

**UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO DE JANEIRO
INSTITUTO DE ECONOMIA**

**Competição no Mercado Internacional de Nióbio:
Um Estudo Econométrico**

Jáilson Weilly Silveira

*Rio de Janeiro
Setembro de 2013*

Jáilson Weilly Silveira

**Competição no Mercado Internacional de Nióbio:
Um Estudo Econométrico**

Dissertação apresentada ao Corpo Docente do Instituto de Economia da Universidade Federal do Rio de Janeiro como parte dos requisitos necessários à obtenção do título de **MESTRE** em Ciências, em Economia.

BANCA EXAMINADORA:

Prof. Dr. Marcelo Resende. (IE/UFRJ) – Orientador

Prof. Dr. Rudi Rocha. (IE/UFRJ)

Prof. Dr. Milton Campanario (FEA/USP)

Setembro de 2013

***Dedico a
Nilson e Olávia, meus pais.***

Agradecimentos

À UNESP Araraquara, onde cursei a graduação de Economia, pelos bons momentos e ao excelente curso oferecido.

À República Deus Ihe Pague, de Araraquara, e aos amigos feitos lá: André (Valdívia), Denis, Vinicius (Friboi), Vinicius (Saladinha), Renato (Jim), Eduardo (Du), Moab (Dom Moabitos), Léo (Brizola), Fernando (Santista), Gian (Bixão), Juhan; agradeço por não deixarem o churrasco ser um desastre.

Ao Instituto de Economia da UFRJ pela oportunidade de cursar o mestrado em economia. Um curso de excelência, crítico e amplo. Agradeço aos professores Fábio Freitas, coordenador do PPGE, pela paciência e apoio. Ao professor Getúlio Borges, pelos esclarecimentos feitos e prontidão em ajudar. Ao Wilson, agradeço pela colaboração e pelas dúvidas sanadas.

Ao professor Marcelo Resende, meu orientador, pela confiança, pela paciência e pelos ensinamentos. Com certeza, tornou esse árduo caminho de “dissertar” uma tarefa mais fácil.

À CAPES pelo fundamental apoio financeiro.

À turma do PPGE (2011), a melhor de todos os tempos. Devo a vocês os melhores momentos no Rio. Amigos que contribuíram, de forma heterodoxa, ao meu aprendizado: André, Zé Pedro, Nem, Barba, Pedrão, Vinicius, Rosa, Letícia, Luíza, Maxnuck, Júlio, Konrad. Em especial, à Rep. do Ie Ie.

À cidade maravilhosa, agradeço pela sorte singular que trouxe ao Corinthians...

Aos meus pais, Nilson e Olávia, agradecimento é pouco pelo apoio incondicional, pela confiança, pela simples palavra de apoio. Se hoje sou mestre, vocês durante toda vida foram doutores!

Aos meus irmãos Josias, Juninho e Ana Flávia, e ao grande amigo Charles pela amizade e torcida.

À minha namorada, Lóren, meu mundo, obrigado!

À Deus.

Resumo

O nióbio é um mineral altamente estratégico, no qual o Brasil detém praticamente a totalidade das reservas mundiais, seguido pelo Canadá. Este minério tem papel importante em ligas de aço para a indústria aeroespacial e potencial futuro para a indústria de supercondutores. A presente dissertação 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.

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 dissertation 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.

Sumário

1. INTRODUÇÃO	9
2. MODELO TEÓRICO	12
2.1 A abordagem Estrutura-Condução-Desempenho (ECD) e a Nova Organização Industrial Empírica (NOIE).....	12
2.2 Métodos de Estimação de Poder de Mercado.....	14
2.2.1 Crítica aos métodos tradicionais de estimação de Poder de Mercado.....	14
2.2.2 Novos métodos Econométricos de medida de Poder de Mercado	15
2.3 A Curva de Demanda Residual.....	19
2.3.1 Derivação da Curva de Demanda Residual	20
2.3.2 A Curva de Demanda Residual para mercados Internacionais	24
2.4 Relação entre a elasticidade da Demanda Residual e o Mark-up.	29
3 NIÓBIO: SUAS CARACTERÍSTICAS MINERAIS E DE MERCADO	32
3.1 Características do Nióbio.....	32
3.2 Principais usos industriais.....	33
3.3 - Complementaridade e substitubilidade dos principais metais e o nióbio.	35
3.4 - Reservas, Produção e Consumo Mundial.	37
3.5 Exportações Brasileiras e o Mercado dos Estados Unidos.....	41
4. ANÁLISE ECONOMÉTRICA E RESULTADO	45
4.1 Estimação da elasticidade da demanda residual para o mercado de nióbio.	45
4.2 Alguns estudos de estimação de poder de mercado através da elasticidade da curva de demanda residual	48
4.3 Descrição dos Dados.....	50
4.4 Resultados	54
5 CONCLUSÃO	60
BIBLIOGRAFIA	62
APÊNDICE A – TESTE DE RAIZ UNITÁRIA	65

APÊNDICE B – TESTE DE COINTEGRAÇÃO DE PESARAN.....	67
---	-----------

APÊNDICE C – ROBUSTEZ DO MODELO.....	73
---	-----------

TABELAS E GRÁFICOS

Tabela 1 Principais Aplicações do Nióbio.....	35
Tabela 2 Reservas e Produção Mundial.....	37
Tabela 3 Reservas e Produção por Empresa.....	38
Tabela 4. Descrição das variáveis da equação de demanda residual.	46
Tabela 5. Descrição e fonte das variáveis do modelo.....	51
Tabela 6. Estatísticas Descritivas.....	52
Tabela 7. Estimacão da Curva de Demanda Residual. Exportações brasileiras da Liga de Ferronióbio para os EUA. Período da Amostra: 2002.1-2012.8.....	56
Tabela 8 Estimacão da Curva de Demanda Residual. Exportações canadenses da Liga de Ferronióbio para os EUA. Período da Amostra: 2002.1-2012.8.....	58
Tabela 9. Teste Dickey Fuller.....	65
Tabela 10 VAR Seleção de Defasagens.....	70
Tabela 11 Teste de Correlação Serial (LM-Test).....	71
Tabela 12 Raiz Inversa associada à equação característica.....	71
Tabela 13 Teste de Wald.....	72
Tabela 14 Teste Pesaran para análise de Cointegração.....	72
Tabela 15 Estimacão da elasticidade da demanda residual para o Brasil.....	73
Tabela 16 Estimacão da elasticidade da demanda residual para o Canadá.....	75
Gráfico 1. Produção Mundial de Nióbio e a Participação do Brasil.....	38
Gráfico 2. Produção de Aço e Consumo de Ferronióbio no mundo.....	40
Gráfico 3. Composição Exportação Metais Primário em valor - 2010.....	41
Gráfico 4. Importação de Ferronióbio pelos Estados Unidos.....	43
Gráfico 5. Preço do ferronióbio no mercado americano - US\$/Kg.....	44
Gráfico 6. Preço da Liga de Ferronióbio de Brasil e Canadá 2002-2012.....	53

1. INTRODUÇÃO

Essa dissertação tem o objetivo de investigar a competitividade dos exportadores brasileiros de nióbio através de uma abordagem econométrica. A posição privilegiada do Brasil e a importância estratégica do nióbio para os países desenvolvidos têm levado muitos a argumentarem que o Brasil vende nióbio a preços inferiores do que seria capaz. Por outro lado, nos EUA, o nióbio é considerado estratégico, devido à sua presença na fabricação de material bélico, reatores nucleares e equipamentos de transportes. Assim, muitos analistas, tais como Cunningham (1985), externalizam preocupações sobre os riscos inerentes ao fluxo de oferta 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, cerca de 98% do total mundial. Portanto, mais de 90% do total do minério do mundo, o que o torna um minério essencialmente nacional.

Contudo, mesmo assim, a literatura econômica sobre este mineral é bem escassa. O trabalho de Campanário (1991) é, talvez, o primeiro artigo a se preocupar com a estrutura competitiva do mercado internacional de nióbio. Neste artigo, o autor enfatiza a importância estratégica desse mineral e faz uma análise detalhada da demanda e oferta de nióbio de 1980 a 1986. Ele destaca as características básicas deste mercado, como a concentração do mercado, estabilidade de preços, crescente oferta mundial e possibilidade de substitutos e propõe que a demanda se comporta de acordo com uma curva de demanda quebrada e a oferta seja dominada pela estratégia de uma empresa líder, que adota, racionalmente, preços estáveis.

