



Texto para Discussão 008 | 2014

Discussion Paper 008 | 2014

Competição no Mercado Internacional de Nióbio: um Estudo Econométrico

Jáilson Weilly Silveira

Tesouro Nacional

Marcelo Resende

Instituto de Economia, Universidade Federal do Rio de Janeiro

This paper can be downloaded without charge from
<http://www.ie.ufrj.br/index.php/index-publicacoes/textos-para-discussao>

Competição no Mercado Internacional de Nióbio: um Estudo Econométrico

Agosto, 2014

Marcelo Resende

*Instituto de Economia, Universidade Federal do Rio de Janeiro,
Av. Pasteur 250, Urca, 22290-240, Rio de Janeiro-RJ
mresende@ie.ufrj.br*

Jáilson Weilly Silveira

*Tesouro Nacional
Explanada dos Ministérios, Ed. Sede do Ministério da Fazenda, Bloco P, 70.048-900,
Brasília-DF, Email: jailison.silveira@fazenda.gov.br*

Competição no Mercado Internacional de Nióbio: um Estudo Econométrico

Jáilson Weilly Silveira

Tesouro Nacional, Explanada dos Ministérios, Ed. Sede do Ministério da Fazenda, Bloco P, 70.048-900, Brasília-DF, Email: jailison.silveira@fazenda.gov.br

Marcelo Resende

Instituto de Economia, Universidade Federal do Rio de Janeiro, Av. Pasteur 250, Urca, 22290-240, Rio de Janeiro-RJ, Brasil, Email: mresende@ie.ufrj.br

Resumo

O nióbio é um mineral altamente estratégico, no qual o Brasil detém praticamente a totalidade das reservas mundiais seguido pelo Canadá, e tem papel importante em ligas de aço para a indústria aeroespacial e potencial futuro para a indústria de supercondutores. O presente artigo procura investigar o poder de mercado prevalecente para o nióbio no nível de países tomando como referência a abordagem da demanda residual avançada por Goldberg e Knetter (1999). A evidência empírica para os países retromencionados no mercado de destino americano indica poder de mercado significativo para o Brasil e poder de mercado insignificante para o Canadá.

Palavras Chaves: Nióbio, Demanda Residual, Poder de mercado.

Classificação JEL: L13

Área 8 - Microeconomia, Métodos Quantitativos e Finanças

Abstract

Niobium is a highly strategic mineral, in which Brazil holds almost all of the world's reserves followed by Canada, and has an important role in steel alloys for the aerospace industry and future potential for the industry superconductors. The present paper aims at investigating the prevailing market power in Niobium at the country level by taking as reference the residual demand approach advanced by Goldberg and Knetter (1999). The empirical evidence for the aforementioned countries in the American destination market indicates a significant market power for Brazil and a negligible market power for Canada.

Key Words: Niobium, Residual demand, market power.

1 Introdução

Pode-se definir poder de mercado como a capacidade de se elevar lucrativamente o preço de um bem, devido à redução no nível de produção [Landes e Posner (1981)]. Pode-se inferir que quanto mais bens substitutos existem, mais difícil é exercer um poder de mercado. Assim, é possível associar esse conceito de poder de mercado às elasticidades-preços próprias e cruzadas da curva de demanda. É exatamente o que a elasticidade da curva de demanda residual propõe. A curva de demanda residual refere-se à demanda percebida pelo produto de uma firma específica. Mais precisamente, a elasticidade da demanda residual pode refletir em que medida a firma é capaz de elevar seu preço através da redução da produção, após levar em conta as respostas de demanda dos compradores e as respostas de oferta dos rivais.

Baker e Bresnahan (1988) propõem estratégias empíricas baseadas em estimação por variáveis instrumentais, que permitiriam identificar o poder de mercado a partir da estimação de um sistema de equações de demandas residuais. Outros importantes trabalhos foram desenvolvidos seguindo essa metodologia. Yang (2001) utiliza esse método para investigar a existência de poder de mercado na indústria do alumínio nos EUA e, posteriormente, através do conceito de demanda residual parcial, a possibilidade de formação de Cartéis. Ainda, utilizando a abordagem tradicional desenvolvida por Baker e Bresnahan (1988), Ozawa (2005) investiga a competitividade no mercado de crédito bancário no Brasil. Os estudos conduzidos por Yang (2001) e Ozawa (2005) apontam resultados robustos e evidenciam a importância dessa metodologia. Goldberg e Knetter (1999) adaptam esta metodologia, concebida ao nível de firmas, para mercados agregados em países de destino. Essa adaptação foi usada por Bragança (2003) e por Coronel et al (2010). O primeiro analisa a competitividade do café brasileiro no mercado americano, já o segundo estuda o poder de mercado do farelo de soja no mercado europeu.

O nosso trabalho tem o objetivo de investigar a existência de poder de mercado por parte dos exportadores brasileiros de nióbio e, também, aprofundar metodologicamente considerando um

comportamento dinâmico ao modelo. Campanário (1991), em vista da posição privilegiada do Brasil, faz um estudo baseado no modelo de Curva de Demanda Quebrada para explicar o comportamento dos preços internacionais de nióbio. De fato, o Brasil é o maior produtor de Nióbio do mundo, responsável pela produção de mais de 90% da produção mundial¹. É também o país que contém as maiores reservas do minério. Do total mundial, que totalizam 5,7 milhões de toneladas de Óxido de Nióbio contido, 5,2 milhões concentram-se no território brasileiro. Portanto, mais de 90% do total do minério do mundo, o que o torna um minério essencialmente nacional. A posição privilegiada do Brasil e a importância estratégica do nióbio para os países desenvolvidos torna latente a investigação da competitividade deste setor. Através da metodologia da demanda residual adaptada por Goldberg e Knetter (1999) temos o instrumental necessário para analisarmos o mercado internacional de nióbio.

O artigo será composto por 4 seções além dessa pequena introdução. Na seção de número 2, será discutida a metodologia da demanda residual. Na seção 3, traremos informações importantes sobre o nióbio. Na seção 4, será apresentada a base de dados e os resultados da nossa estimação. Por fim, na seção 5, faremos nossas observações finais.

2 A Curva de Demanda Residual e a estimação de Poder de Mercado

Baker e Bresnahan (1992) destacam três formas de identificar e medir econometricamente o poder de mercado. Uma dessas formas é através da elasticidade da curva de demanda residual.

O poder de mercado de uma firma será tanto maior, quanto menor for a quantidade bens substitutos existente no mercado em que ela atua. Ou seja, quanto mais inelástico a demanda for, maior será o mark-up sobre o custo marginal. Assim, essa metodologia se baseia na verificação da resposta do preço da firma em relação à mudança na elasticidade da demanda residual. Se a firma aumenta o preço à medida que a demanda torna-se menos elástica, podemos concluir que ela desfruta de algum grau de poder de mercado.

¹ Em 2008 o Brasil produziu aproximadamente 86 mil toneladas de Nióbio ou 96% do total produzido no Mundo. (Fonte: IBRAM)

A grande vantagem do enfoque da demanda residual confrontada por uma simples firma, apresentado por Baker e Bresnahan (1988), é a economia dos requisitos de dados e hipóteses. Nesta abordagem, não há necessidade de se observar os custos marginais e nem de se estimar cada elasticidade preço cruzada da demanda. Assim, na ausência de dados que possibilite a estimação de todas as elasticidades cruzadas, ainda é possível estimar o grau de poder de mercado através de um “resumo de estatísticas apropriadas”, a elasticidade da demanda residual.

Portanto, a demanda residual é a curva de demanda remanescente da firma em questão, depois de considerada a reação de oferta de todas outras firmas. Esta curva será totalmente horizontal caso a firma esteja atuando em mercado competitivo sem diferenciação de produtos, neste caso a contração do produto de uma firma será exatamente compensado pela expansão da produção da outra firma, ou seja, a elasticidade da demanda residual é infinitamente elástica. Já no caso de monopólio, a curva de demanda residual será a mesma curva de demanda da indústria. E em caso de oligopólio a curva de demanda residual estará entre estas duas.

2.1 Derivações da Curva de Demanda Residual para mercados Internacionais

Goldberg e Knetter (1999) adaptam a metodologia desenvolvida por Baker e Bresnahan (1988), na qual o objetivo era estimar o poder de mercado para uma única firma, para medir a competitividade em um mercado internacional.

