seguinte, por sua vez, foi marcado pelo momento mais duro da recessão mundial, em função da crise do *subprime* (BIS, 2009). Como consequência, a trajetória de crescimento contínuo arrefeceu, caindo para 153 bilhões de dólares. A partir de 2010, por sua vez, as exportações se elevaram novamente, chegando ao nível histórico de US\$ 256 bilhões. Nos últimos dois anos da série estudada, o desempenho foi menos

⁵ Fonte: Site do Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES)
<http://www.bnDES.gov.br/SiteBNDES/bnDES_pt/Institucional/Apoio_Financeiro/Produtos/BNDES_Exim/index.htm>, acesso em: 20 de out. 2014.

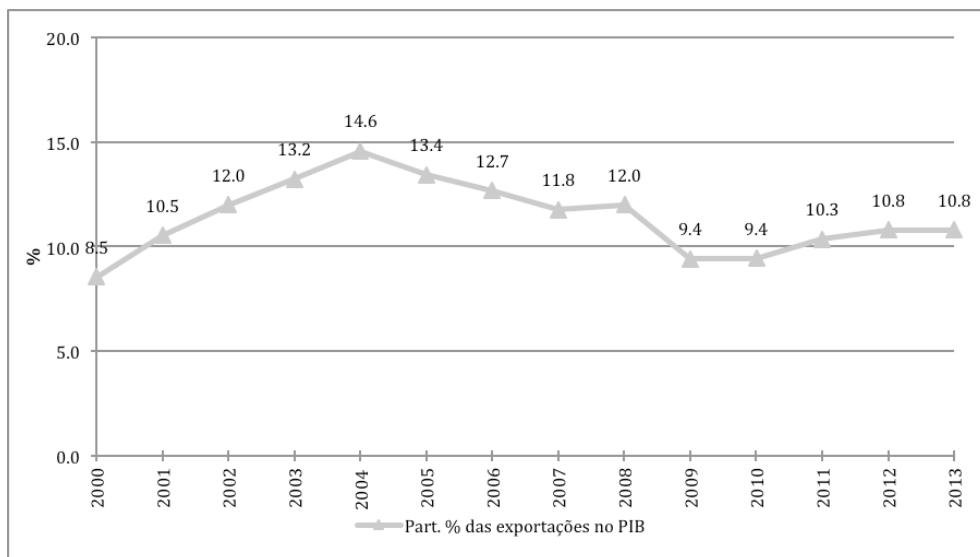
expressivo, o que, por sua vez, não impediu de transformar este período, no geral, em um intervalo de massivo crescimento das exportações brasileiras.



Fonte: Elaboração própria a partir de dados do MDIC.

O gráfico 2 abaixo demonstra a variação anual das exportações brasileiras em relação ao PIB brasileiro. Apesar de uma elevação nesta participação entre os anos 2000-2004, a partir de 2005 houve uma queda contínua, com exceção do ano de 2008, até o ano de 2010. Nos últimos três anos do período analisado, pode ser observado um aumento desta participação.

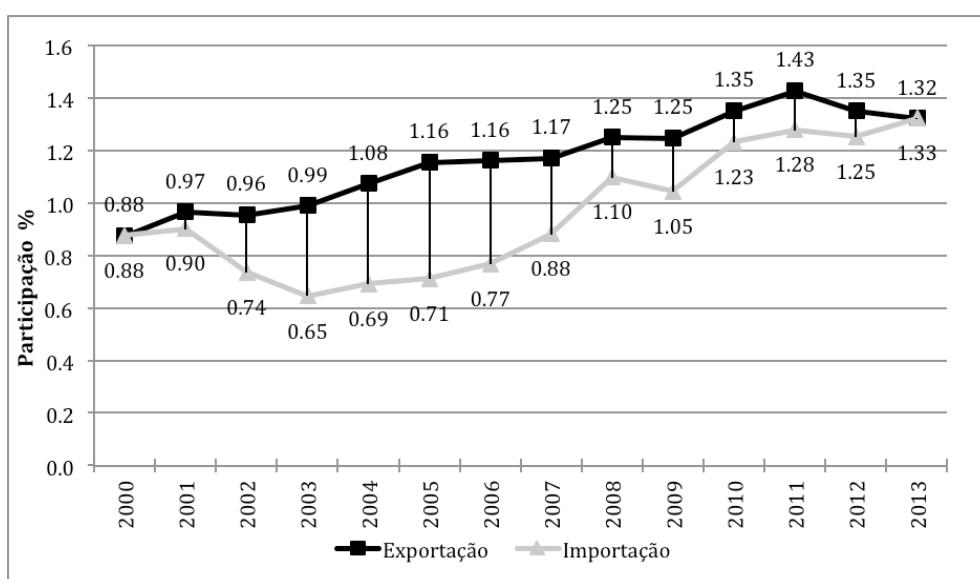
GRÁFICO 2
Participação (%) das Exportações no PIB



Fonte: Elaboração própria a partir de dados do MDIC.

O desempenho relativamente positivo das exportações brasileiras no cenário internacional durante o período analisado pode ser observado na evolução da participação das exportações brasileiras nas exportações mundiais, indicada no Gráfico 3. Houve uma elevação na participação de 0,88% em 2000 para 1,32% em 2013. Apesar disso, vale ressaltar a queda nesta participação desde o ano de 2012.