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

Interessa-nos, nessa dissertação, investigar a extensão de poder de mercado dos exportadores brasileiros no mercado americano. Definindo poder de mercado como a capacidade de elevar-se lucrativamente o preço de um bem, mediante a redução no nível de produção², podemos associar esse conceito de poder de mercado às elasticidades-preços próprias e cruzadas da curva de demanda. De fato, podemos inferir que o grau de poder de mercado está relacionado à quantidade de bens substitutos e, assim, à elasticidade da curva de demanda. Devido ao grande número de bens substitutos e elasticidades cruzadas que pode existir, calcular cada elasticidade pode ser inviável. Nestas circunstâncias, a demanda residual é uma metodologia relevante. Esta se refere 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 e oferta de seus compradores e competidores.

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

² Landes e Posner (1981)

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.

Através da metodologia da demanda residual adaptada por Goldberg e Knetter (1999), temos o instrumental necessário para analisarmos o mercado internacional de nióbio.

A dissertação será composta por quatro seções além dessa pequena introdução. Na seção dois, será discutida a metodologia da demanda residual e aferição do poder de mercado através da elasticidade da curva desta curva de demanda. Na seção três, traremos informações importantes sobre o nióbio. Na seção quatro, será apresentada a base de dados e os resultados da nossa estimação, além de tratarmos sobre a possibilidade de elaboração de um modelo dinâmico. Por fim, a seção cinco conterà a conclusão do trabalho.

2. MODELO TEÓRICO

2.1 A abordagem Estrutura-Condução-Desempenho (ECD) e a Nova Organização Industrial Empírica (NOIE)

O paradigma Estrutura-Condução-Desempenho é a abordagem mais tradicional para avaliar a existência e aferir o poder de mercado. A hipótese básica desse paradigma é a existência de uma relação estável e causal entre a estrutura da indústria, a condução das firmas e o desempenho do mercado. De forma que, a estrutura de mercado determina os padrões de condução das firmas, que, por sua vez, determinam o seu desempenho. (Fiuza, 2001)

Assim, nos modelos ECD, a identificação do poder de mercado consiste em comparar o preço ao custo marginal das firmas que operam em determinado mercado. No entanto, devido à dificuldade de observar diretamente o custo marginal, os modelos ECD tiram dos dados contábeis as informações para inferir sobre o custo marginal e, dessa forma, construir indicadores de poder de mercado.

Podemos enumerar três hipóteses que é mantida pela ECD e que gerará muitas críticas aos modelos baseados nesta abordagem: (i) A relação preço-custo (desempenho) pode ser observada diretamente de dados contábeis; (ii) Um conjunto de variáveis captura as diferenças estruturais das indústrias; (iii) o trabalho empírico tem como objetivo estimar a relação entre estrutura e desempenho. (Bresnahan, 1989).

As principais críticas, especialmente em relação às hipóteses citadas acima, estão expostas a seguir: (i) A correlação positiva de concentração de mercado e lucratividade, por um lado, pode sugerir, em paralelo à ECD, que a estrutura determina o desempenho. No

entanto, por outro lado, os lucros mais altos podem ser resultados de maior eficiência, passando, assim, o desempenho a influenciar a estrutura. De fato, o estudo feito por Resende (2007), permite-nos dizer que a estrutura de mercado pode ser endógena; (ii) As medidas de concentração podem não refletir adequadamente a extensão de poder de mercado de um setor, já que estas medidas ignoram as elasticidades, os incentivos aos produtores e a entrada potencial de competidores; (iii) São usados dados de custos contábeis - custos marginais aproximados por custos médios -, o que limita a análise de economias de escala; (iv) As dificuldades de se usar dados de cross-section para identificar parâmetros estruturais. (Borenstein ET AL., 1999; Fiuza 2001).

Como forma de solucionar os problemas apontados no paradigma ECD, surge a NOIE. Um típico modelo NOIE é, antes de tudo, um modelo econométrico de uma única indústria. A construção deste modelo é baseada na teoria microeconômica de maximização de lucros. O modelo é desenvolvido especificando-se uma função de demanda, uma função de custo marginal e uma condição de maximização de lucro de primeira ordem, a qual determina a igualdade entre custo marginal e receita marginal, que dará origem à relação de oferta. Estimam-se, então, os parâmetros da curva de demanda e da relação de oferta simultaneamente. O parâmetro de poder de mercado é identificado pelo exame de mudanças na relação preço-custo de uma posição de equilíbrio à outra.

Nos modelos NOIE, o custo marginal não pode ser diretamente observado, dessa forma, o pesquisador deve inferir os custos marginais através do comportamento da firma, ou ainda, quantificar o poder de mercado sem a necessidade de observar diretamente o custo marginal. As idiosincrasias inerentes a cada firma são tidas como importantes. Assim, detalhes institucionais ao nível da firma podem afetar a conduta e, por conseguinte, afetar a estratégia de cada firma. Dessa forma, a conduta da firma e da indústria é vista como um

parâmetro desconhecido a ser estimado. O comportamento de cada firma é estimado através de equações de preços e quantidades e os parâmetros daquelas equações podem ser relacionados à conduta da firma. Como resultado, a inferência do poder de mercado é feita de forma clara, uma vez que o conjunto de hipóteses alternativas consideradas é explícita e obtidas através dos próprios dados estatísticos. (Bresnahan, 1989)

Portanto, os modelos baseados na NOIE tentam identificar e medir o poder de mercado através da identificação de um parâmetro de conduta das empresas, ou seja, pelo comportamento implícito das empresas observado nos dados de preço e quantidade de equilíbrio de mercado, com modelos que assumem custos marginais não observáveis.

2.2 Métodos de Estimação de Poder de Mercado

Landes e Posner (1981) definem o poder de Mercado como a capacidade de uma firma manter lucrativamente seus preços acima do nível competitivo. Então, podemos utilizar o índice de Lenner como forma de aferir poder de mercado. O índice de Lenner é dado pela seguinte expressão: $L = \left(\frac{P-MC}{P}\right)$. Este índice demonstra que, quanto maior a capacidade da firma manter seu preço acima do custo marginal, maior será o valor absoluto do índice e, portanto, o poder de mercado praticado por essa firma.

Com o intuito de obter a estimativa deste índice, a NOIE desenvolveu ao longo do tempo um grande número de fermentas.

2.2.1 Crítica aos métodos tradicionais de estimação de Poder de Mercado

Um dos métodos mais tradicionais de medir o poder de mercado, respaldado pela abordagem ECD, é através dos índices de concentração de mercado. Contudo, uma elevada

participação de mercado não é suficiente para a prática do poder de mercado. Baker e Bresnahan (1992) apontam três razões para demonstrar isso: Primeiro, se a entrada naquele mercado for fácil, a manutenção de um preço acima do custo marginal motivará a entrada de outras empresas, restringindo a prática de poder de mercado por aquela firma, não importando quão grande fosse, inicialmente, sua fatia do mercado. Segundo, uma firma poderia ter uma grande parcela do mercado e este poderia parecer concentrado, no entanto, isso pode ser devido ao fato de a firma ter baixo custo ou vender um produto diferenciado. Terceiro, a existência de um grande número de produtos substitutos pode limitar o exercício de poder de mercado e medidas de concentração não levam em conta a competição que pode existir entre produtos fora do mercado com os produtos dentro do mercado.

Outro conjunto de técnicas de uso bastante tradicional é a utilização de dados contábeis para inferir o poder de mercado. Entretanto, este tipo de abordagem também tem deficiências. Altos lucros ou margens podem tanto indicar eficiência quanto falta de competitividade no mercado. Além disso, os dados contábeis têm aplicação bastante questionável no que se refere à mensuração do índice de Lerner. A possibilidade de diferimento dos custos no tempo e os ajustes nos valores dos ativos por depreciação dificultam o cálculo economicamente consistente deste índice.

2.2.2 Novos métodos Econométricos de medida de Poder de Mercado

Baker e Bresnahan (1992) apresentam três formas de identificar e medir econometricamente o poder de mercado. Dessas, iremos discutir os modelos empíricos baseados na resposta à variação de custos e à variação da elasticidade da demanda residual.

a) Métodos empíricos baseados na resposta à variação de custos.

Este método se baseia em medir o poder de mercado através da observação de como as firmas se comportam em relação a variações do custo marginal. Para isso, será usado o método de demanda residual, cujo procedimento será detalhado mais a frente.

Através deste método da demanda residual, devemos encontrar situações que motive uma firma, digamos firma A, subir o seu preço unilateralmente, sem que as demais firmas tenham motivo para fazer o mesmo, a não ser em resposta à ação da firma A. Depois, analisa-se se a firma A teve ou não sucesso.