A analogia proposta por Goldberg e Knetter (1999) é que cada país é um fornecedor de um produto diferenciado em concorrência com outros países, para um determinado mercado importador. Assume-se no modelo, então, que os produtos exportados provenientes de cada país de origem são substitutos perfeitos entre si. No entanto, os bens produzidos por países diferentes podem ser substitutos perfeitos ou imperfeitos.

Consideremos a seguir uma descrição sumária dos fundamentos teóricos referentes ao tópico e das questões de cunho econométrico que surgem nesse contexto. Considere um grupo de exportadores vendendo em um mercado particular estrangeiro, cujo interesse é estimar a curva de demanda residual

desse país em específico, digamos país A. Seja p^{ex} e Q^{ex} preços e quantidade exportadas pelo país A ao país de destino. Seja ainda p^1, \dots, p^n o preço dos n competidores de outros países, e Z o deslocador de demanda no mercado de destino. Todos os preços dessa equação estão em moeda do país de destino. A função de demanda será dada por:

$$p^{ex} = D^{ex}(Q^{ex}, p^1, \dots, p^n, Z) \quad (1)$$

$$p^k = D^k(Q^k, p^j, p^{ex}, Z) \text{ onde } j = 1, \dots, n \text{ e } j \neq k \quad (2)$$

A fim de incorporar o comportamento dos competidores dos exportadores do país de interesse A e, assim, obtermos a demanda residual do país A, nós devemos considerar um comportamento otimizador de todas as firmas concorrentes. Dessa forma, igualando a receita marginal ao custo marginal de todos os competidores, teremos:

$$p^k = e \cdot MC^k - P^k(.) + Q_k \cdot \sum_{k \neq j} \frac{\partial P^k}{\partial Q_j} \cdot \frac{\partial Q_j}{\partial Q_k} \quad (3)$$

Da mesma forma, resolvendo para o grupo de exportadores do país A, teremos:

$$p^{ex} = e \cdot MC^{ex} - P^{ex}(.) + Q_{ex} \cdot \sum_{k \neq j} \frac{\partial P^{ex}}{\partial Q_j} \cdot \frac{\partial Q_j}{\partial Q_{ex}} \quad (4)$$

- e é a taxa de câmbio
- $MC^{(\cdot)}$ é o custo marginal.

A expressão (3) condensa um conjunto de n-1 relações de oferta para os rivais dos exportadores do país A. Pode-se resolver simultaneamente o conjunto de equações de demanda e de relações de

oferta dos rivais (2) e (3). A solução desse sistema de equações nos dará os preços dos competidores como função dos custos, dos deslocadores de demanda dos n produtos e da quantidade do bem exportado pelo país A, Q^{ex} . Seja Z o conjunto dos deslocadores de demanda, W^N a união de todos os deslocadores de custos específicos a cada firma e ζ^N a união de todos os parâmetros de conduta, teremos:

$$p^k = p^{k*}(Q^{ex}, W^N, Z, \zeta^N), \quad k = 1, \dots, n \quad (5)$$

A expressão (5) considera um conjunto de $n-1$ equações reduzidas parciais para os rivais dos exportadores do país A. Substituindo a equação 5 na equação 1 e eliminando as redundâncias, teremos a curva de demanda residual:

$$p^{ex} = D^{ex}(Q^{ex}, p^{1*}(\cdot), \dots, p^{n*}(\cdot), Z) = D^{res\ ex}(Q^{ex}, W^N, Z, \zeta^N) \quad (6)$$

A curva de demanda residual tem três argumentos observáveis: a quantidade produzida pelos exportadores; os deslocadores de demanda; e os deslocadores de custos das outras firmas. Como já vimos, não é possível estimar separadamente os parâmetros de interesse, já que o que temos são dados em nível agregado. Entretanto, este modelo captura o impacto conjunto de todos os parâmetros sobre o poder de mercado através da elasticidade da curva de demanda residual.

Precisamos ainda tomar cuidado com o fato de que a variável Q^{ex} é endógena no modelo, devido ao problema de simultaneidade entre Q^{ex} e p^{ex} . Assim, resta-nos verificar a condição para a identificação da curva de demanda. Comparando a equação (6) com a equação (4), percebe-se que a equação (4) contém o custo marginal do país exportador CM^{ex} , que será uma função das variáveis que deslocam a oferta específica do grupo exportador (W^{ex}). Estas variáveis, entretanto, são excluídas da equação (6). Apenas as variáveis que deslocam o custo das firmas competidoras W^N entram na curva de demanda residual. Esta é precisamente a restrição de exclusão que nos permite identificar a demanda

residual. Assim, a taxa de câmbio entre o país de origem e o de destino é exatamente o tipo de variável que poderia ser incluída em W^{ex} ; ela move os custos relativos dos exportadores independentes das outras firmas competidoras.

2.2 Relação entre a elasticidade da Demanda Residual e o Mark-up.

Diferenciando a versão logarítmica da equação (6) em relação à Q^{ex} obteremos a elasticidade da curva inversa de demanda residual η_{ex} :

$$\eta_{ex} = \frac{\partial \ln D^{res\ ex}}{\partial \ln Q^{ex}} = \frac{\partial \ln D^{ex}}{\partial \ln Q^{ex}} + \sum_k \frac{\partial \ln D^{ex}}{\partial \ln p^{k*}} \cdot \frac{\partial \ln p^{k*}}{\partial \ln Q^{ex}}$$

Percebemos assim, que a elasticidade da curva de demanda residual é capaz de sintetizar todas as elasticidades existentes na curva de demanda original e ainda levar em conta a interação estratégica das firmas, que é dada pelo componente $\frac{\partial \ln p^{k*}}{\partial \ln Q^{ex}}$.

Para os casos em que a firma se encontra em equilíbrio de conjectura consistente², ou seja, o equilíbrio no qual a percepção de cada firma sobre a reação das outras firmas é correta, não existe nenhuma diferença entre a curva de demanda residual e a curva de demanda percebida pela firma. Nestes casos o mark-up é exatamente igual à elasticidade da curva de demanda residual:

$$\frac{p^{ex} - MC^{ex}}{p^{ex}} = - \left(\frac{\partial \ln D^{ex}}{\partial \ln Q^{ex}} + \sum_k \frac{\partial \ln D^{ex}}{\partial \ln p^{k*}} \cdot \frac{\partial \ln p^{k*}}{\partial \ln Q^{ex}} \right)$$

Baker e Bresnahan (1988) apontam alguns casos em que isto ocorre. Nos modelos de líder de Stackelberg e de firma dominante com várias firmas competitivas, as firmas dominantes sabem que a

² Ver Bresnahan (1981)

curva de oferta dos competidores afeta a elasticidade da sua curva de demanda e agem de acordo com isto.

No caso da concorrência perfeita, a igualdade acima é válida, porque o preço de uma determinada firma é determinado pelo preço dos competidores e a elasticidade de demanda residual é igual à zero. Isso implica que o *mark-up* relativo é zero, pois vale a igualdade do custo marginal e do preço.

No caso de diferenciação de produtos, a distinção entre variações conjecturais e funções de reação tornam-se menos relevantes, na medida em que a substituíbilidade entre os produtos das firmas competidoras diminuem. Intuitivamente, se uma firma tem poder de mercado devido ao fato de que seus produtos são diferentes das demais, então o aspecto de interação estratégica será menos importante.

Em outros modelos de oligopólios não existe uma exata correspondência entre o índice de Lenner e a elasticidade da demanda residual estimada.

O nosso caso pode ser enquadrado da seguinte forma: um produto homogêneo com uma indústria dominante. Dessa forma, a elasticidade da curva de demanda residual refletirá com robustez o poder de mercado praticado.

3 NIÓBIO: SUAS CARACTERÍSTICAS MINERAIS E DE MERCADO

3.1 Características do Nióbio.

O nióbio (Nb) foi descoberto no começo do século XIX pelo britânico Charles Hatchett. Ele é uma das substâncias de mais baixa concentração na crosta terrestre, na proporção de 24 partes por milhão. Elemento de número atômico 41, possui um alto ponto de fusão, 2.468°C e baixa resistência à oxidação, contudo é resistente em meios químicos e possui boa condutividade elétrica e de calor. O nióbio tem a propriedade especial de supercondutividade a temperaturas cryogênicas.

3.2 Principais usos industriais.

Os principais produtos de nióbio de interesse industrial são atualmente, o ferronióbio, o pentóxido de nióbio, as ligas grau vácuo e o nióbio metálico.

O ferronióbio é uma liga de ferro utilizada para adicionar nióbio aos aços, conferindo a eles resistência mecânica maior, menor peso e custo reduzido. Além disso, preserva características desejáveis do aço; tais como soldabilidade, tenacidade e conformibilidade³. Dentre estes aços, podemos destacar o Aço de Alta Resistência de Baixa Liga (ARBL).