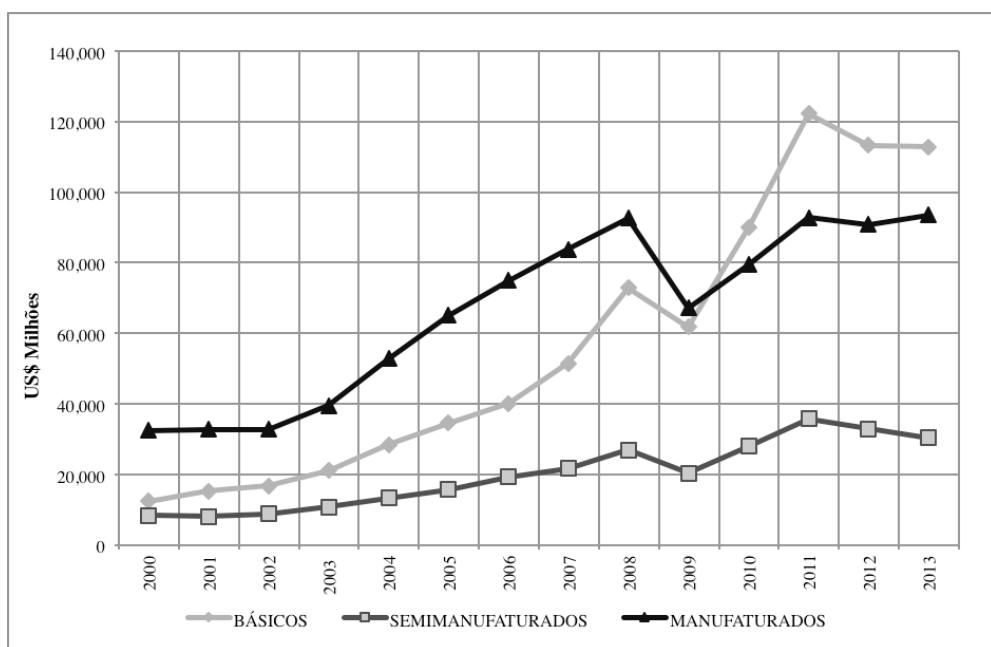
GRÁFICO 3
Participação % do Brasil nas Exportações e Importações Mundiais



Fonte: Elaboração própria a partir de dados do MDIC.

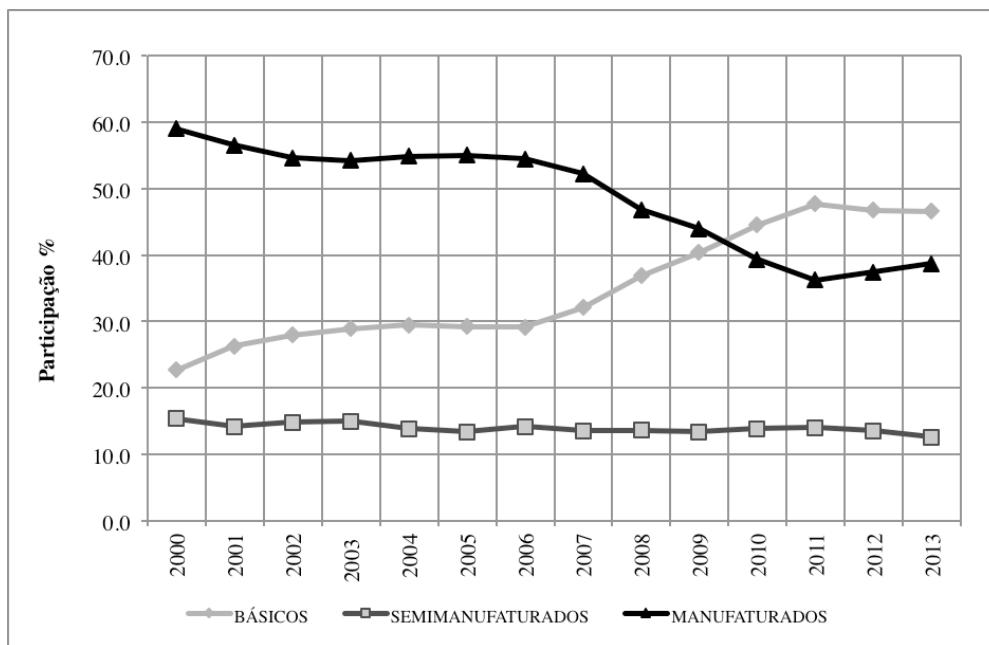
Dado este crescimento geral observado no período para as exportações totais brasileiras, com as ressalvas referentes aos últimos dois anos, que indicam uma piora no saldo da balança comercial e queda da participação das exportações brasileiras nas exportações totais, esta variável será decomposta a seguir pelos produtos, por fator agregado, que a compõe. Os Gráficos 4 e 5, localizados abaixo, indicam a evolução das exportações do Brasil tendo em vista a classificação por produtos básicos, semimanufaturados e manufaturados, em milhões de dólares e pela participação nas exportações totais brasileiras, respectivamente.

GRÁFICO 4
Exportação Brasileira por Fator Agregado 2000 a 2013



Fonte: Elaboração própria a partir de dados do MDIC.

GRÁFICO 5
Exportação Brasileira por Fator Agregado 2000 a 2013 - Participação (%)



Fonte: Elaboração própria a partir de dados do MDIC.