Um problema primário de estatística é, então, encontrar variáveis que deslocam os custos da firma em questão, sem que desloque os custos de todas as outras firmas. Dessa forma, isolando situações em que o custo da firma A cresce e das outras firmas permanecem inalterados, a firma A terá, então, incentivos para aumentar seu preço, e somente não o fará se julgar que perderá mercado com essa atitude, o que evidenciaria a ausência de poder de mercado da firma A. Por outro lado, se a firma A perde vendas e a firma B é o maior beneficiado com isso, podemos concluir que a firma B desempenha um importante papel limitador do exercício de poder de mercado por A.

b) Métodos empíricos baseados na resposta à variação da elasticidade.

O poder de mercado de uma firma será tanto maior, quanto menos bens substitutos existirem no mercado em que ela atua. Ou seja, quanto mais inelástica for a demanda, 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.

Intuitivamente, imagine um caso em que exista uma firma A, quanto mais bens substitutos existir para os produtos da firma A, mais sensível será a demanda da firma. Pense em uma situação na qual a firma A consiga aumentar o seu preço até certo ponto, a partir do qual, devido à existência de produtos substitutos, os demandantes começam a achar mais vantajoso consumir produtos dos concorrentes. Neste caso, a maioria dos demandantes da firma A só passam a considerar o bem substituto como de fato substituto no nível mais alto de preço que a firma A exerceu. Esta demanda é mais inelástica e existe um 'espaço' para firma A exercer poder de mercado. Em outro caso, pense que firma A, ao menor aumento de preço, perca quase todos seus clientes. Neste caso, a demanda é mais elástica e a empresa não consegue praticar nenhum grau de poder de mercado. Assim, a possibilidade de exercer poder de mercado está intimamente relacionada à quantidade de substitutos próximo existente, ou seja, à elasticidade da curva de demanda. Portanto, devemos ter em mente que a elasticidade da curva de demanda limita o exercício do poder de mercado.

Em outro exemplo, Baker e Bresnahan (1992) procura deixar mais claro como é o funcionamento desta metodologia. Suponha uma indústria de alumínio que opera com custo constante à escala e preço de insumo constante no tempo. Suponha que em um passado recente o preço do aço, bem substituto do alumínio, aumentou. Depois disto, o aço àquele preço deixa de ser um bem substituto para os demandantes de alumínio e a curva de demanda de alumínio torna-se mais inelástica, possibilitando um exercício de poder de mercado maior. Se a indústria de alumínio é competitiva, a menor elasticidade da demanda naquela indústria não estimulará o aumento do preço. A competição manterá o preço

próximo do custo marginal. De outra forma, se uma firma na indústria é capaz de aumentar o preço em resposta a menor elasticidade da demanda, ela é capaz de exercer poder de mercado. Então, uma firma que exerce poder de mercado é distinguida de outra que não o faz pela observação da resposta dela à variação da elasticidade da demanda. O exemplo mostra que a extensão do poder de mercado é medida pela observação do preço em reação à mudança da elasticidade da demanda, com os custos mantidos fixos. Se os custos não variam, nem em volume nem sobre o tempo, e ainda outros aspectos da estrutura do mercado (tais como o número de firma e as condições de entrada) forem mantidos constantes, a explicação mais plausível para a variação de preço é a mudança da elasticidade da demanda. No entanto, se os custos variarem com o volume de produção ou sobre o tempo, a variação de preço pode ter outra explicação que o exercício de poder de mercado. O aumento do preço do alumínio, por exemplo, pode ser devido a aumento do custo de importantes insumos, como trabalho, bauxita ou eletricidade. Ou ainda, pode ter advindo do aumento do custo de produção, devido ao aumento do volume de vendas. Se estes eventos ocorrerem simultaneamente ao aumento da inelasticidade da demanda, será difícil interpretar o aumento do preço como resultado de aumento do poder de mercado.

Portanto, controlar a variação de custo deve ser o problema econométrico primário enfrentado pelo pesquisador. Na indústria de alumínio, os custos são amplamente invariáveis com a flutuação do produto, mas o custo marginal aumenta muito quando a capacidade de produção é alcançada. É fácil confundir, então, poder de mercado com o custo marginal elevado para explicar a elevação do preço, se a demanda, simultaneamente, tornar-se mais íngreme.

2.3 A Curva de Demanda Residual

Em mercados com várias indústrias e extensiva diferenciação de produtos, o pesquisador que deseja medir empiricamente a extensão do poder de mercado praticado por certa firma deverá estar consciente de todas as formas de interação entre as firmas atuantes no mercado e da substituibilidade na demanda, advinda da existência de diferenciação de produtos. No entanto, isso leva a alguns problemas de estimação, devido à não observação do custo marginal e, se existirem muitos substitutos, à necessidade de calcular um grande número de elasticidades preço cruzada da demanda.

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”, que é a própria elasticidade da demanda residual.

Demanda residual é a curva de demanda remanescente da firma em questão, depois de considerada a 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 compensada pela expansão da produção da outra firma, ou seja, a curva de demanda residual é infinitamente elástica. Em caso de monopólio, a curva de demanda residual será a mesma curva da demanda da indústria. E em caso de oligopólio, a curva de demanda residual estará entre estas duas.

2.3.1 Derivação da Curva de Demanda Residual

O modelo básico estilizado que permeia as análises da NOIE tem três conjuntos de parâmetros desconhecidos: custo, preço e conduta. A derivação da curva da demanda residual a seguir pode ser usada de forma geral, de modo que a diferenciação de produto pode ou não estar presente nessa formulação.

Seguindo a notação presente em Baker e Bresnahan (1988) temos o seguinte:

A função de demanda inversa da firma 1 é dada por:

$$P_1 = P^1(Q_1, \mathbf{Q}, Y, \alpha^1) \quad (1)$$

- P_1 e Q_1 são os preços e quantidades da firma 1.
- \mathbf{Q} é o vetor de quantidades dos produtos das outras firmas e inclui todos os possíveis substitutos do produto da firma 1
- Y são todas as variáveis que deslocam a demanda
- α^1 é parâmetro da demanda a ser estimado.

A função de demanda inversa para todas as outras firmas é dada por:

$$P_i = P^i(\mathbf{Q}, Q_1, Y, \alpha^1) \text{ para todo } i \neq 1 \quad (2)$$

Da condição de primeira ordem para a maximização do lucro, teremos:

$$\begin{aligned} \frac{d\pi_i}{dQ_i} = 0 &\longrightarrow PMR^i(\mathbf{Q}, Q_1, Y, \alpha^i, \theta^i) - MC^i(Q_i, \mathbf{K}, W^i, \beta^i) = P^i(\mathbf{Q}, Q_1, Y, \alpha^i) + \\ Q_i \cdot \sum_j &\left[\left(\frac{\partial P^i}{\partial Q_j} \right) \cdot \left(\frac{\partial Q_j}{\partial Q_i} \right) \right] - MC^i(Q_i, W^i, \mathbf{K}, \beta^i) = 0 \end{aligned} \quad (3)$$

- Lucro total de todas as firmas $i \neq 1$
- MC^i é o custo marginal para todas as firmas $i \neq 1$

- PMR^i é receita marginal para todas as firmas $i \neq 1$
- \mathbf{K} vetor preço de fatores de toda indústria
- W^i é o vetor de preço de fatores específicos da firma i .
- β^i são parâmetros de oferta da firma i a serem estimados.

O custo marginal depende das seguintes variáveis: a) quantidade da própria firma i ; b) preços dos fatores de produção de toda indústria \mathbf{K} ; c) preços dos fatores de produção da própria firma W^i (e que não estão contidos em \mathbf{K}) e d) do parâmetro β^i . Já a receita marginal depende das seguintes variáveis: a) as variáveis estruturais presentes na curva de demanda (Q, Q_1, Y, α^i); b) o parâmetro de conduta $\theta^i = \frac{\partial Q_j}{\partial Q_i}$.

O parâmetro de conduta θ^i é conhecido na literatura de Organização industrial como variação conjectural da firma i . Ele expressa a reação esperada da oferta de todas as firmas j 's acerca de uma variação da própria quantidade da firma em questão. Os modelos de Variação Conjectural fornecem uma descrição sintética que incorpora diferentes formulações alternativas como casos particulares. De fato, $\theta^i = 0$ corresponde ao modelo de Cournot e $\theta^i = 1$ ao caso competitivo.