A quantidade de nióbio necessária para produzir melhorias significativas nas propriedades mecânicas do produto é mínima. Os aços microligados, assim denominados, formam um grupo de ARBL, em que geralmente o nióbio adicionado é de 400gr por tonelada de aço⁴.

Estes aços microligados são muito utilizados na construção civil, construção de oleodutos e gasodutos, nas plataformas de exploração de petróleo em águas profundas e na indústria naval. Na indústria automotiva, eles são utilizados na fabricação de chassis de caminhão, de rodas de veículos, além de serem usados na fabricação de carros. Podemos citar ainda, a utilização desses aços microligados na fabricação de reatores nucleares e de trilhos ferroviários. Outra importante aplicação do nióbio é na fabricação de aços inoxidáveis. Neste grupo o nióbio garante melhor desempenho em temperaturas elevadas e contribui para neutralizar o efeito do carbono e do nitrogênio, garantindo assim maior durabilidade. O nióbio vem encontrando também bastante campo na produção de superligas (segundo maior consumo de nióbio depois da indústria de aço⁵) contidas em materiais projetados para funcionar por longos períodos em atmosfera oxidante e corrosiva a temperaturas acima de 650°C. Essas superligas são utilizadas em equipamentos de combustão, núcleo de reatores nucleares, peças de foguetes, componentes de motores a jato e motores militares, na indústria petroquímica entre outros.

³ Laverick (1987)

⁴ Socorro (2001)

⁵ Departamento Nacional de Produção Mineral

Tabela 1 Principais Aplicações do Nióbio

<i>Produto</i>	<i>Principais Produtores</i>	<i>Market Share (%)</i>	<i>Aplicações</i>	<i>Principais Mercados</i>
Ferronióbio (HSLA FeNb) ~60% Nb contido	CBMM Anglo American IAMGOLD/Niobec	90%	HSLA Aço Inoxidável Aços resistentes ao Calor	Indústria Automotiva Engenharia Pesada e Infraestrutura Setor Petroquímico Usinas de Energia Oleodutos e Gasodutos
Ferronióbio Vacuo(VG FeNb) Nb contido	CBMM	3%	Superligas	Indústria aeroespacial Setor Petroquímico
Nióbio Metálico e Ligas Nb Contido	CBMM	3,40%	Supercondutores	Aceleradores de Partículas Ressonância Magnética
Óxido de Nióbio >99% Nb Contido	CBMM	3,40%	Cerâmicas Catalisadores	Óptica Eletrônica

Fonte: IAMGOLD

3.3 Complementaridade e substitubilidade dos principais metais e o Nióbio.

Em termos tecnológicos, elementos como vanádio, molibdênio, manganês, titânio entre outros podem ser usados como substitutos imperfeitos para o nióbio. No entanto, na maioria dos casos a substituição do nióbio não é desejável, pois pode gerar perdas de eficiência ou incorrer em maiores custos⁶. Na Siderurgia, o titânio e o vanádio são elementos microligantes, em algumas ligas de ARBL, contudo, a quantidade de ferronióbio adicionado ao aço é de apenas a metade da quantidade de ferrovanádio⁷, por exemplo. Além disso, em alguns testes feitos com nióbio, tântalo e vanádio para o uso em aços microligados, o nióbio apresentou melhores propriedades físico-químicas em relação aos outros dois elementos.⁸

O tântalo também pode substituir o nióbio na fabricação de superligas na indústria aeronáutica para a fabricação de turbinas especiais e ligas resistentes à corrosão e às altas temperaturas. Contudo este metal possui preços mais elevados, além de elevada densidade.

3.4 Reservas, Produção e Consumo Mundial.

3.4.1 Reservas.

⁶ Mineral commodities summaris - United States Geological Survey (USGS)

⁷ Mineral Commodities Summaris - USGS

⁸ Fernandes, R. DNPM

O Brasil tem as maiores reservas mundiais de nióbio (98,43%) seguido por Canadá (1,11%) e Austrália (0,46%). O Brasil também é o maior produtor mundial de nióbio, como pode ser observado na tabela abaixo. As reservas de Nióbio localizadas no Brasil estão distribuídas em entre os Estados de Minas Gerais, Amazonas e Goiás. Com destaque para a cidade mineira de Araxá que detém uma reserva lavrável de 188.530.014 t de pirocloro, com teor médio de 1,23% de Nb_2O_5 .

Tabela 2 Reservas e Produção Mundial

Países	Reservas ² (t)	Produção ¹ (t)			
	2011 ^(p)	2009 ^(t)	2010 ^(t)	2011 ^(p)	(%)
Brasil	4.133.193	165.723	165.767	169.245	97,02
Canadá	61.000	4.330	4.400	4.600	2,64
Outros Países	21.000	400	600	600	0,34
TOTAL	4.215.193	170.453	170.767	174.445	100

Fontes: DNPM/DILPLAM, USGS Mineral Commodity Summaries-2012

⁽¹⁾ Dados referente à Nb_2O_5 contido no minério. ⁽²⁾ Reserva Lavrável. ^(p) Preliminar, ^(t) Revisado.

Pela tabela abaixo, podemos ver que grande maioria das reservas de nióbio do mundo está sob a concessão da empresa brasileira CBMM, que responde quase 85% da produção mundial. Notamos também a posição privilegiada das reservas brasileiras, que na maioria são minas a céu aberto, enquanto que no Canadá as minas são subterrâneas. A CBMM também é líder no mercado em desenvolvimento de aços especiais com nióbio.

Tabela 3 Reservas e Produção por Empresa

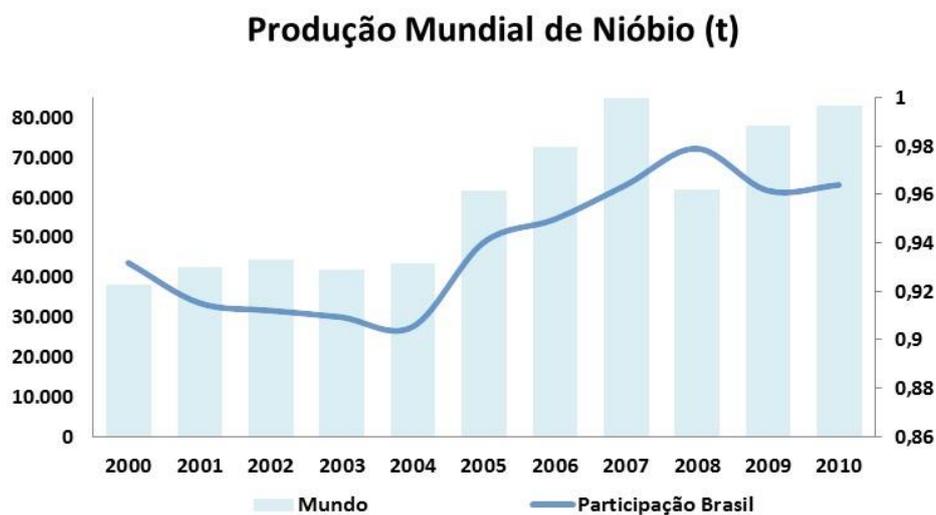
	CBMM	Niobec	Catalão
Reservas (milhares toneladas)	500.000	45.716	16.000
Contendo Kg Nb_2O_5 /t	18,9	3,2	7,25
Produção 2010 ferronióbio	64.535	6.522	6.164
Vida esperada da Mina (anos)	400+	40+	20+
Localização	Araxá, Gerais	Minas Chicoutimi, Quebec, Canadá	Catalão, Goiás, Brasil
Tipo de Mina	Céu Aberto	Subterrâneo	Céu Aberto

Fonte: IAMGOLD

3.4.2 Produção e Consumo

A produção mundial de nióbio vem aumentando ano após ano desde 2000, somente com uma acentuada queda em 2009 devido à recessão mundial. A Participação da produção brasileira no total mundial também aumentou, saindo de 90% em 2004 para 96% em 2010, reforçando sua posição hegemônica no fornecimento mundial de nióbio.