Como observado nos gráficos acima, os produtos manufaturados representavam a maior parcela das exportações brasileiras no começo da década, cerca de 60%, com valores exportados na casa de US\$ 30 milhões⁶. Entretanto, pode ser percebida uma queda até o ano de 2011, que seria precedida por uma pequena elevação nos dois últimos anos restantes. Os produtos básicos, por outro lado, no início dos anos 2000, constituíam 22% do total das exportações brasileiras, aproximadamente US\$ 12 milhões. Com uma elevação constante, em 2010 superaram os produtos manufaturados como os principais componentes das exportações totais do Brasil e, em 2011, atingiram o pico de volume exportado de US\$122.457 milhões. A pequena queda nos últimos dois anos não diminui em termos relativos a grande elevação sofrida por estes produtos. No intervalo de 2000 a 2013, as exportações de produtos básicos apresentaram um crescimento de cerca de 900%. Neste contexto, segundo Bacha (2013), o período de 2005 a 2011 apresentou uma queda da participação da indústria de transformação em relação ao PIB que pode ser atribuída pela bonança externa do país, descrita anteriormente.

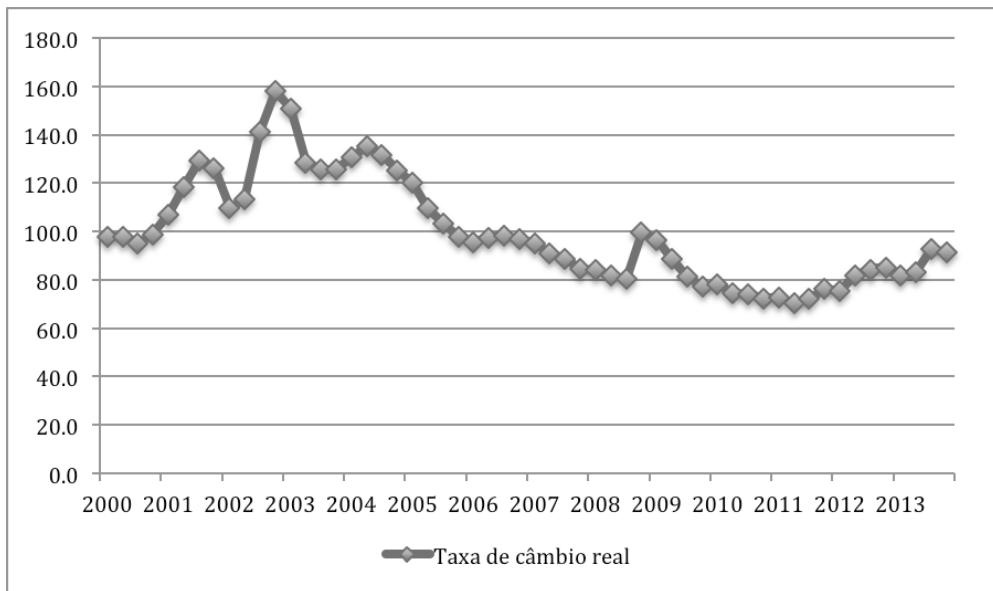
Além disso, para o autor, este desempenho da indústria pode ser associado a queda da competitividade das exportações brasileiras, que pode ser observada no Gráfico 6, que contém a trajetória da taxa de câmbio efetiva real⁷ indicado a seguir. A partir de 2004 pode ser vista uma queda neste fator que pode ter contribuído para o aumento da participação dos produtos básicos nas exportações totais do Brasil no período estudado.

⁶ Vale ser feita a ressalva, porém, de que os produtos manufaturados apresentam um maior valor agregado em comparação aos produtos básicos e semimanufaturados, o que acaba por influenciar em suas receitas de exportações.

⁷ A taxa de câmbio real é calculada a partir pela média ponderada do índice de paridade do poder de compra dos 16 maiores parceiros comerciais do Brasil. A construção desta variável será descrita com maiores detalhes na seção relativa aos dados utilizados.

Em conclusão, os dados apresentados indicam uma alteração nos destinos das exportações brasileiras durante o período estudado, combinada a um aumento geral nas exportações, porém com uma manutenção da razão das exportações totais em relação ao PIB do Brasil. Além disso, pode ser observada uma alteração nas participações dos produtos decompostos por fator agregado, tendo em vista que os produtos básicos passaram a ser os principais produtos exportados pelo país ao final do intervalo estudado, em detrimento dos manufaturados e semimanufaturados.

GRÁFICO 6
Evolução da Taxa de câmbio efetiva real (INPC)



Fonte: Elaboração própria a partir de dados do Banco Central do Brasil.

Desta forma, a análise dos principais determinantes das exportações brasileiras se mostra fundamental não só para aprofundar o entendimento das possíveis relações entre as variáveis que possuem influência nas exportações brasileiras reconhecidas na literatura, como também vislumbrar a possível inclusão dos créditos fornecidos pelo BNDES às empresas brasileiras como um dos condicionantes do volume exportado. Na seção seguinte será feita uma descrição do modelo utilizado para estimar a oferta de exportações brasileiras durante o período de 2000 a 2013.

2.2. Modelo da função de oferta de exportações

A modelagem da função de oferta de exportações utilizada no presente estudo tem como base o modelo empregado por Sapienza (2007) para a função de oferta de exportações, porém com a adição dos desembolsos feitos pelo BNDES destinados à exportação de produtos brasileiros como um dos determinantes das exportações. Desta forma, o modelo empregado no presente estudo consiste no

modelo de substitutos imperfeitos, ou seja, tanto os produtos domésticos quanto os produtos estrangeiros são vistos como não substitutos entre si.