O parâmetro de conduta θ^i incorpora todas as elasticidades preço cruzada do mercado relevante. De forma que, ao não conhecer todas essas elasticidades, o pesquisador também desconhece o parâmetro de conduta. Assim, as variáveis a ser estimada pelo pesquisador são o preço, a quantidade de equilíbrio e o parâmetro de conduta.

Adicionando a condição de primeira ordem para maximização dos lucros da firma ao conjunto de equações dado por (1), (2) e (3) e fazendo algumas manipulações matemáticas, o modelo nos possibilitará a estimação de apenas uma única equação: a curva de demanda residual enfrentada pela firma 1. Encontrando a solução para os vetores \mathbf{Q} e \mathbf{P} ,

simultaneamente, através das equações (2) e (3), podemos escrever o resultado de equilíbrio da seguinte forma:

$$\mathbf{Q} = E^I(Q_1, Y, \mathbf{K}, W^I, \alpha^I, \beta^I, \theta^I) \quad (4)$$

- β^I é a união de todos os parâmetros β^i
 - α^I é a união de todos os parâmetros α^i
 - W^I é a união de todos os custos específicos W^i
 - θ^I é a união de todos os parâmetros de conduta da firma i .
- $\left. \vphantom{\begin{matrix} \bullet \\ \bullet \\ \bullet \\ \bullet \end{matrix}} \right\} \text{Com } i \neq 1$

Desta forma E^I , a quantidade de equilíbrio de todos os mercados $i \neq 1$, é um vetor composto por funções do tipo $Q_i = E^i(\cdot)$ e com apenas uma variável endógena, Q_1 .

A elasticidade de Q_i em relação à Q_1 é dada por $\varepsilon_{i1} = \frac{\partial \ln E^i}{\partial \ln Q_1}$.

Substituindo em (1), a solução para \mathbf{Q} obtida em (4), obtemos a curva de demanda residual da firma 1:

$$P_1 = P^1(Q_1, E^I(Q_1, Y, \mathbf{K}, W^I, \alpha^I, \beta^I, \theta^I), Y, \alpha^1) \quad (5)$$

Fica claro que a curva de demanda residual é a demanda pelo produto da firma 1, percebida pela própria firma em questão, após os produtos de todas as outras firmas no mercado terem sido ofertados e demandados.

A fim de remover as ambiguidades da equação (5), podemos ainda chegar a seguinte equação, que representa de maneira mais concisa a demanda residual da firma 1:

$$P_1 = R(Q_1, Y, \mathbf{K}, W^I, \beta^I, \theta^I, Y, \alpha) \quad (6)$$

- $R(\cdot)$ é a função inversa de demanda residual.
- Os argumentos observáveis são: a) A quantidade da própria firma; b) As variáveis estruturais de demanda; c) As variáveis de custo das outras firmas.
- Os parâmetros α ; θ^I e β^I são estimados econometricamente com dados ao nível da firma. Este método consiste em estimar apenas a função de demanda residual da firma 1 e não é possível estimar separadamente os parâmetros α ; θ^I e β^I . A elasticidade da demanda residual indica o impacto conjunto de todos esses argumentos sobre a extensão do poder de mercado.

Diferenciando em logaritmos a equação (5), temos que a elasticidade da curva de demanda residual com respeito à Q_1 depende de todas as elasticidades presente na equação (1) quanto das elasticidades de reações percebidas das outras firmas, ε_{i1} .

$$\eta_1^R = \frac{\partial \ln R(\cdot)}{\partial \ln Q_1} = \frac{\partial \ln P^1}{\partial \ln Q_1} + \sum_{i \neq 1} \left(\frac{\partial \ln P^1}{\partial \ln Q_i} \cdot \frac{\partial \ln E^i}{\partial \ln Q_1} \right). \quad (7)$$

Conforme dito antes, os parâmetros α ; θ^I e β^I não podem ser recuperados pela estimação da equação (6). O que será estimado é a elasticidade inversa da curva de demanda residual, dada por η_1^R .

Para completar o modelo especificaremos abaixo a relação de oferta da firma 1:

$$P_1 - MC^1(Q_1, \mathbf{W}, W^1, \beta^1) = M^1(\mathbf{Q}, Q_1, Y, \alpha^1, \theta^1) \quad (8)$$

Onde $M^1(\cdot) = MR^1(\cdot) - P_1$.

Substituindo \mathbf{Q} e retirando as redundâncias obtemos a seguinte relação:

$$P_1 - MC^1(Q_1, \mathbf{W}, W^1, \beta^1) = MK^1(Q_1, Y, \alpha, \beta^l \theta) \quad (9)$$

Em que $MK^1(.)$ é o mark-up residual. A intersecção da relação de oferta (9) com a curva de demanda residual determina P_1 e Q_1 .

Observe que a curva de demanda residual (6) é econometricamente identificada, pelo fato de que a equação (6) é estimada ao nível da firma, assim a equação (6) não contém a variável de custo específico da firma 1, W^1 . Assim W^1 é exógeno na equação (9), excluída da equação (6), possibilitando a identificação desta equação.

2.3.2 A 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.

No contexto internacional, a metodologia da curva de demanda residual traz grandes benefícios no sentido de minimizar a quantidade de dados necessários para estimação de poder de mercado (que no contexto internacional pode ser ainda mais difícil de tê-los disponíveis). Além desta, outra vantagem pode ser aproveitada no que se refere ao método

de identificação econométrica. No contexto internacional, podemos usar os choques da taxa de câmbio como forma de deslocar os custos das empresas e identificar a curva de demanda.

Conforme proposto por Goldberg e Knetter (1999), considere um grupo de exportadores vendendo em um mercado particular estrangeiro. Seja p^{ex} o preço do bem exportado (em moeda do país de destino), Q^{ex} a quantidade total exportada pelo país de origem ao país de destino. Seja ainda p^1, \dots, p^n o vetor de preço (em moeda do país de destino) dos n competidores de outros países, e Z o deslocador de demanda no mercado de destino. A função de demanda será dada por:

$$p^{ex} = D^{ex}(Q^{ex}, p^1, \dots, p^n, Z) \quad (10)$$

$$p^k = D^k(Q^k, p^j, p^{ex}, Z) \text{ onde } j = 1, \dots, n \text{ e } j \neq k \quad (11)$$

A fim de incorporar o comportamento dos competidores e, assim, obtermos a demanda residual para o grupo de exportadores do país de interesse, nós devemos considerar um comportamento otimizador de todas as firmas concorrentes. O problema de maximização das $n-1$ firmas competidoras em um mercado de destino específico é dado por:

$$\max_{q_i^k} \Pi_i^k = p^k q_i^k - e C_i^k$$

- e é a taxa de câmbio
- C_i^{ex} é o custo.

Igualando receita marginal ao custo marginal, de acordo com a condição de primeira ordem:

$$p^k = e.MC_i^k - q_i^k D_1^k \left(1 + \sum_{j \neq i} \frac{\partial q_j^k}{\partial q_i^k} \right) \cdot \left(1 + \sum_{i \neq j} \frac{\partial D^k}{\partial p^{ex}} \frac{\partial D^{ex}}{\partial p^k} \right)$$

- MC_i^k é o custo marginal em unidades do país de origem.
- D_1 é a derivada parcial da função demanda com respeito ao primeiro argumento.

O primeiro termo entre parênteses captura o comportamento competitivo entre as n-1 firmas competidoras, denotado por θ . O segundo termo em parênteses captura a interação competitiva entre os n-1 competidores e o grupo de exportadores do país de interesse, chamaremos de ϕ . A partir desta notação, podemos reescrever a condição de primeira ordem da seguinte forma:

$$p^k = e.MC_i^k - q_i^k \cdot D_1^k \theta_i \cdot \phi$$

Esta condição revela como a receita marginal dos competidores depende da interação estratégica entre todos os competidores do mercado, inclusive do comportamento do grupo exportador de interesse. Estimar esta equação requer dados específicos de cada uma das firmas, que na maioria dos casos não estão disponíveis. Dessa forma, os parâmetros serão interpretados como média da indústria, as quais são ponderadas pelo seu peso na participação do mercado. Seja s_i a participação de mercado para cada firma. Multiplicando os dois lados da equação (3.1) e lembrando que $\sum_i s_i = 1$ e fazendo $q_i^{ex} = s_i Q^{ex}$ podemos escrever de uma nova forma a condição de primeira ordem com dados no nível do mercado:

$$p^k = e.MC^k - Q^k.D_1^k.\theta.\phi \quad (12)$$

- $MC^k = \sum_i s_i.MC_i^k$
- $\theta = \sum_i s_i^2.\theta_i$

Da mesma forma, podemos chegar à mesma relação para o grupo exportador de interesse:

$$p^{ex} = e^{ex}.MC^{ex} - Q^{ex}.D_1^{ex}.\zeta^{ex} \quad \text{onde } k = 1, \dots, n \quad (13)$$

Os parâmetros de conduta θ e ϕ , que capturam as interações estratégicas entre as firmas, podem variar de zero (competição perfeita com preço igual ao custo marginal) até valores que representem um cartel perfeito.