Gráfico 1. Produção Mundial de Nióbio e a Participação do Brasil



Fonte: DNPM

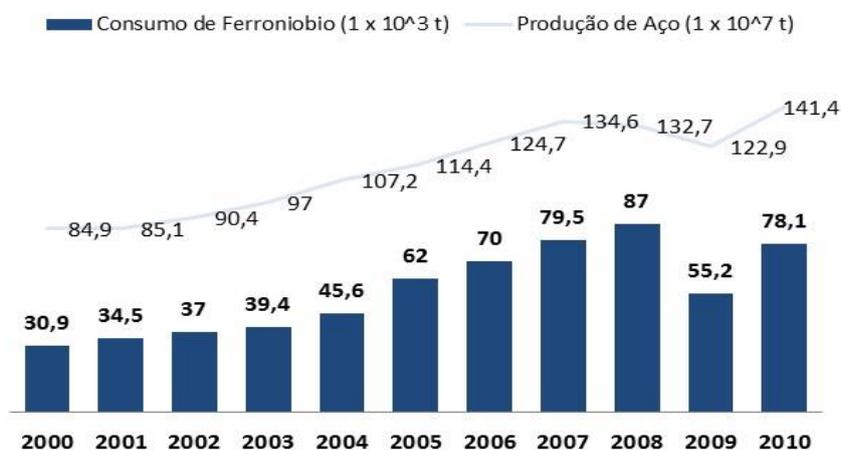
Se por um lado, há um sustentado crescimento da oferta mundial de nióbio, por outro lado o consumo também vem crescendo a taxas sustentadas e elevadas desde 2000.

O consumo de nióbio destina-se basicamente à produção de aços microligados, sob a forma de ferronióbio. Assim, a indústria siderúrgica é a principal demandante deste metal. Quase 90% da produção de nióbio são destinadas aos que fazem uso do ferronióbio, tanto na produção de aços microligados quanto na produção de aços resistente ao calor. Podemos apontar basicamente dois fatores que acentuaram a demanda por nióbio nesta última década. O primeiro deles se refere à expansão da

atividade econômica e do crescimento dos setores da economia que geralmente demandam grandes quantidades de nióbio, como, por exemplo, os setores automotivos e petrolíferos. Na indústria do petróleo, a elevação dos preços do petróleo viabilizaram novos projetos de exploração que passaram a demandar uma maior produção de tubos de aço de alta resistência, tanto ao calor como as baixas temperaturas. No setor automotivo, os aços microligados de alta resistência vêm ganhando espaço, devido à redução de peso dos automóveis que esses aços proporcionam, implicando em economia do consumo de combustível. O segundo fator que podemos apontar se refere à tendência de aumento na quantidade de nióbio utilizado nessas ligas de aço, que saiu de 40g em média de nióbio por tonelada de aço atingindo o pico em 2008 com 62gr/t⁹.

O gráfico (2) nos mostra o crescimento acentuado da produção de aço no mundo, impulsionado principalmente pela China e sua correlação com o aumento do consumo do ferronióbio.

Gráfico 2. Produção de Aço e Consumo de Ferronióbio no mundo



Fonte: IAMGOLD

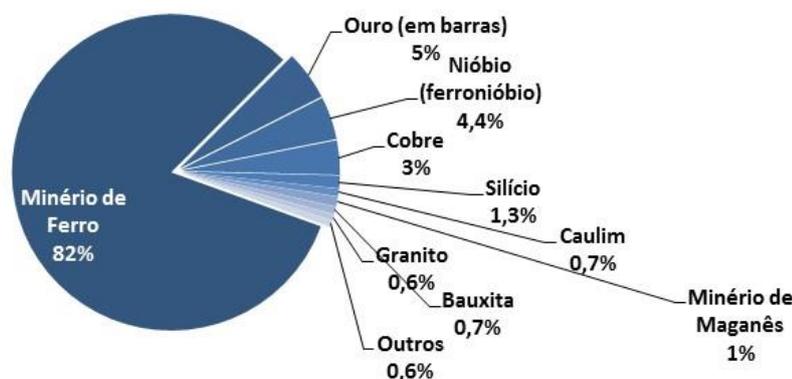
3.2.3 Exportações brasileiras.

A maior parte da produção brasileira de nióbio é voltada para o mercado externo. Apenas uma pequena parte da produção de Minas é direcionada ao mercado interno. Em 2011 a CBMM destinou às

empresas metalúrgicas nacionais (Usiminas, Cosipa, Grupo Gerdau e CSN) menos de 10% da sua produção total de liga de ferronióbio padrão. (66% de teor de nióbio e 30% de ferro) ¹⁰.

Pelo gráfico abaixo, podemos observar a importância da liga de ferronióbio na pauta de exportação brasileira. Em 2010 a exportação de nióbio (ferronióbio) rendeu mais de US\$ 1,5 bilhão, o que coloca o nióbio entre os principais minérios exportados pelo Brasil.

Gráfico 3. Composição Exportação Metais Primário em valor – 2010



Fonte: DNPM

Em 2011 o Brasil exportou aproximadamente 70.009 t da liga de ferronióbio, com 46.205 t de nióbio contido, 1.659 t de óxido de nióbio de alta pureza e 380 t de óxido de nióbio de grau ótico. A receita gerada pelas exportações da liga ferronióbio foram aproximadamente US\$ 1,84 bilhões e de pela venda de óxido de nióbio US\$ 60.630. Os principais países importadores do nióbio brasileiro foram: Holanda (30%), China (21%), Cingapura (15%), Estados Unidos (14%) e Japão (9%)¹¹.

¹⁰Fonte: DNPM

¹¹ Fonte: Departamento Nacional de Produção Mineral (DNPM) e Instituto Brasileiro de Mineração (IBRAM)

4 Estimação Econométrica e Resultados

4.1 Estimação da elasticidade da demanda residual para o mercado de nióbio.

Conforme visto na seção 2.4, em algumas circunstâncias, o mark-up será exatamente igual à elasticidade da demanda residual. Desta forma, de posse das informações contida no capítulo 3, podemos enquadrar a estrutura de mercado do nióbio nos EUA como um caso de um produto homogêneo com uma indústria dominante. Assim, podemos interpretar a elasticidade da demanda residual diretamente como o mark-up dela sobre o custo marginal.

Seguindo Goldberg e Knetter (1999), forneceremos nesta seção o arcabouço teórico necessário para estimar a elasticidade da demanda residual defrontada pelos grupos de exportadores da liga de ferronióbio.

A equação (6), derivada em seção anterior desse artigo, indica as variáveis que serão incluídas na demanda residual. Isto é, tomando como exemplo o caso do Brasil, teremos a quantidade Q^{br} exportada pelo grupo exportador de interesse (Brasil), as variáveis do mercado de destino (EUA) que deslocam a demanda Z e variáveis que deslocam custos do principal competidor dos brasileiros, no nosso modelo, o Canadá, W^{can} . Conforme propôs Goldberg e Knetter (1999), estimaremos a equação (6) na forma funcional *Log-Log*. Essa opção se deve ao fato de que, desta forma, os coeficientes podem ser diretamente interpretados como elasticidades. A equação que será estimada tem a seguinte forma genérica:

$$\ln p_{mt}^{ex} = \lambda_m + \eta_m \cdot \ln Q_{mt}^{ex} + \alpha'_m \cdot \ln Z_{mt} + \beta'_m \cdot \ln W_{mt}^N + \varepsilon_{mt}$$

onde ε_{mt} é um termo de erro independente e identicamente distribuído (i.i.d), α'_m e β'_m denotam os vetores de parâmetros a serem estimados. Destacando-se que o vetor W_{mt}^N não inclui nenhuma variável

que desloca os custos do grupo exportador em interesse. O preço recebido pelo exportador p_{mt}^{ex} e as variáveis que deslocam a demanda americana são expressas em dólares (moeda do país de destino).

O parâmetro de interesse é η_m que nos dá diretamente a elasticidade da demanda residual. A existência de competição perfeita retornará um parâmetro estimado igual à zero. Esta situação indica que o grupo exportador defronta-se com uma demanda perfeitamente elástica, ou seja, o preço do produto exportado não é influenciado pelo grupo exportador, mas totalmente determinado pelos custos dos outros produtores. Quanto maior η_m , em valor absoluto, maior será o desvio do preço em relação ao custo marginal e, portanto, maior será o poder de mercado praticado por este determinado grupo de exportadores sobre os preços.

As variáveis que deslocam a demanda $Z_{m,t}$ podem ser constituídas por variáveis, tais como tendência temporal, renda nominal, etc.. No nosso trabalho, devido ao fato de as séries serem mensais, não há disponibilidade de dados de PIB americano, logo, optamos por utilizar variáveis que acreditamos ter alta correlação com a demanda de nióbio, como a indústria aeroespacial e os preços de alguns substitutos próximos, como o tântalo, o manganês, entre outros. As variáveis que deslocam o custo dos n competidores devem incluir variáveis que desloquem os preços dos insumos. Essas variáveis podem ser decompostas em duas partes. A primeira, expressa na moeda do país exportador, não varia de acordo com o mercado de destino. A segunda é a taxa de câmbio, que varia de acordo com o mercado de destino, do país exportador *vis-à-vis* o mercado de destino.