Dito isto, a função de oferta das exportações brasileiras utiliza quatro variáveis do sistema de cointegração e é apresentada da seguinte maneira:

$$\ln X_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln WX_t + \alpha_2 \ln E_t + \alpha_3 \ln COM_t + \alpha_4 \ln BNDES_t + \mu_t \quad (22)$$

Em que $\ln X_t$ corresponde ao logaritmo natural da quantidade real ofertada de exportação agregada pelo Brasil; $\ln WX_t$ ao logaritmo natural do volume das exportações mundiais; $\ln E_t$ ao logaritmo natural da taxa de câmbio real do Brasil; $\ln COM_t$ ao logaritmo natural do índice de preços internacionais de commodities; $\ln BNDES$ ao logaritmo natural dos desembolsos concedidos pelo BNDES à exportação e μ_t termo de erro aleatório com propriedades clássicas usuais. O subscrito t indica o período que se refere cada termo.

As relações esperadas entre as variáveis explicativas e a variável explicada são as seguintes: em relação ao WX , espera-se que o volume das exportações brasileiras aumente com a elevação das exportações mundiais, ou seja, $\alpha_1 > 0$. Para E_t , a relação esperada também é positiva, visto que a elevação do índice da taxa de câmbio real aumenta, em teoria, a competitividade dos produtos exportados no exterior e, desta forma, $\alpha_2 > 0$. O mesmo acontece em relação ao coeficiente de COM , $\alpha_3 > 0$, visto que “é de se esperar que as elasticidades da taxa de câmbio real e do índice de preços internacionais de *commodities* sejam próximas” (SAPIENZA, 2007, p.27), de modo pode se vislumbrar que uma valorização cambial tenha uma compensação em um aumento proporcional no índice de *commodities*. Por fim, também se espera que a relação entre positiva entre a variável explicativa e $BNDES$. Como mencionado anteriormente, o BNDES, a partir dos anos 2000 principalmente teve uma elevação em sua atuação junto ao setor de exportação brasileiro (HERMANN, 2010, de modo que é possível imaginar que os créditos destinados às exportações de empresas brasileiras tenham uma relação positiva com a quantidade real ofertada pelo Brasil, de modo que $\alpha_4 > 0$.

A escolha da forma funcional se deve à sua predominância na literatura existente sobre o tema. Os estudos revisados e mencionados neste artigo, por exemplo, Goldstein e Kahn (1978), Braga e Markwald (1983), Portugal (1992), Sapienza (2007), entre outros, aplicam esta forma. Como não existe nenhum critério na teoria econômica pela escolha da forma linear ou log-linear, foi tomado o caminho adotado pela maioria dos estudos.

Por fim, assim como em Sapienza (2007), a modelagem assume um modelo de correção de erros (ECM). Este modelo, de caráter dinâmico, é adotado, uma vez que as alterações nas variáveis explicativas podem gerar respostas na variável dependente em outro período de tempo (PORTUGAL, 1992). Em geral, o ECM ilustra a mesma estrutura de um vetor autoregressivo de defasagens distribuídas. O vetor autorregressivo de defasagens distribuídas pode ser especificado, genericamente, da seguinte forma:

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta_0 \Delta X_{t-1} - \beta_1 (Y_{t-1} - \beta_2 X_{t-1}) + \epsilon_t \quad (23)$$

O termo de correção de erro corresponde a $\epsilon_t = Y_{t-1} - \beta_2 X_{t-1}$. O coeficiente β_1 na equação (23) deve estar entre -1 e 0 para que o modelo esteja estável. No caso do modelo definido no presente estudo, a equação (22) pode ser reescrita como indicado:

$$\Delta \ln X_t = \alpha + \beta_0 \Delta \ln WX_t + \beta_1 \Delta \ln E_t + \beta_2 \Delta \ln COM_t + \beta_3 \Delta \ln BNDES_t - \beta_4 (\beta_5 \ln X_{t-1} - \beta_6 \ln WX_{t-1} - \beta_7 \ln E_{t-1} - \beta_8 \ln COM_{t-1} - \beta_9 \ln BNDES_{t-1}) + \epsilon_t \quad (23)$$

Em que β_4 corresponde ao coeficiente do termo de erro correção do modelo. As variáveis entre parênteses contêm a correção dos erros. Se o modelo estimado apresentar mais defasagens para o ajustamento do processo na equação, o modelo de correção de erros adotado assume a seguinte forma:

$$\Delta \ln X_t = \alpha_0 + \rho \ln X_{t-1} + \alpha_1 \ln WX_{t-1} + \alpha_2 \ln E_{t-1} + \alpha_3 \ln COM_{t-1} + \alpha_4 \ln BNDES_{t-1} + \sum_{i=1}^n \beta_i \Delta \ln X_{t-1} + \sum_{i=0}^n \lambda_i \Delta \ln WX_{t-1} + \sum_{i=0}^n \theta_i \Delta \ln E_{t-1} + \sum_{i=0}^n \psi_i \Delta \ln COM_{t-1} + \sum_{i=0}^n \omega_i \Delta \ln BNDES_{t-1} + \epsilon_t \quad (24)$$

Neste modelo, o termo $\Delta \ln X_t$ representa a taxa de variação das exportações, totais ou de manufaturados, enquanto que $\Delta \ln WX_{t-1}$, $\Delta \ln E_{t-1}$, $\Delta \ln COM_{t-1}$ e $\Delta \ln BNDES_{t-1}$ constituem as taxas de variações das exportações mundiais, da taxa de câmbio, do índice de preço de *commodities* e do crédito fornecido pelo BNDES. O termo $\ln X_{t-1}$, por sua vez, corresponde ao termo de correção de erro, de modo que ρ representa a taxa de ajustamento das exportações totais.