A expressão (12) condensa um conjunto de n-1 relações de oferta para os rivais do grupo de exportadores do país de interesse. Pode-se resolver simultaneamente o conjunto de equações de demanda e de relações de oferta dos rivais (11) e (12). 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. Seja Z o conjunto dos deslocadores de demanda; W^k a união de todos os deslocadores de custos específicos a cada firma; e ζ^k a união de todos os parâmetros de conduta, teremos:

$$p^k = e^k MC^k(Q^k, W^k) - Q^k D_1^k(Q^k, p^j, p^{ex}, Z).\zeta^k$$

Depois de resolver o sistema de 2n equações definidas por (11) e (12), é possível obter os preços dos produtos dos competidores como função das variáveis que deslocam custo e demanda de cada um dos n produtos e da quantidade (ou preço) do bem

exportado Q^{ex} . Deixe W^N ser a união de todos os deslocadores de custos específicos de cada firma, e ζ^n a união de todos os parâmetros de conduta. Assim:

$$p^k = p^{k*}(Q^{ex}, W^N, Z, \zeta^n), k = 1, \dots, n \quad (14)$$

Substituindo as n equações acima na equação (10), obtemos a curva de demanda residual para o grupo de exportadores:

$$p^{ex} = D^{ex}(Q^{ex}, p^{1*}(\cdot), \dots, p^{n*}(\cdot), Z) = D^{res\ ex}(Q^{ex}, W^N, Z, \zeta^N) \quad (15)$$

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 os dados estão 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.

É preciso, ainda, estar atento à possibilidade de viés de simultaneidade advindos da relação entre Q^{ex} e p^{ex} . Assim, resta-nos verificar a condição para a identificação da curva de demanda. Comparando a equação (15) com a equação (12), percebe-se que a equação (12) 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 (15). 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} e usada como instrumento, pois ela move os custos relativos dos exportadores independentes das outras firmas competidoras.

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

Diferenciando a versão logarítmica da equação (15) 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 consistente³, 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:

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

³ Ver Bresnahan (1981)

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 principais sabem que a 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 existe a igualdade entre custo marginal e preço.

No caso de diferenciação de produtos, a distinção entre variações conjecturais e funções de reação torna-se menos relevante, 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, o aspecto de interação estratégica é menos importante.

Em outros modelos de oligopólios, não existe uma exata correspondência entre o índice de Lenner e a elasticidade da demanda residual estimada. Como vimos, a elasticidade da demanda residual incorpora em si as elasticidades da demanda do mercado e da oferta dos demais competidores, sendo, assim, esses dois elementos cruciais para determinar poder de mercado.

Portanto, devido à estrutura do mercado de nióbio, que contém (a) produto homogêneo e (b) uma firma líder e outra seguidora, podemos afirmar que a elasticidade da demanda residual refletirá adequadamente o índice de Lenner e, portanto, o grau de poder de mercado.

3 NIÓBIO: SUAS CARACTERÍSTICAS MINERAIS E DE MERCADO

3.1 Características do Nióbio.

O nióbio foi descoberto no começo do século XIX pelo britânico Charles Hatchett. Apesar de alguns adotarem a terminologia colúmbio, a União Internacional de Química recomenda o uso do nome nióbio. O nióbio (Nb) é uma das substâncias de mais baixa concentração na crosta terrestre, na proporção de 24 partes por milhão. Elemento de número 41 na tabela periódica, classificado como metal de transição, sua massa específica é de $8,57 \text{ g/cm}^3$, pouco superior à do ferro e seu grau de dureza na escala de Mohs é de seis, numa escala de um a dez (classificação do diamante, já que este consegue cortar qualquer mineral), possui um alto ponto de fusão, 2.468°C e baixa resistência à oxidação, mas é muito resistente em meios químicos. À temperatura ambiente, resiste bem à ação de ácidos clorídrico (até 35%), sulfúrico (até 95%), nítrico concentrado, fosfórico, crômico, acético, fórmico e cítrico. O nióbio tem a propriedade de supercondutividade a temperaturas inferiores à -264°C . (Diniz, 2005). A ocorrência do nióbio na natureza está intimamente ligada ao tântalo (Ta), eles são encontrados juntos na maioria das rochas e dos minerais em que ocorrem. O nióbio e o tântalo são encontrados na natureza, principalmente na forma de columbita-tantalita - $(\text{Fe, Mn})(\text{Nb, Ta})\text{O}_6$, com variados teores de óxido de nióbio (Nb_2O_5) e de óxido de tântalo (Ta_2O_5) e na forma de pirocloro - $(\text{Na}_3\text{Ca})_2(\text{Nb, Ti})(\text{O, F})_7$. Essas duas formas são as principais fontes de nióbio no Brasil e no mundo. (Silva, 2001)

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 conformibilidade⁴.
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 aço⁵.

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, O emprego dos aços ARBL microligados está aumentando rapidamente por permitir redução no peso do veículo, e, com isso, economia de combustível e aumento da segurança. Nesta indústria, o aço microligado é utilizado na fabricação de chassis de caminhão e de rodas de veículos, além da 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.

⁴ Laverick (1987)

⁵ Socorro (2001)

O nióbio vem encontrando também bastante campo na produção de superligas (segundo maior consumo de nióbio depois da indústria de aço⁶) contidas em materiais projetados para funcionar por longos períodos em atmosfera oxidante e corrosiva à temperaturas acima de 650°C. Essas superligas combinam níquel, cromo, ferro e nióbio, como a INCONEL 718, mas podem conter outros elementos e variadas proporções, dependendo com o aplicativo desejado. 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.

O nióbio também tem importantes aplicações na forma de nióbio metálico. Entre suas características está a grande resistência à corrosão, principalmente em meios ácidos e em metais alcalino fundidos. Podemos apontar também sua supercondutividade (desaparecimento total da resistividade elétrica em temperaturas críticas próximas a zero absoluto). Em estado puro, o nióbio encontra aplicações em aceleradores de partículas subatômicas. O nióbio metálico ainda é utilizado em componentes de lâmpadas de alta intensidade e, na indústria aeroespacial, é utilizado na fabricação de propulsores e bocais de foguetes.

Sob a forma de óxido de nióbio, a indústria utiliza na produção de cerâmicas finas como capacitadores cerâmicos, lentes óticas, ferramentas, peças de motor e alguns elementos estruturais resistentes ao calor. A produção de monocristais de niobato de lítio, utilizados em filtros especiais de receptores de TV exige o teor de 99,99% de óxido de nióbio, ou seja, óxido de nióbio de altíssima pureza.

⁶Departamento Nacional de Produção Mineral- DNPM

Tabela 1 Principais Aplicações do Nióbio

<i>Produto</i>	<i>Principais Produtores</i>	<i>Participação do mercado (%)</i>	<i>Aplicações</i>	<i>Principais Mercados</i>
Ferronióbio (HSLA FeNb) ~60% Nb contido	CBMM	90%	HSLA	<ul style="list-style-type: none"> • Indústria Automotiva • Engenharia Pesada e Infraestrutura • Setor Petroquímico • Usinas de Energia • Oleodutos e Gasodutos
	Anglo American		Aço Inoxidável	
	IAMGOLD/Niobec		Aços resistentes ao Calor	
Ferronióbio Vacuo(VG FeNb) 99% Nb contido	CBMM	3%	Superligas	<ul style="list-style-type: none"> • Indústria aeroespacial • Setor Petroquímico
Nióbio Metálico e Ligas ~50–65% Nb Contido	CBMM	3,40%	Supercondutores	<ul style="list-style-type: none"> • Aceleradores de Partículas • Ressonância Magnética
Óxido de Nióbio >99% Nb Contido	CBMM	3,40%	Cerâmicas Catalisadores	<ul style="list-style-type: none"> • Óptica • Eletrônica

Fonte: IAMGOLD

3.3 - Complementaridade e substitubilidade dos principais metais e o nióbio.