Não devemos nos esquecer de que se espera que a quantidade Q_t^{ex} seja endógena. Dessa forma, deve ser instrumentalizada. O exercício da demanda residual pretende identificar nos dados situações em que houve incentivo para aumento de preço que pôde ser feito de forma lucrativa em resposta a aumentos específicos de custos. Assim, variáveis que deslocam os custos do grupo de exportadores do país de interesse podem ser bons instrumentos. Isto ocorre, porque, além do fato delas terem sido excluídas da equação a ser estimada, elas são, em virtude da condição de primeira ordem, correlacionadas com a quantidade. Logo, seguindo o que também foi feito em Goldberg e Knetter

(1999), a taxa de câmbio entre o país exportador e o mercado de destino é, em adição às demais variáveis que deslocam os custos do país exportador, um importante candidato a instrumento.

4.2 Descrição dos Dados

Utilizaram-se, nesse trabalho, dados mensais com um período amostral compreendido entre janeiro de 2002 e agosto de 2012. A escolha desse período está condicionada, principalmente, à disponibilidade de dados. Apenas a partir de 2002, encontramos dados disponíveis mensalmente para importação de nióbio pelos EUA.

Em primeiro lugar, iremos analisar as variáveis endógenas do modelo: os logaritmos dos preços e quantidades importadas de ferronióbio pelos EUA. Optou-se pela escolha da liga de ferronióbio¹² por dois motivos: Primeiro, a liga de ferronióbio é o principal produto exportado de nióbio pelo Brasil, respondendo por mais de 80% das exportações de nióbio contido do Brasil. Segundo, os dados disponíveis para as outras mercadorias de nióbio, tais como o óxido de nióbio, não estão disponíveis para todos os meses. Os dados de preços e quantidades de ferronióbio importados pelos EUA foram obtidos no site USA TRADE do censo americano.

O principal competidor do Brasil no mercado americano é o Canadá. Juntamente, Brasil e Canadá respondem por 98% do ferronióbio importado pelos EUA ao longo da amostra. Dessa forma, desconsideramos os outros exportadores cuja oferta está distribuída entre outros 6 países: Bélgica, China, França, Alemanha, Holanda e Reino Unido, e nenhum deles, sozinho, respondem por mais que 0,5% da importação total dos EUA.

¹² O USA TRADE apresenta três descrições para a liga ferronióbio, com o objetivo de eliminar os gaps da amostra e aumentá-la foram somados essas três descrições sob a nomenclatura geral Liga de ferronióbio. O preço foi obtido pela média ponderada dessas três classificações

Tabela 4. Descrição, fonte e estatísticas¹³ das variáveis do modelo

<i>Séries</i>	<i>Descrição</i>	<i>Fonte</i>	<i>Média</i>	<i>Desvio Padrão</i>	<i>Min</i>	<i>Máx</i>
Preços e Quantidades						
pbr	Log. preço Liga ferronióbio Brasil.	USA TRADE	16,306	8,192	7,485	29,828
pcan	Log. preço Liga ferronióbio Canadá.	USA TRADE	17,127	7,889	7,439	35,059
qbr	Log. quantidade Liga ferronióbio Brasil	USA TRADE	705.255	337.421	17.424	1.553.979
qcan	Log. quantidade Liga ferronióbio Canadá	USA TRADE	91.392	35.823	18.552	268.138
Deslocadores de Custos						
wbr	Log. salário real setor de mineração Brasil	CASIM	93,848	17,016	65,34	152,197
wcan	Log. do salário real setor de mineração Canadá	IBGE	1.417	103,56	1.230	1.751
eletrbr	Log. tarifa energia elétrica Brasil	ANEEL	198,09	47,045	97,1	266,4
eletrcan	Log. tarifa energia elétrica Canadá	CASIM	98,538	7,724	79,32	114,078
ebr	Log. taxa de câmbio R\$/US\$	IPEA	2,252	0,546	1,563	3,805
ecan	Log. taxa de câmbio C\$/US\$	FEDERAL RESERVE	1,18	0,183	0,955	15,997
Deslocadores de Demanda						
Aero	Log. Índice produção aeroespacial EUA.	FEDERAL RESERVE	96,751	13,443	74,514	119,568
pta	Log de preço do Tântalo	USA TRADE	0,185	0,059	0,08	0,35
pmg	Log. de preço do Manganês	USA TRADE	0,978	0,427	0,41	2,17

Usaremos como deslocadores de custos dos exportadores brasileiros um índice de salário para o setor de metalurgia básica retirado do SIDRA-IBGE. Este é um índice real, mensal para o estado de Minas Gerais com dados de jan/2002-ago/2012. Utilizaremos também o valor médio da tarifa de energia elétrica fornecida pela CEMIG para fins industriais. Estes dados foram obtidos junto a ANEEL e foi deflacionado pelo IGP-DI. Além da taxa de câmbio nominal R\$/US\$ obtido junto ao site do Banco Central do Brasil, cujo valor mensal é a média das taxas diárias.

Para os exportadores canadenses, usaremos como deslocadores de custos a folha salarial para o setor de metalurgia deflacionada por um índice de preços ao consumidor. Será usado também um índice de preço de energia elétrica com fins industriais. Todos esses dados foram retirados do CASIM. Além da taxa de câmbio nominal C\$/US\$ mensal, sendo esta uma média das taxas diárias, retirada do site do banco central americano (FED).

¹³ As estatísticas descritivas acima não estão na forma de logaritmos. Os preços da liga de ferronióbio, tântalo e manganês estão em dólares; as quantidades de ferronióbio em Kg; os custos específicos estão na moeda de cada país e os índices de preços estão na base jan/2010.

Será usado como deslocadores de demanda um índice de produção aeroespacial. Além dos preços dos principais substitutos do ferronióbio: tântalo, molibdênio, tungstênio, vanádio, manganês e titânio.

Todas as variáveis usadas como deslocadores de custo e de demanda, com exceção da taxa de câmbio, são variáveis reais, cuja base é janeiro de 2010.

Conforme a tabela 4, observamos que a média do preço do nióbio brasileiro é menor que o nióbio canadense, isso pode ser devido aos maiores custos enfrentados pelos exportadores canadenses, já que suas minas são subterrâneas, enquanto as brasileiras são a céu aberto. O número de observações utilizadas no modelo é de 128, cujo período vai de janeiro de 2002 a agosto de 2012. Esse período está condicionado principalmente à disponibilidade de dados.

É importante notar que de 2002 até início de 2006, o preço da liga de ferronióbio encontra-se variando em torno de uma média. No entanto, a partir de 2006 começa uma escalada de preços, tanto do Brasil quanto do Canadá. Essa quebra de preços pode ser explicada pela aguda demanda chinesa pela liga de ferronióbio que se intensificou nesse período¹⁴. Após o final de 2008, o preço se estabiliza ao redor de uma média, novamente, em um nível superior de preço.

4.3 Resultados

Estimaremos, nesta seção, a elasticidade da curva de demanda residual de dois grupos exportadores da liga de ferronióbio para o mercado norte americano: Brasil e Canadá.

De 2002 a 2008 o Brasil foi responsável por mais de 90% das importações da liga de ferronióbio pelos EUA, no entanto, após 2009 o Canadá aumenta sua participação, sai de uma média de 5% entre 2002 a 2009, para 13% de 2009 a 2013. O Brasil por sua vez tem sua participação diminuída nesse período, de 90% para 85% em média. O mercado americano, no período da amostra, representa, em

¹⁴ Fernandes, R (2012)

média, 15%¹⁵ de toda exportação brasileira da liga de ferronióbio, sendo, assim, um dos mercados mais importantes.

Estimaremos a equação (6) na forma log-log para cada grupo de exportadores, de modo que os coeficientes nos dão diretamente a elasticidade.