Os coeficientes de longo prazo, por fim, são obtidos por meio da seguinte operação:

$$\mathcal{L}_{WX} = \frac{\alpha_1}{\rho}, \mathcal{L}_E = \frac{\alpha_2}{\rho}, \mathcal{L}_{COM} = \frac{\alpha_3}{\rho} \text{ e } \mathcal{L}_{BNDES} = \frac{\alpha_4}{\rho}$$

Feita esta breve apresentação do modelo utilizado, serão apresentados os métodos econôméticos utilizados para analisar as propriedades temporais das séries temporais dos dados utilizados que possibilitam, ou não, a estimação do modelo de correção erros.

2.3. Metodologia econômética e análise dos dados

A presença de raiz unitária em uma série temporal determina que um choque em um período no presente tenha um impacto de longa duração em um momento futuro. Assim, um grupo de variáveis em que cada uma apresenta raiz unitária pode ser levado a variar em conjunto por uma tendência. Entretanto, se este conjunto de variáveis possui uma relação linear durante um longo período de tempo, é possível checar se este grupo possui relações de equilíbrio de longo prazo por meio da análise de sua cointegração, ou não.

Como mencionado anteriormente, o modelo de correção de erros é utilizado na literatura para a estimação das relações de um conjunto de variáveis ao longo do tempo. Para que possa ser estimado, as variáveis em questão não só devem ser integradas na mesma ordem de integração, como o resultado da combinação linear das mesmas deve ser uma série estacionária, ou seja, deve conter variáveis cointegradas. Um processo com tais características é conhecido na literatura como cointegrado e procura determinar uma relação estável de longo prazo entre variáveis que não são estáveis, porém que variam extensivamente como um grupo (SAPIENZA, 2007).

Desta maneira, a estimativa do modelo de correção de erros depende de uma análise prévia dos dados, que pode ser resumida da seguinte forma: em primeiro lugar, deve ser determinada a ordem de integração das variáveis empregadas no modelo, para verificar se elas possuem a mesma ordem. A relação de longo prazo não existe se não forem encontrados vetores de cointegração entre elas. Por outro lado, se as variáveis forem integradas de mesma ordem, é possível inferir que existe uma relação de causalidade no sentido de Granger em pelo menos uma direção entre elas.

A estacionariedade, ou não, dos dados pode ser testada pela identificação da presença de raiz unitária. Como sugerido pela literatura, no presente trabalho foi empregado o teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF). Foram realizados testes em níveis e em diferença com o intuito de se verificar que as variáveis são integradas de ordem um, I(1), ou seja, são não-estacionárias em níveis porém apresentam estacionariedade na primeira diferença.

Em segundo lugar, constatada a mesma ordem de integração, são verificados os números de vetores de cointegração. Isto é desejável para identificar se um sistema possui apenas um vetor de cointegração ou uma combinação linear de diversos vetores. Neste trabalho, para determinar o número de vetores de integração foi utilizado o procedimento proposto por Johansen e Juselius (1990)⁸. A constatação de que o conjunto de variáveis estudado é cointegrado de ordem um, I(1), por sua vez, faz com que a possa ser estimado o corretor de erros do modelo. No modelo de correção de erros, as variações nas variáveis dependem de algum desvio do equilíbrio de longo prazo (LUTEKEPOHL, 2006).

A partir deste breve resumo dos procedimentos necessários para a estimativa de um modelo de correção de erros, na subseção seguinte serão feitas as análises dos dados de acordo com a metodologia definida, para que, por fim, o modelo possa ser estimado. Como mencionado na seção anterior, primeiramente será determinada a ordem de integração das variáveis utilizadas no modelo por meio de testes ADF. Em terceiro lugar, constatado que as variáveis são integradas em mesma ordem, foi aplicado o teste de Máxima verossimilhança de Johansen e Juselius (1990, 1992 e 1994) para a determinação do número de vetores de cointegração.

⁸ Na literatura também são apontados outros dois procedimentos para testar a cointegração: o de Engle e Granger (1987) e de Johansen (1988). Foi escolhido o de Johansen e Juselius em função de sua “superioridade comparativamente às regressões baseadas no procedimento de Engle e Granger (1987)” (SAPIENZA, 2007, p. 32).

2.3.1. Descrição e análise preliminar dos dados

Os dados utilizados para a estimativa da função de oferta de exportações serão descritos em seguida. Todas as estimativas se referem aos trimestres do período 2000 à 2013.

As exportações brasileiras foram obtidas no IPEADATA. Foram feitas estimativas relativas às exportações totais e desagregadas por produtos manufaturados⁹. O índice de Fisher foi empregado para separar as quantidades dos preços, tendo em vista sua capacidade de decompor os fatores sem gerar grandes distorções (SAPIENZA, 2007). Os dados foram padronizados para a base do ano de 2000.

A taxa de câmbio real foi obtida DEPEC do Banco Central do Brasil. Ela indica a medida da competitividade das exportações brasileiras e é calculada a partir da média ponderada do índice de paridade do poder de compra dos 16 maiores parceiros comerciais do Brasil. Em sua base, foram utilizados a taxa de câmbio nominal do real brasileiro em relação à moeda estrangeira do país em questão, o Índice de Preço por Atacado (IPA) do parceiro comercial e o Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC/IBGE) do Brasil. Os dados foram padronizados para o ano de 2000.

Foram utilizadas as exportações reais totais como *proxy* da renda mundial, obtidas pela razão entre as exportações totais mundiais e o seu índice de preço. Ambos os dados foram colhidos no IPEADATA. Para o índice de preço das *commodities* totais, foi utilizado este índice obtido no *International Monetary Fund*.