Os elementos metálicos de transição da tabela periódica, cujos grupos são 4B, 5B e 6B, possuem em geral alto ponto de fusão, boa resistência à corrosão e boa condutividade elétrica. Neste sentido, os minerais tais como titânio, vanádio, tântalo, cromo, molibdênio, manganês e tungstênio em algumas aplicações podem ser usados concomitantemente para produzir ligas especiais, como criação de ligas tais como Nb-Ti, Nb-Zr, Nb-Ta-Zr, utilizadas nas indústrias espaciais e nucleares, na produção de motores a jato e para fins relacionados à supercondutividade.

Porém, estes mesmo elementos, em outras aplicações, 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 custos⁷. Na siderurgia, o titânio e o vanádio são elementos microligantes, em algumas ligas de aço de alta resistência e baixa liga (HSLAS), por exemplo, a quantidade de ferronióbio adicionado ao aço é de apenas a metade da quantidade de ferrovanádio⁸. 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 elementos⁹.

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.

Portanto, esses minerais ora são usados como complemento para o nióbio, ora, como substituto.

Abaixo, estão enumerados alguns elementos e em quais aplicações que o nióbio pode ser substituído:

- a) Molibdênio e vanádio em ligas de aço de alta resistência e baixa liga (HSLAS);
- b) Titânio e tântalo em aços inoxidáveis e de alta resistência e em cerâmicas;
- c) Molibdênio, tântalo, titânio e tungstênio em aplicações em altas temperaturas.

⁷ Mineral commodities summaris - United States Geological Survey (USGS)

⁸ Mineral Commodities Summaris - USGS

⁹ Fernandes, R. DNPM

3.4 - Reservas, Produção e Consumo Mundial.

3.4.1 - Reservas.

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 ^(r)	2010 ^(r)	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, ^(r) 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 por 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 Nb2O5/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, Minas Gerais	Chicoutimi, Quebec, Canadá	Catalão, Goias, Brasil
Tipo de Mina	Céu Aberto	Subterrâneo	Céu Aberto

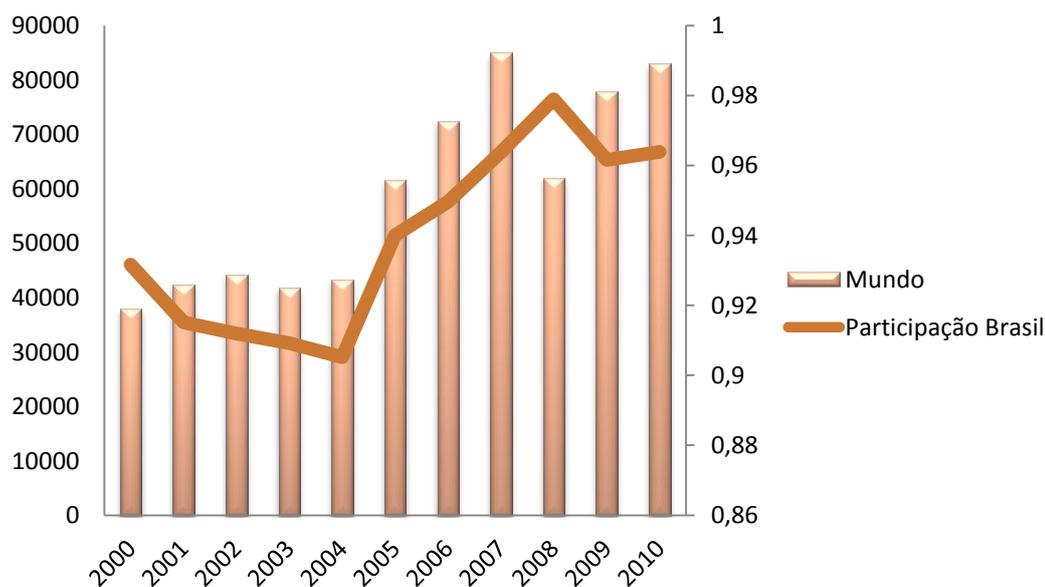
IAMGOLD e DNPM

3.4.2- Produção

A produção mundial de nióbio vem aumentando ano após ano desde 2000, exceto em 2009, em que teve uma acentuada queda devido à recessão mundial.

O gráfico abaixo enfatiza a posição de quase monopólio brasileiro na produção mundial de nióbio. A participação brasileira na produção mundial situa-se, em todo o período da amostra, acima de 85%.

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



Fonte: DNPM

3.4.3 Consumo.

Se por um lado há um sustentado crescimento da oferta mundial de nióbio, por outro, 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, nas indústrias de petróleo e automotiva. Na indústria do petróleo, a elevação dos preços entre 2003 e 2008 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. Mesmo depois da recente crise e da desaceleração da economia, os preços do petróleo voltaram a subir, e muitos investimentos nesta indústria ainda estão sendo anunciados. Como exemplos disto, podemos citar a descoberta do pré-sal no Brasil, a construção de gigantescos gasodutos e oleodutos na Rússia entre muitos outros.

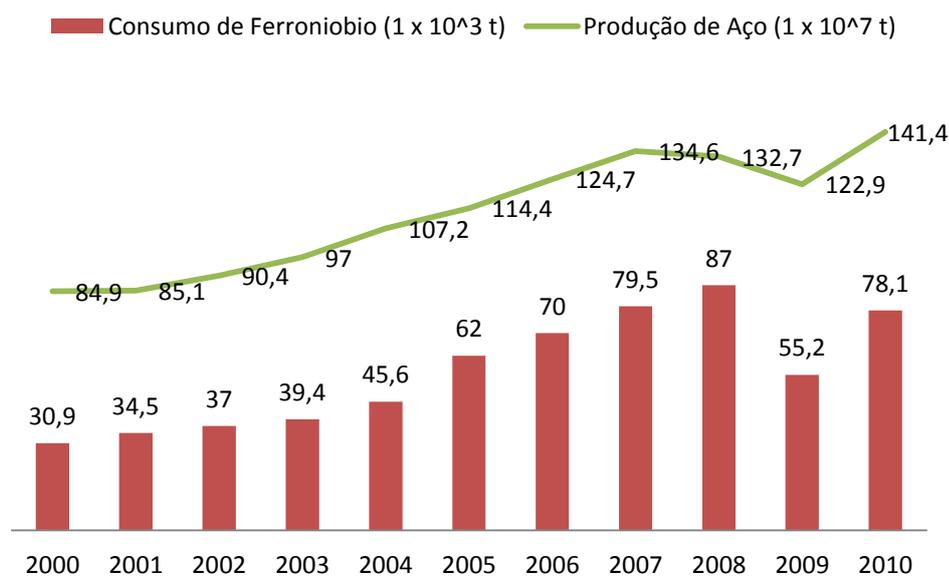
A indústria automotiva tem consumido aços microligados de alta resistência. Este tipo de aço reduz o peso dos automóveis, implicando em economia do consumo de combustível. O setor automotivo, inclusive, é um dos setores promissores para o consumo das ligas de nióbio. Devido à preocupação com consumo eficiente de energia e sustentabilidade. Um carro médio, por exemplo, que tem entre 800 e 1000 quilos de aço

pode ter seu peso reduzido entre 100 e 150 quilos com o uso de aços microligados composto por nióbio, que economizará um litro de gasolina para cada 200 km rodados.¹⁰

O segundo fator que podemos apontar se refere à tendência de aumento na quantidade de nióbio utilizado nessas ligas de aço, que saiu de uma média de 40g de nióbio por tonelada de aço para 62gr/t¹¹, em 2008.

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

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



Fonte: IAMGOLD

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

¹⁰ Instituto Brasileiro de Minerais. (IBRAM)

¹¹ IAMGOLD

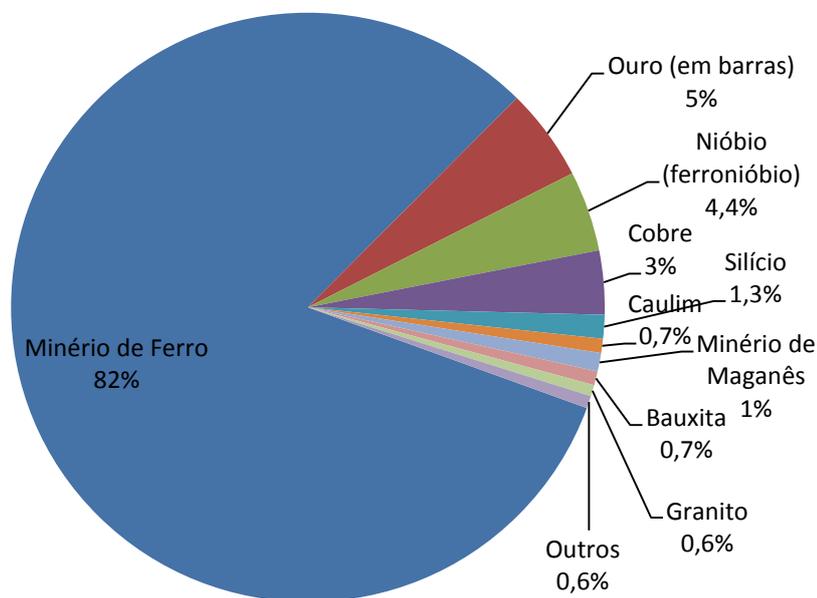
(Usiminas, Cosipa, Grupo Gerdau e CSN) menos de 10% da sua produção total de liga de ferronióbio padrão. (66% de teor de nióbio e 30% de ferro) ¹².