A equação (6) será diferente para cada grupo exportador, uma vez que os parâmetros variam entre os grupos de exportadores. Os deslocadores de custos, específicos a cada grupo de exportadores, englobam importantes insumos na produção da liga de ferronióbio. Foram utilizados dados de (i) mão de obra; (ii) energia elétrica; (iii) alumínio em pó; (iv) taxa de câmbio. O preço da mão de obra, da energia elétrica e a taxa de câmbio, em geral, mostraram-se significativos deslocadores de custo. Em relação ao pó de alumínio, não conseguimos dados específicos a cada país. Por outro lado, sendo o alumínio uma commodity, o preço do alumínio fica muito influenciado pelas forças de oferta e demanda mundial, dificilmente, portanto, o preço do alumínio em pó se restringirá a deslocar o custo de apenas umas dessas indústrias, dessa forma escolhemos não utilizarmos. Por fim, seguindo Goldberg e Knetter (1999) utilizaremos, também, a taxa de câmbio como um deslocador de custos.

Os deslocadores de demanda selecionados foram: (i) índice de produção industrial aeroespacial; (ii) preços dos principais substitutos da liga de ferronióbio; (iii) Dummy de tempo para o período 2006-2008

Inicialmente estimou-se as regressões através do método de mínimos quadrados em 2 estágios (2SLS). Este método trata cada uma das equações isoladamente, corrigindo o problema de endogeneidade dos regressores através de instrumentos. Utilizamos também o método dos 3 estágios (3SLS). Este estima cada uma das equações por 2SLS e, posteriormente, estima o sistema como um todo.

O método 3SLS é mais eficiente que o 2SLS, uma vez que ele considera no modelo as possíveis correlações do termo de erro entre os dois competidores, Brasil e Canadá. Entretanto, vale ressaltar que, em métodos de estimação conjunta do sistema, a má especificação de uma equação é propagada

¹⁵ Segundo Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior, MDIC.

para todo o restante do sistema. Isto não ocorre, no entanto, em métodos como o 2SLS, que estima as equações isoladamente. Para examinar a validade dos instrumentos e fazer testes de exogeneidade, utilizou-se o teste de Wu-Hausman.

Na tabela 5 estão reportados os resultados da estimação feita por 2SLS e 3SLS. Conforme já salientamos, na equação (6), a quantidade é endógena, devido à presença de simultaneidade entre preços e quantidade. Nós instrumentalizamos, então, a quantidade com variáveis que deslocam os custos específicos a cada país.

Tabela 5. Estimação da Curva de Demanda Residual. Exportações da Liga de Ferronióbio para os EUA. Período da Amostra: 2002.1-2012.8

<i>Variável</i>	2SLS		3SLS	
	<i>Coefficiente</i>	<i>p-valor</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>p-valor</i>
Equação do Brasil (pbr)				
qbr	-0,460	0,002	-0,473	0,001
aero	0,450	0,340	0,870	0,347
wcan	2,122	0,002	2,166	0,002
ecan	-1,971	0,001	-1,978	0,001
eletrcan	1,034	0,118	1,025	0,126
pta	0,377	0,006	0,377	0,006
Constante	-12,09	0,067	-12,593	0,068
Equação do Canadá (pcan)				
qcan	-0,213	0,804	1,383	0,033
tcan	-0,3618	0,011	-0,161	0,436
aero	1,587	0,060	0,970	0,000
enbr	0,526	0,005	0,300	0,000
wbr	-0,412	0,390	0,443	0,362
pta	0,408	0,000	0,509	0,015
Constante	-1,967	0,821	-17,824	0,022

Desvio Padrão robustos à heterocedasticidade

Instrumentos: Todas as variáveis independente mais: Brasil, taxa de Câmbio Real/Dólar e tarifa de energia elétrica. Canadá, taxa de Câmbio dólar canadense/Dólar; salário, índice de preço de energia elétrica

Na equação do Brasil, utilizamos como instrumentos o salário, a tarifa de energia elétrica e a taxa de câmbio entre Brasil e Estados Unidos, conforme feito em Goldberg e Knetter (1999). De acordo com teste de Hausman-Wu, podemos rejeitar, ao nível de significância de 1%, a hipótese nula de exogeneidade da quantidade. Utilizamos dois deslocadores de demanda: o índice de produção industrial

aeroespacial, que não apresentou coeficiente estatisticamente significativo e o preço do tântalo, cujo coeficiente é estatisticamente significativo e apresenta o sinal esperado, ou seja, positivo, um aumento do preço do tântalo deve estimular a demanda por nióbio, que por sua vez afeta positivamente o preço do nióbio. Os outros substitutos apresentados na seção 3 apresentaram o sinal em desacordo com a teoria econômica e/ou o coeficiente estatisticamente igual a zero. Devido à presença de tendência e grande correlação, escolhemos retirá-los do modelo.

O coeficiente do log da quantidade nos dá diretamente a elasticidade da demanda residual, que para o Brasil foi de -0,46. O que demonstra um significativo poder de mercado de 46% de mark-up sobre o custo marginal. Este coeficiente é estimado com um pequeno desvio padrão e altamente significativo e revela que, embora o Brasil tenha uma elevada participação no mercado, tanto o preço do tântalo, quanto o seu principal competidor, têm um importante papel na restrição ao exercício de poder de mercado dos exportadores brasileiros de ferronióbio. Com relação ao competidor canadense, ressalta-se que os coeficientes de custo, taxa de câmbio e salários, apresentaram sinais de acordo com o esperado e estatisticamente significantes. O sinal positivo do salário significa que parte de uma possível elevação de preço do Brasil é devido à alteração de custos da produção canadense e não ao poder de mercado do Brasil. Quanto ao sinal negativo do câmbio canadense, significa que quando a taxa de câmbio C\$/US\$ cai, isto é, o dólar canadense se valoriza, aumenta o custo do país concorrente e o preço brasileiro pode aumentar. Dessa forma, podemos dizer que o preço do tântalo e o Canadá conseguem impor uma restrição parcial ao poder de mercado do Brasil. Assim, o Brasil pode aumentar seu preço, mas não indefinidamente. Por outro lado, os exportadores do Canadá enfrentam uma curva de demanda residual totalmente horizontal, ou seja, o coeficiente da elasticidade de demanda residual é estatisticamente igual a zero. Toda variação do preço canadense é explicada por fatores exógenos, como o preço de bem substituto e o custo de produção brasileira, além dos deslocadores de demanda. Desta forma, como já era esperado, conclui-se que o Canadá é incapaz de afetar o preço através de sua quantidade exportada. Portanto, o Canadá é apenas uma seguidora neste mercado.

Na mesma tabela estão reportados os resultados estimando-se conjuntamente as duas equações por 3SLS. Os resultados permanecem praticamente iguais aos da estimação por 2SLS. O coeficiente da elasticidade de demanda residual aponta para um significativo poder de mercado do Brasil -0,47, enquanto este coeficiente é estatisticamente igual a zero para o Canadá. Os deslocadores de demanda e de custos continuam praticamente os mesmos, não tendo nenhuma mudança substancial em relação à estimação por 2SLS.

No entanto, a estimação estática usando séries de tempo pode nos levar a conclusões equivocadas sobre a relação entre as variáveis estudadas, o que na literatura é conhecido por regressão espúria. Dessa forma, com o intuito de verificar a robustez das estimações por 2SLS e 3SLS, estimaremos a curva de demanda residual com base no modelo de correção de erros (VECM). Porém, é necessário inicialmente verificar se as variáveis do modelo são cointegradas. O método proposto por Johansen (1988) não é adequado no nosso caso, já que no nosso modelo existem tanto variáveis integradas de ordem 0, $I(0)$, como integradas de ordem 1, $I(1)$. Assim, lançaremos mão do método proposto por Pesaran et al. (2001).

Partindo do teste F, os autores mostram que é possível construir um intervalo em que os extremos são valores dessas estatísticas quando as variáveis são $I(1)$, (extremo superior) ou $I(0)$, (extremo inferior). Segundo esse procedimento, se a estatística teste se encontrar neste intervalo, não haverá como inferir se as variáveis apresentam uma relação estável de longo prazo; mas se tais valores encontrarem-se fora desse intervalo, haverá como dizer, de forma conclusiva, que existe (ou não) equilíbrio de longo prazo.