Os volumes desembolsados dos créditos do BNDES às exportações brasileiras, por sua vez, foi obtido junto ao próprio Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social. Eles constituem os desembolsos mensais destinados às exportações. Em função da alta variação dos dados mensais, foi feita uma suavização por meio de um média móvel centrada considerando os três trimestres anteriores, a própria observação e os três trimestres adjacentes. Os dados foram deflacionados pelo índice de preço das exportações brasileiras calculado a partir do INPC¹⁰.

Como mencionado anteriormente, **X** corresponde à quantidade real ofertada de exportação agregada pelo Brasil; **XM** à quantidade real ofertada de exportação de produtos manufaturados pelo Brasil; **E** a taxa de câmbio real; **COM** o índice de preço de *commodities* totais e **BNDES** e **BNDESM** os desembolsos do crédito fornecido pelo BNDES às exportações totais e aos produtos manufaturados, respectivamente.

Assim, em primeiro lugar, foram realizados testes Dickey-Fuller “Aumentado” (ADF), para que fossem determinadas as ordens de integração das variáveis em nível. Os testes foram feitos sem a inclusão de constante ou tendência, com a inclusão de uma constante e com a inclusão de ambas. Os

⁹ As estimativas das funções de oferta de exportações de produtos semimanufaturados e básicos não foram feitas, em função do objetivo deste estudo, notadamente, de testar a inclusão do crédito fornecido ao BNDES às exportações. Como a maior parte do fornecimento de crédito do banco é feita à exportação de produtos manufaturados, optou-se por não tentar estimar sua influência nas exportações desagregadas por outros fatores.

¹⁰ Para os dados relativos aos produtos manufaturados, foram considerados os desembolsos concedidos à Indústria de Transformação segundo a classificação de setor CNAE.

resultados obtidos, que se encontram no APÊNDICE A, apontam para a não-estacionariedade dos dados, ou seja, as estimativas encontradas apontam para a presença de raiz unitária em nível das variáveis.

Após os testes em nível, foram realizados os mesmos testes ADF em primeira diferença das variáveis. Os resultados¹¹ indicam que as variáveis em primeira diferença não apresentam raiz unitária. Ou seja, de acordo com as estimativas encontradas, a série pode ser considerada estacionária em primeira diferença, I(1).

Após os resultados apontarem para uma ordem de integração igual entre as variáveis da série, de acordo com a metodologia citada anteriormente, foram feitos testes de cointegração para as funções de exportações brasileiras totais e de produtos manufaturados.

2.3.2. Teste de cointegração

Para que os testes de cointegração pudessem ser realizados, em um primeiro momento era necessário especificar o número de defasagens da série em um Vetor Autoregressivo (VAR). Para que isto fosse feito, adotaram-se os critérios de informação de Schawrz, testes F de exclusão de variáveis e teste de autocorrelação serial dos resíduos. Os resultados apontam para um modelo VAR com de ordem 2. A partir deste modelo foram feitas as análises de cointegração. Foi empregado o teste de cointegração de máxima verossimilhança de Johansen e Juselius, tanto para as exportações totais quanto para as exportações de produtos manufaturados

2.3.2.1. Exportações totais

Abaixo são apresentados os resultados do teste de cointegração de máxima verossimilhança de Johansen e Juselius para a função de oferta de exportações brasileiras totais com duas defasagens. Na tabela abaixo, são indicados os resultados a partir das estatísticas de maior autovalor e de traço. Foram reportados as possibilidades da existência de nenhum, um ou dois vetores de cointegração. Os resultados apresentados acima indicam que a hipótese nula de não integração, $r = 0$, é rejeitada em favor de um vetor de cointegração, $r=1$. A hipótese nula seguinte, $r \leq 1$, também foi rejeitada, em favor de $r = 2$. A hipótese nula final, de $r \leq 2$, por sua vez, não pode ser rejeitada, de modo que pode se considerar que esta relação possui ao menos dois vetores de cointegração. Estes resultados podem apontar para uma situação em que, apesar de as variáveis contidas na equação serem não-estacionárias, a combinação linear entre elas é estacionária, considerando que são indicados pelo menos duas relações de longo prazo entre as séries.

¹¹ Resultados disponíveis sob requisição.

TABELA 1
Teste de Cointegração de Máxima Verossimilhança JJ

Hipótese Nula	Hipótese Alternativa	Estatística	99% Valor Crítico
Teste Maior Autovalor			
$r = 0$	$r = 1$	53.174	38.77
$r \leq 1$	$r = 2$	35.187	32.24
$r \leq 2$	$r = 3$	11.775	25.52
Teste Traço			
$r = 0$	$r = 1$	111.128	76.07
$r \leq 1$	$r = 2$	57.953	54.46
$r \leq 2$	$r = 3$	22.766	35.65

A seguir, portanto, serão apresentados as estimativas de longo prazo do vetor de cointegração e das estimativas do modelo de correção de erros.

TABELA 2
Estimativas de Longo Prazo dos Vetores de Cointegração

LnXT	LnWX	LnE	LnCOM	LnBNDES
1	1,491	0,733	-0,225	0,189
	(-0,005)	(-0,001)	(-0,401)	(-0,097)

O quadro acima contém as estimativas de longo prazo para as variáveis em relação às exportações totais brasileiras. A relação de longo prazo se dá pelo primeiro autovetor, normalizado para XT. Todos os resultados aqui apresentados devem ser analisados com parcimônia e devem ser vistos apenas como indicativos de possíveis relações. Dito isto, vale ressaltar que com exceção do índice de preço de *commodities*, todas as variáveis apresentaram os sinais esperados. De acordo com as estatísticas obtidas, um aumento de 10% no comércio mundial pode representar, no longo prazo, um aumento de cerca de 15% nas exportações totais brasileiras.