3.5 Exportações Brasileiras e o Mercado dos Estados Unidos.

3.5.1 Exportações

O Brasil é um grande exportador de minérios, sendo o maior exportador de nióbio do mundo. Essa importância se reflete 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

¹²Fonte: 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 US\$ 60.630 pela venda de óxido de nióbio. Os principais países importadores do nióbio brasileiro foram: Holanda (30%), China (21%), Cingapura (15%), Estados Unidos (14%) e Japão (9%)¹³.

3.5.2 Mercado dos Estados Unidos: Consumo e Preço

3.5.2.1 Consumo

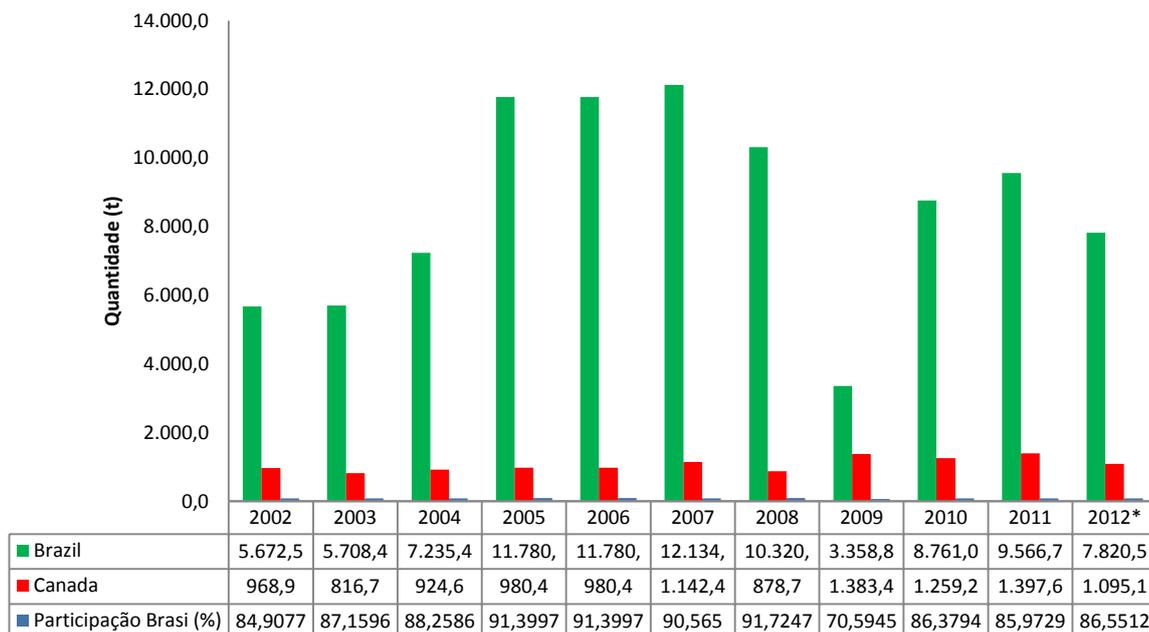
Os Estados Unidos é um dos principais mercados do nióbio brasileiro, devido a importância desse mineral nas indústrias aeroespaciais, de defesa e de energia. (Cunninham, 2000). Além de Brasil e Canadá outros seis países exportam nióbio para o EUA: Bélgica, China, França, Alemanha, Holanda e Reino Unido. No entanto, Brasil e Canadá juntamente, correspondem por mais de 98% das importações de nióbio pelos EUA.

O principal produto exportado pelo Brasil aos EUA é o ferronióbio, mas o Brasil também exporta óxido de nióbio entre outros.

O gráfico (4) mostra a exportação brasileira e canadense de ferronióbio para os Estados Unidos. Assim como em outros mercados, nos EUA, também, o Brasil detém maioria absoluta do fornecimento de ferronióbio. A participação brasileira chega em 2008 a corresponder 91% das importações totais de ferronióbio dos EUA. A importação americana salta de 6,6 mil toneladas no ano de 2002 para quase 12 mil toneladas em 2007, ano de crise nos países desenvolvidos.

¹³ Fonte: Departamento Nacional de Produção Mineral (DNPM) e Instituto Brasileiro de Mineração (IBRAM)

Gráfico 4. Importação de Ferronióbio pelos Estados Unidos



* Dados até agosto de 2012

Fonte: tradeonline

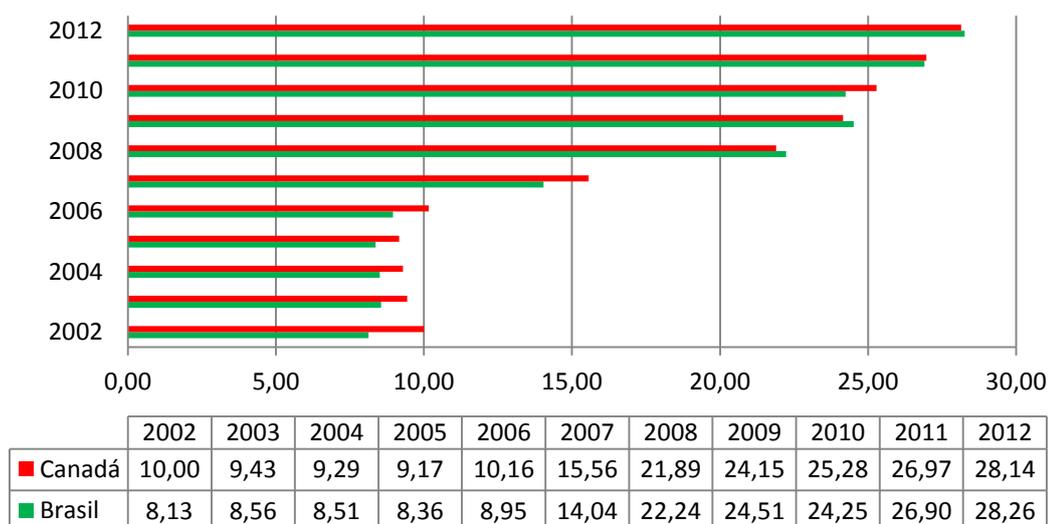
3.5.2.2 - Preço.

O preço do nióbio está diretamente relacionado ao comportamento da siderurgia e à demanda mundial pelo metal, que por sua vez está associada à realização de grandes projetos que utilizam aços fortalecidos pelo nióbio; como gasodutos, refinarias, plataformas de exploração de petróleo, etc. O preço esteve relativamente estável entre 2002 e 2006. Já entre 2006 e 2008, observa-se um forte aumento dos preços mundiais de insumos a base de nióbio. O forte aumento de preço foi reflexo, principalmente, da elevada demanda da indústria siderúrgica chinesa, da realização de novos investimentos e da renovação dos contratos, conforme já mencionado. Além disso, pode-se apontar também o paulatino

reconhecimento das vantagens competitivas do nióbio em relação aos metais concorrentes como fomentador do consumo, e em última instância, dos preços¹⁴.

O Gráfico (5) mostra a evolução dos preços¹⁵ de ferronióbio no mercado americano. Em 2002 o preço do ferronióbio era de US\$ 8,13/kg. Em 2012 esse preço saltou para US\$ 28,26/kg. Um crescimento de 247%. No entanto, é interessante notar que o Canadá, em boa parte do período analisado, exportou ferronióbio a um preço maior do que o brasileiro, embora o valor tenha convergido ao longo dos anos. No início de 2002, a diferença era de US\$ 2,00/kg.

Gráfico 5. Preço do ferronióbio no mercado americano - US\$/Kg



Fonte: USA TRADE

¹⁴ Fernandes, R. DNPM

¹⁵ Os preços anuais são as médias mensais ponderada dos três principais tipos de ferronióbio comercializado nos EUA.