Inicialmente, verificamos a ordem de integração de todas as variáveis do modelo através do teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF). As variáveis pbr, pcan, ebr, eletrbr, aero, ecan são $I(1)$. As variáveis qbr, qcan são estacionárias, $I(0)$. Antes de verificarmos propriamente se existe cointegração entre as variáveis do modelo, verificamos o número de defasagens imposta ao modelo e a estabilidade da equação (2A). Assim, procedeu-se a seleção da ordem de defasagem em uma estrutura de vetores

autoregressivos – VAR. Os resultados apontaram que a melhor ordem de defasagens que não apresenta correlação serial dos resíduos é de 4. Verificou-se também que as raízes inversas associadas à equação característica estão dentro do círculo unitário e, portanto, o modelo é estável. Dessa forma, podemos implementar o teste F a fim de verificar a existência de cointegração das variáveis do modelo. Então, estimamos a equação para o Brasil¹⁶, impondo 4 defasagens para a variável dependente, calculou-se o valor do teste F para a hipótese nula de $\delta = \theta = 0$. O valor encontrado foi de 3,92. Podemos, assim, rejeitar a hipótese nula de que não existe cointegração entre as variáveis, a 10% de significância. (Pesaran et al 2001, pag. 300 Table CI (iii) Case III). No entanto para a equação do Canadá, a estatística F estimada foi de 2,95, sendo assim inconclusivo o teste.

Existe para a equação do Brasil, portanto, um mecanismo de correção de erros para o modelo, que pode ser expressado da seguinte forma:

$$\Delta \ln p_t^{ex} = \mu_0 + \delta (\ln p_{t-1}^{ex} - \phi_1 x_{t-1}) + \sum_{i=1}^{p-1} \varphi \Delta \ln p_{t-i}^{ex} + \sum_{i=1}^{p-1} \nu \Delta x_{t-i} + v_t$$

onde x_t é um vetor contendo a quantidade exportada (qbr), o deslocador de demanda (aero) e os deslocadores de custos do competidor canadense (ecan e eletrcan) e $\delta (\ln p_{t-1}^{ex} - \phi_1 x_{t-1})$ é chamado de termo de correção de erro, em que o tamanho do parâmetro δ indica a velocidade de convergência ao equilíbrio de longo prazo).

Os resultados apontaram um bom ajuste do modelo, todas equações (com exceção da aero) foram significativas a 1% de significância. A elasticidade da demanda residual estimada de curto prazo foi de -0,018. Isso significa que, uma variação de 10% na quantidade produzida impacta em 1,8% o preço do mês seguinte. O coeficiente de ajuste em torno da equação pbr é estatisticamente igual a zero.

¹⁶ Equação do modelo que incorpora o mecanismo de correção de erros (3A), no apêndice A.

Por outro lado, os coeficientes de longo prazo ratificam o que foi encontrado anteriormente pelas estimações por 2SLS e 3SLS. A tabela abaixo reporta o resultado das estimações dos coeficientes de longo prazo.

Tabela 6. Estimação da Curva de Demanda Residual via Modelo de Correção de Erros.

Exportações da Liga de Ferronióbio para os EUA. Período da Amostra: 2002.1-2012.8

<i>Variável</i>	Modelo de Correção de Erros	
	<i>Coefficiente</i>	<i>p-valor</i>
	<i>Brasil</i>	
qbr	-0,60	0.000
aero	0,97	0.127
wcan	1,49	0.162
ecan	-1,41	0.043
eletrcan	4,08	0.000
const	2,31	

A elasticidade da curva de demanda residual do Brasil foi estatisticamente significativa a 1% e com o sinal negativo esperado. Ela aponta um alto poder de mercado para o Brasil; 60% sobre o custo marginal. As variáveis de custo dos competidores canadenses, ecan e eletrcan, além de estatisticamente significantes, também apresentaram o sinal esperado.

Podemos concluir pelos resultados apresentados que a estrutura de preços do mercado é bem rígida no curto prazo. O fato de a elasticidade da demanda residual ser bem próxima de zero, somado a um coeficiente de ajuste igual a zero, nos aponta para uma dificuldade de se aumentar ou reduzir o poder de mercado brasileiro no curto prazo. Portanto, apesar de no longo prazo o poder de mercado brasileiro ser considerável, podemos dizer que esse poder de mercado não sofre quase nenhum desvio no curto prazo.

5. Conclusão

Depreende-se deste trabalho que, em indústrias com estrutura de mercado complexa, a completa especificação e estimação do sistema de ofertas e demandas destas indústrias pode ser uma tarefa excessivamente árdua quando se tem interesse, tão somente, no poder de mercado desempenhado por cada um dos principais ofertantes. Nestas circunstâncias, o enfoque da elasticidade da demanda residual torna-se uma alternativa interessante. Em especial, as transações do comércio internacional possuem características que favorecem particularmente a sua implantação. Os EUA, além de serem importantes compradores de nióbio de Brasil e Canadá, possuem ampla base de dados que possibilitam a implantação da técnica apresentada por Baker e Bresnahan (1988) e desenvolvida por Goldberg e Knetter (1999).

Estimando-se as curvas de demanda residual do Brasil e Canadá, observou-se um significativo poder de mercado do Brasil, enquanto que o Canadá atua apenas como uma tomadora de preços. Contudo, embora o Brasil tenha uma elevada participação de mercado, os produtores canadenses e os substitutos próximos do nióbio, como o tântalo, impõem ao Brasil um limite à prática de poder de mercado.

Os resultados do modelo de correção de erros ratificam o poder de mercado exercido pelo Brasil. Além disso, o modelo mostra a estabilidade desse mark-up no curto prazo, em que apresenta pequenas flutuações em torno do equilíbrio de longo-prazo.

Desta forma, uma política de restrição de demanda deve ser levada com cautela, embora tenha impactos significativos sobre preços e lucros, ela deve ser feita observando as restrições impostas pelos bens substitutos, pelo Canadá e pela incapacidade de alterar os preços no curto prazo.

Referências

Bresnahan, (1981). Duopoly models with consistent conjectures, *American Economic Review*, 71, 934-945

Baker, J., Bresnahan, T (1988), Estimating the residual demand curve facing a single firm, *International Journal of Industrial Organization*, 6, 283-300.

Baker, J., Bresnahan, T. (1992), Empirical methods of identifying and measuring market power. *Antitrust Law Journal*. 61. 3-16

Bragança, G. (2003), Poder de Mercado do Café Brasileiro nos EUA: Abordagem via Demanda Residual. *Dissertação de Mestrado*. EPGE. Campanário, M. (1991). Estrutura imperfeita de mercado: o caso do nióbio, *Estudos Econômicos*, 21, 223-239.

CASIM <http://www5.statcan.gc.ca/cansim/home-accueil?lang=eng&p2=49&MM>

Coronel et al (2010). Poder de mercado das exportações de farelo de soja: uma análise via demanda residual. *Revista de Economia Contemporânea*. Rio de Janeiro. v 14. n 3. Pag. 587-612

Fernandes, R. (2012), Nióbio. *Departamento Nacional de Produção Mineira-DNPM*- Disponível em: https://sistemas.dnpm.gov.br/publicacao/mostra_imagem.asp?IDBancoArquivoArquivo=3976.

Acessado em 19/08/2012.

Goldberg, P K., Knetter, M M. (1999). Measuring the intensity of competition in export markets, *Journal of International Economics*, 47, 27-60.

IAMGOLD Corporation- <http://www.iamgold.com/>

Instituto Brasileiro de Mineiraç o (IBRAM)- <http://www.ibram.org.br/>

Landes, M., Posner, R. (1981). Market power in antitrust cases. *Harvard Law Review*. 94. 937-996.

Laverick, C (1988). Niobium demand and superconductor applications: an overview, *Journal of the Less-Common Metals*, 139. 107-122

Ozawa, C. (2005), Concorr ncia no Mercado de Cr dito Banc rio Brasileiro: Abordagem via Demanda Residual. *Disserta o de Mestrado*. EPGE.

Pesaran, M.H., Y. Shin., and Smith R. (2001), Bounds testing approaches to the analysis of level relationships, *Journal of Applied Econometrics*, 16, 289-326.

Sistema IBGE de recupera o de dados (SIDRA) <http://www.sidra.ibge.gov.br/>

Socorro, C. (2001), Balan o Mineral Brasileiro. *Departamento Nacional de Produ o Mineiral (DNPM)*. Dispon vel em <http://www.dnpm.gov.br/assets/galeriadocumento/balancomineral2001/niobio.pdf>. Acessado em 10/10/2013.

Steen, F., Salvanes, K. G., (1999). Testing for market power using a dynamic oligopoly model, *International Journal of Industrial Organization* 17, 147-177.

USA Trade Online. <https://usatrade.census.gov/>

U.S Geological Survey. <http://www.usgs.gov/>

Federal Reserve (FED) <http://www.federalreserve.gov>

Yang, S (2001). Measuring Market Power in the U.S. Aluminum Industry: A Residual Demand Approach. *Review of Industrial Organization* .19: 365-380.