Além disso, vale analisar a variável crédito do BNDES, tendo em vista o objetivo deste estudo. A um nível de significância de 10%, este resultado pode apontar que os desembolsos feitos pelo banco às empresas exportadoras brasileiras resultam, no longo prazo, em um aumento de cerca de 2% nas exportações do país. Vale ressaltar que, após a estimativa destes resultados, foram feitos testes pós-

regressão, para verificar as propriedades do modelo estimado em relação a normalidade, heterocedasticidade e autocorrelação serial dos resíduos¹².

2.3.3.2. Exportações de produtos manufaturados

Abaixo são apresentados os resultados do teste de cointegração de máxima verossimilhança de Johansen e Juselius para a função de exportações brasileiras de produtos manufaturados com duas defasagens. Na tabela abaixo, são indicados os resultados a partir das estatísticas de maior autovalor e de traço. Foram reportados as possibilidades da existência de nenhum, um ou dois vetores de cointegração.

TABELA 3
Teste de Cointegração de Máxima Verossimilhança JJ

Hipótese Nula	Hipótese Alternativa	Estatística	99% Valor Crítico
Teste Maior Autovalor			
$r = 0$	$r = 1$	50,127	38.77
$r \leq 1$	$r = 2$	20,750	32.24
$r \leq 2$	$r = 3$	14,321	25.52
Teste Traço			
$r = 0$	$r = 1$	95,716	76.07
$r \leq 1$	$r = 2$	45,588	54.46
$r \leq 2$	$r = 3$	24,837	35.65

Os resultados apresentados acima indicam que a hipótese nula de não integração, $r = 0$, é rejeitada em favor de um vetor de cointegração, $r=1$. A hipótese nula seguinte, $r \leq 1$, ao contrário do modelo estimado para as exportações totais, não pôde ser rejeitada em favor da hipótese alternativa de $r = 2$. A hipótese nula final, de $r \leq 2$ também não pôde ser rejeitada.

Desta forma, os resultados obtidos nos testes indicam que existe uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis especificadas no modelo. Isto significa que, a combinação linear do conjunto especificado são estacionárias, apesar de as variáveis, em si, serem não-estacionárias. Em consequência, dadas as estatísticas obtidas, pode se auferir que elas tendem a não se distanciar em um período de longo prazo. Devido a esta relação de longo prazo detectada nas variáveis especificadas para

¹² Resultados disponíveis sob requisição.

a oferta de exportações de produtos manufaturados, abaixo serão apresentados as estimativas do vetor de cointegração.

TABELA 4
Estimativas de Longo Prazo dos Vetores de Cointegração

LnXM	LnWX	LnE	LnCOM	LnBNDESM
1	1,184	1,963	0,334	0,296
	(-0,178)	(-0,000)	(-0,464)	(-0,054)

O quadro acima contém as estimativas de longo prazo para as variáveis em relação às exportações brasileiras de produtos manufaturados. A relação de longo prazo se dá pelo primeiro autovetor, normalizado para XM. Todos os resultados aqui apresentados devem ser analisados com parcimônia e devem ser vistos apenas como indicativos de possíveis relações. Dito isto, vale ressaltar que, diferente do modelo relativo às exportações totais, todas as variáveis apresentaram os sinais esperados. Assim, de acordo com as estatísticas obtidas, um aumento de 10% no comércio pode representar, no longo prazo, um aumento de cerca de 11% nas exportações de produtos manufaturados. Uma variável que apresentou um resultado bastante significativo foi o câmbio. Considerando as estimativas, um aumento de 10% nesta taxa representa uma elevação de 19% nas exportações de produtos manufaturados.

Além disso, vale analisar a variável crédito do BNDES, tendo em vista o objetivo deste estudo. Apesar de não apresentar uma estatística muito significante, este resultado pode apontar que os desembolsos feitos pelo banco às empresas exportadoras brasileiras resultam, no longo prazo, em um aumento de cerca de 3% nas exportações do país.

Vale ressaltar que, após a estimação destes resultados, foram feitos testes pós-regressão, para verificar as propriedades do modelo estimado em relação a normalidade, heterocedasticidade e autocorrelação serial dos resíduos¹³.

3. CONCLUSÕES

Este estudo teve como objetivo estimar a função de oferta de exportações brasileiras, totais e desagregadas por produtos manufaturados, para o período de 2000 à 2013, por meio de dados trimestrais. A modelagem utilizada teve como base a cointegração das variáveis empregadas no modelo e o vetor de correção de erros.

Na função de oferta das exportações totais brasileiras, os coeficientes encontrados para as exportações mundiais, a taxa de câmbio real, o índice de preço de *commodities* e o crédito fornecido

¹³ Resultados disponíveis sob requisição.

pelo BNDES foram 1,491, 0,733, -0,225 e 0,189, respectivamente. As exportações totais brasileiras se mostraram sensíveis a um nível de 1% às exportações mundiais e à taxa de câmbio. Para as outras variáveis incluídas no modelo, apenas o crédito fornecido pelo BNDES se mostrou significante a um nível de 10%. Estes resultados são diferentes dos encontrados por Sapienza (2007), que encontrou 0,774, 0,480 e 0,815 para as exportações mundiais, a taxa de câmbio real e o índice de preço de *commodities*, respectivamente.