APÊNDICE A – TESTE DE COINTEGRAÇÃO DE PESARAN

Pesaran et al (2001) utilizam um vetor autorregressivo (VAR) de ordem p , da seguinte forma:

$$Z_t = \mu + \sum_{i=1}^p \beta_i Z_{t-i} + \varepsilon_t \quad 1(A)$$

onde μ são os $K+1$ componentes determinísticos (vetor de intercepto e sem tendência) e β é a matriz de coeficientes de ordem $(K+1) \times (K+1)$. Em seguida, chega-se ao vetor de correção de erros irrestrito:

$$\Delta z_t = \mu + \alpha t + \lambda z_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \zeta \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad 2(A)$$

onde:

$$\lambda = -(I_{k+1} - \sum_{i=1}^p \beta_i) \text{ (matriz dos coeficientes de longo prazo)}$$

$$\zeta = -\sum_{j=i+1}^p \beta_j \text{ (matriz dos coeficientes de curto prazo)}$$

$$\lambda = 1, \dots, p - 1$$

Sob as hipóteses que garantem que as raízes do vetor z estão dentro do círculo unitário e que existe pelo menos uma relação não degenerada de longo prazo entre y e x , por meio de partição de matrizes, expressa-se a primeira equação e as k restantes equações do vetor de correção de erros na seguinte forma:

$$\Delta y_t = \mu_1 + \lambda_{12} x_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_{11} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_{12} \Delta x_{t-i} + e_{1t}$$

$$\Delta x_t = \mu_2 + \lambda_{12}x_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_{21}\Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_{22}\Delta x_{t-i} + e_{2t}$$

Combinando as duas equações acima e admitindo que a correlação contemporânea entre os erros dessas equações seja dada por:

$$e_{1t} = \omega_{2t} + \xi_t$$

Onde: $\omega = \Sigma_{22}^{-1} \sigma_{21}$, ξ_t é iid $(0, \sigma_\xi^2)$ e $\sigma_\xi^2 = \sigma_{11} - \sigma_{12} \Sigma_{22}^{-1} \sigma_{21}$, obtém-se o seguinte modelo:

$$\Delta y_t = \mu_0 + \delta y_{t-1} + \theta x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \varphi \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^{p-1} v \Delta x_{t-i} + e_t \quad (3A)$$

Que equivale ao modelo de correção de erros irrestrito, a partir dessa equação, chega-se ao equilíbrio de longo prazo quando $\delta \neq 0$ e $\theta \neq 0$:

$$y_t = \phi_0 + \phi_1 x_t + \varepsilon_t$$

onde $\phi_0 = -\frac{\mu_0}{\delta}$, $\phi_1 = -\frac{\theta}{\delta}$.

Após estimar o modelo de correção de erros irrestrito, examina-se a hipótese conjunta $\delta = 0$ e $\theta = 0$ através do teste F. O valor da estatística F deverá ser avaliado de acordo com os valores críticos reportado na tabela CI (iii) de Pesaran et al. (2001).

Se houver cointegração e a equação (5) for estável, o que é garantido quando $\delta < 0$, então existe um modelo de correção de erros (ECM):

$$\Delta y_t = \mu_0 + \delta(y_{t-1} - \phi_1 x_{t-1}) + \sum_{i=1}^{p-1} \varphi \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^{p-1} v \Delta x_{t-i} + v_t \quad (4A)$$

A existência de mecanismo de correção de erros garante o equilíbrio de longo prazo entre as variáveis do modelo.

APÊNDICE B – TESTE DE ESTACIONARIEDADE –ADF

A tabela abaixo reporta a estatística Dickey-Fuller. Utilizamos a especificação com constante e sem tendência temporal e defasagens.

Tabela 7. Teste de estacionariedade Dickey-Fuller

Série	Teste de Raiz Unitária - ADF			
	Em Nível		1ª Diferença	
	Estatística Dickey Fuller	P-Valor	Estatística Dickey Fuller	P-Valor
pbr	-0.780	0.8249	-16.097	0.0000
pcan	-1.822	0.3694	-23.241	0.0000
ebr	-1.003	0.7521	-7.465	0.0000
eletrbr	-2.325	0.3320	-13.654	0.0000
aero	-1.112	0.7101	-11.157	0.0000
ecan	-1.874	0.3444	-8.295	0.0000
eletrcan	-2.951	0.030		-
qcan	-8.865	0.0000		-
w1br	-5.388	0.0000		-
w1can	-3.682	0.0044		-
pta	-11.903	0.0000		-
qbr	-7.106	0.0000		-

APÊNDICE C – RESULTADOS DO TESTE DE COINTEGRAÇÃO - PESARAN

Nas tabelas (8) e (9) estão reportados os critérios de defasagens e o teste de correlação serial estimados a partir da equação 2A. Conforme pode-se ver, a melhor ordem de defasagens que não apresenta correlação serial dos resíduos é de 4.

Tabela 8. Teste LM

Lags	LM-Stat	Prob
1	0.412910	0.5205
2	0.238967	0.6250
3	4.42E-05	0.9947
4	0.531379	0.4660
5	0.002562	0.9596
6	0.028936	0.8649
7	0.303417	0.5817
8	0.651953	0.4194

Probs from chi-square with 1 df.

Null Hypothesis: no serial correlation at lag order h

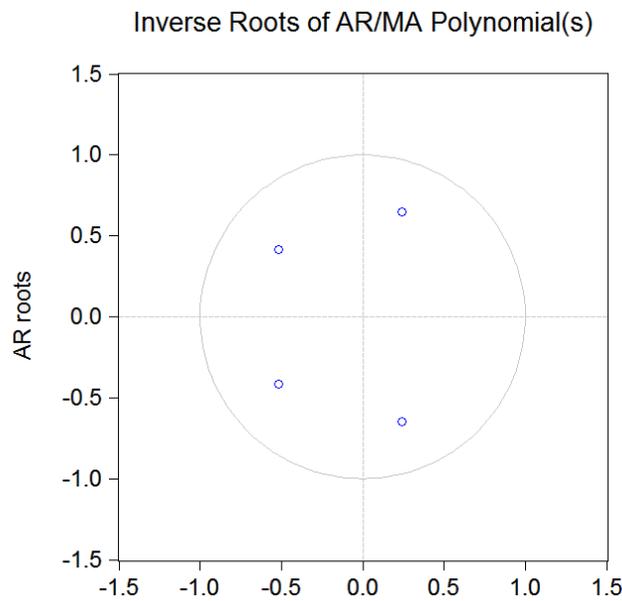
Tabela 9. Seleção de Defasagens - VAR

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	114,5550	NA	0,0099	-1,7740	-1,5638	-1,6887
1	121,9416	13,5316	0,0089	-1,8814	-1,6478	-1,7865
2	125,0956	5,7250	0,0086	-1,9176	-1,6607	-1,8133
3	127,3692	4,0887	0,0084	-1,9390	-1,6587	-1,8252
4	130,1410	4,9379*	0,0081*	-1,9687*	-1,6651*	-1,8454*
5	130,3365	0,3449	0,0083	-1,9552	-1,6283	-1,8225
6	130,7518	0,7260	0,0084	-1,9454	-1,5951	-1,8032
7	130,9911	0,4142	0,0085	-1,9326	-1,5590	-1,7809
8	132,0678	1,8458	0,0085	-1,9339	-1,5369	-1,7727

*indica a defasagem selecionada por cada critério

Pelo gráfico abaixo a estabilidade do modelo está assegurada, podemos ver que todas as raízes inversas associadas à equação estimada estão dentro do círculo unitário (note que estamos falando de raízes inversas), e, portanto não temos nenhum problema com trajetórias explosivas no modelo.

Tabela 10. Raiz inversa associada a equação característica



A tabela abaixo reporta o teste F da estimação da equação 3A, o valor encontrado da estatística F foi de 3,92. Podemos, assim, rejeitar a hipótese nula de que não existe cointegração entre as variáveis, a 10% de significância. (Pesaran et al 2001, pag. 300 Table CI (iii) Case III).

Tabela 10. Teste de Wald

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	3,912710	(4, 111)	0,0052
Chi-square	15,65084	4	0,0035
Null Hypothesis: C(pbr(-1))=C(qbr(-1))=C(aero(-1))=C(egan(-1))=0			
Null Hypothesis Summary:			
Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.	
C(pbr(-1))	-0,0848	0,0280	
C(qbr(-1))	-0,0433	0,0133	
C(aero(-1))	0,0433	0,1183	
C(egan(-1))	-0,3701	0,1181	

Restrictions are linear in coefficients.