Na função de oferta de exportação dos produtos manufaturados, os coeficientes encontrados para as exportações mundiais, a taxa de câmbio real, o índice de preço de *commodities* e o crédito fornecido pelo BNDES foram 1,184, 1,963, 0,334 e 0,296, respectivamente. Por motivos de comparação, as estatísticas dos coeficientes encontradas por Sapienza (2007) para a função de oferta dos produtos manufaturados foram de 0,705 para a renda mundial, 0,685 para a taxa de câmbio real e 0,799 para o índice de preço de *commodities*. No presente estudo, apenas a taxa de câmbio foi apontada como estatisticamente significante a 1%. O crédito do BNDES foi considerado estatisticamente significante a um nível de 10%.

Dados estes resultados apresentados, pode se dizer que o estudo cumpriu sua função de estabelecer um elo entre os créditos fornecidos pelo Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social e as exportações brasileiras. Fornecer uma métrica, ou os indicativos, da influência desta instituição na balança comercial brasileira é fundamental para que as contribuições do BNDES ao desenvolvimento da economia brasileira possam ser devidamente entendidas e analisadas. Entretanto, considerando a revisão feita sobre o papel dos bancos públicos na economia do Brasil ao longos dos anos, é importante ressaltar que a atuação do BNDES também esteve, desde sua criação, ligada a estabilidade do sistema financeiro e à economia do país como um todo, tendo em vista, por exemplo, a sua atuação durante a crise financeira do *subprime*.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- AZEVEDO, A. F. Z.; PORTUGAL, M. S. (1998). Abertura comercial brasileira e instabilidade de importações. *Nova Economia*, v.8, n.1.
- BACHA, E. (2013). Bonança externa e desindustrialização: uma análise do período 2005-2011. In: BACHA, E.; DE BOLLE, M.B. *O futuro da indústria no Brasil: desindustrialização em debate*, Rio de Janeiro: Civilização Brasileira.
- BAHMANI-OSKOOEE, M.; GOSWAMI, G. (2003). A disaggregated approach to test the J-Curve phenomenon: Japan versus her major trading partners. *Journal of Economics and Finance*, v.27, n.1, Spring.
- BANK FOR INTERNATIONAL SETTLEMENTS (2009). *79th annual report*. Disponível em: < <http://www.bis.org/publ/arpdf/ar2009e.htm>>. Acesso em: 24 de nov. 2014.
- BRAGA, H.; ROSSI, J. (1987). A dinâmica da balança comercial no Brasil, 1970-84. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, v.41, n.2, p.237.248, abr./jun.
- BRAGA, H.; MARKWALD, R. (1983). Funções de oferta e de demanda das exportações de manufaturados no Brasil: estimativa de um modelo simultâneo. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v.13, n.3, p.707-744.
- CASTRO, A.; CAVALCANTI, M. (1997). Estimação de Equações de Exportação e Importação para o Brasil — 1955/95. *IPEA: Texto para discussão* n° 469, Rio de Janeiro.
- ENGLE, R.; GRANGER, C. (1987). Co-Integration and error correction: representation, estimation and testing". *Econometrica*, v.55, n.2, p.251-267.
- GOLDSTEIN, M.; KHAN, M. (1985) Income and price effects in foreign trade. In: JONES, R.W.; KENEN, P.B. *Handbook of international economics*. v.2, p.1041-1105, Elsevier.
- GOLDSTEIN, M.; KAHN, M., OFFICER, L. (1980). Prices of tradable and nontradable goods in the demand for total imports. *The Review of Economics and Statistics*, v.62, n.2, 190-199.
- GOLDSTEIN, M.; KHAN, M. (1978). The supply and demand for exports: a simultaneous approach. *The Review of Economics and Statistics*, v.60, n.2, p.275-286.
- HACKER, R.S; HATEMI-J, A. (2003). Is the J-Curve effect observable for small north european economies? *Open Economics Review*, v.14, p.119-134.
- HERMANN, J. (2010) Desenvolvimento financeiro e concorrência privada: desafios para a funcionalidade macroeconômica dos bancos públicos. In.: JAYME JR., Frederico; CROCCO, Marco. *Bancos Públicos e Desenvolvimento*. Rio de Janeiro: IPEA.
- HIDALGO, A.; DA MATA, D. (2009). Produtividade e desempenho exportador das firmas na indústria de transformação brasileira. *Estatística Econômica*, v.39, n.4, p. 709-735, out./dez.
- JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. (1990) Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with application to demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v. 52, p. 169-210.

- LEAMER, E.; STERN, R. (1970). *Quantitative International Economics*, Boston: Allyn and Bacon Inc.
- LÜTKEPOHL, H. (2006) *New introduction to multiple time series analysis*, Berlin: Springer.
- MACHLUP, F. (1966) *International monetary economics*, London: George Allen & Unwin.
- MAGEE, S. (1973). Currency contracts, pass-through, and devaluation. *Economic Studies Program*, The Brookings Institution, v. 4, n.1, p. 303-325.
- PORTUGAL, M. (1992). *Brazilian Foreign Trade: Fixed and Time Varying Parameter Models*. 311 f. Dissertação (PhD em Economia), Department of Economics, University of Warwick.
- PORTUGAL, M. (1993). A instabilidade dos parâmetros nas equações de exportação brasileiras. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v.23, n.2, p. 313-348.
- SAPIENZA, L. (2007), *Análise do desempenho da balança comercial brasileira – Estimações das elasticidades das funções da oferta de exportação e da demanda de importação (1980/2006)*. Dissertação (Mestrado em Economia), Escola de pós graduação em Economia, Fundação Getúlio Vargas, São Paulo.
- ZINI Jr., A. (1988) Funções de exportação e de importação para o Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 18, n. 3, p. 615-662.