4. ANÁLISE ECONOMETRICA E RESULTADO

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 (15), derivada no capítulo inicial dessa dissertação, 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 as variáveis que deslocam custos W^{can} do principal competidor dos brasileiros (Canadá).

Conforme propôs Goldberg e Knetter (1999), estimaremos a equação (15) 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. A tabela (4) contém a descrição resumida de cada uma das variáveis. 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).

Tabela 4. Descrição das variáveis da equação de demanda residual.

Variável	Descrição
$\ln p_{mt}^{ex}$	Preço ferronióbio do país (ex) exportado para o mercado (m) no período (t)
$\ln Q_{mt}^{ex}$	Quantidade de ferronióbio do país (ex) exportado para o mercado (m) no período(t)
$\ln Z_{mt}$	Vetor deslocador de demanda no mercado (m) no período (t)
$\ln W_{mt}^N$	Vetor deslocador de custo dos exportadores (N) em mercado (m) no período (t)

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, vanádio 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. Para ilustrar a utilidade da taxa de câmbio como variável que desloca os custos, é interessante formular um exemplo mais detalhado.

Suponha que estejamos analisando o caso das exportações brasileiras, o principal competidor do Brasil é o Canadá, que será denotado pelo sobrescrito can. Suponha que este competidor possui duas variáveis que deslocam os custos, a energia elétrica (eletr) e salários (W). O taxa de câmbio entre Canadá e EUA será denotado por e_t^{can} . Desta forma, podemos escrever a equação como se segue:

$$\ln p_{eua,t}^{bra} = \lambda_{eua} + \eta_{eua} \cdot \ln Q_{eua,t}^{bra} + \alpha'_{eua} \cdot \ln Z_{mt} + \beta_{eua}^1 \cdot \ln(e_t^{can} \cdot w_t^{can}) \\ + \beta_{eua}^1 \cdot \ln(e_t^{can} \cdot eletr_t^{can}) + \varepsilon_{eua,t}$$

Podemos reescrever essa equação, já que estamos operando com logaritmos, de forma a podermos isolar os termos referentes à taxa de Câmbio, da seguinte forma:

$$\ln p_{eua,t}^{bra} = \lambda_{eua} + \eta_{eua} \cdot \ln Q_{eua,t}^{bra} + \alpha'_{eua} \cdot \ln Z_{mt} + \beta_{eua}^1 \cdot \ln(w_t^{can}) + \beta_{eua}^1 \cdot \ln(eletr_t^{can}) \\ + \zeta \cdot \ln(e_t^{can}) + \varepsilon_{eua,t}$$

Uma vantagem adicional da utilização de taxas de câmbio como variáveis que deslocam os custos é a sua volatilidade. Essas taxas apresentaram variação substancial ao longo de toda a amostra, movendo os custos relativos dos exportadores em relação ao competidor.

Não devemos nos esquecer de que a quantidade Q_t^{ex} tem grandes possibilidades de ser endógena. Dessa forma, deve ser instrumentalizada. As 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, 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 Alguns estudos de estimação de poder de mercado através da elasticidade da curva de demanda residual

Goldberg e Knetter (1999) investigaram a existência do poder de mercado por parte dos exportadores alemães da indústria de cerveja em 4 destinos: Estados Unidos, Canadá, Reino Unido e França. A amostra analisada compreendeu os anos de 1973-1993 com periodicidade anual. Os deslocadores de demanda utilizados foram: PIB de cada país destino e variáveis dummy de tempo ou de tendência temporal, quando necessárias. Os deslocadores de custos utilizados foram: a taxa de câmbio, custos da mão de obra ou algum índice de preço. Em algumas circunstâncias, alguns desses deslocadores foram considerados não significativos, razão por que, segundo Goldberg e Knetter (1999), foram retirados do modelo.

Os instrumentos utilizados, foram os deslocadores de custos específicos de cada firma e que, por razão da condição de identificação econométrica, não deslocavam os custos das firmas concorrentes. Dessa forma, o principal instrumento utilizado foi a taxa de Câmbio. Os resultados encontrados para elasticidade da demanda residual variaram de acordo com o mercado de destino e a competição enfrentada em cada mercado pelos exportadores alemães. Na França, o poder de mercado estimado foi de 44 %, sendo esse o valor máximo encontrado e, nos Estados Unidos, o valor estimado foi de 6,5%, sendo esse o menor valor encontrado.

Como citado na introdução dessa dissertação, alguns outros estudos, seguindo a abordagem de Goldberg e Knetter (1999), foram feitos. Na proposta de Bragança (2003), o objetivo era investigar a existência de poder de mercado do café brasileiro no mercado americano. Os principais concorrentes identificados foram: Colômbia e México. Os deslocadores de demanda utilizados foram o PIB americano e o estoque de café verde em posse dos Estados Unidos. Da mesma forma que Goldberg e Knetter, a taxa de câmbio foi o principal deslocador de custo utilizado, assim como instrumento. Os resultados encontrados sugerem um pequeno poder de mercado para os exportadores brasileiros (9%) e de grande poder de mercado dos colombianos (76%), ao passo que a elasticidade da curva de demanda residual mexicana foi considerada estatisticamente igual à zero.

Outro estudo usando a mesma abordagem foi conduzido por Coronel et al (2010), cujo objetivo era de investigar a competitividade no mercado europeu do farelo de soja. O deslocador de demanda utilizado foi uma proxy para o PIB mensal europeu (a soma das exportações e importações da União Europeia em dólar). Os deslocadores de custos utilizados foram os índices de preços e a taxa de câmbio de cada concorrente contra o euro.

Os resultados obtidos foi de um poder de mercado insignificante para todos os concorrentes, inclusive o Brasil.

4.3 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 ferronióbio¹⁶ 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 .

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 seis países: Bélgica, China, França, Alemanha, Holanda e Reino Unido, e nenhum deles sozinhos correspondem a mais que 0,5% da importação total dos EUA. Na tabela (5) estão listadas as variáveis, suas descrições e respectivas fontes.

¹⁷ 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 5. Descrição e fonte das variáveis do modelo

<i>Séries</i>	<i>Descrição</i>	<i>Fonte</i>
Preços e Quantidades		
pbr	Logaritmo do preço da Liga de ferronióbio exportada pelo Brasil para os EUA	USA TRADE
pcan	Logaritmo do preço da Liga de ferronióbio exportada pelo Canadá para os EUA	USA TRADE
qbr	Logaritmo da quantidade da Liga de ferronióbio exportada pelo Brasil para os EUA	USA TRADE
qcan	Logaritmo da quantidade da Liga de ferronióbio exportada pelo Canadá para os EUA	USA TRADE
Deslocadores de Custos		
wbr	Logaritmo do salário real desagregado setor de mineração Brasil	CASIM
wcan	Logaritmo do salário real desagregado setor de mineração Canadá	IBGE
eletrbr	Logaritmo da tarifa de energia elétrica Brasil	ANEEL
eletrcan	Logaritmo da tarifa de energia elétrica Canadá	CASIM
ebr	Logaritmo da taxa de câmbio nominal R\$/US\$	IPEA
ecan	Logaritmo da taxa de câmbio nominal C\$/US\$	FEDERAL RESERVE
pacan	Logaritmo de índice de preço de pó de alumínio do Canadá	CASIM
ut	Grau de utilização da capacidade das mineradoras de Minas Gerais	FEMIG
Deslocadores Demanda	de	
Aero	Logaritmo de índice de produção aeroespacial nos EUA	FEDERAL RESERVE
Air	Logaritmo de índice de produção aeronáutico nos EUA	FEDERAL RESERVE
Auto	Logaritmo de índice de produção automobilística nos EUA	FEDERAL RESERVE
t	Dummy para os anos de 2006-2008	
pta	Logaritmo de preço do Tântalo	USA TRADE
pmg	Logaritmo de preço do Maganês	USA TRADE
pv	Logaritmo de preço do Vanádio	USA TRADE
pti	Logaritmo de preço do Titânio	USA TRADE
pmo	Logaritmo de preço do Molibdênio	USA TRADE
ptu	Logaritmo de preço do Tungstênio	USA TRADE

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 consumido e um índice de preço de energia elétrica com fins industriais. 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).

Será usado como deslocadores de demanda um índice de produção aeroespacial, fornecido pelo Federal Reserve. Além dos preços dos principais substitutos do ferronióbio: tântalo, molibdênio, tungstênio, vanádio, manganês e titânio, retirados do Usa Trade. 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.

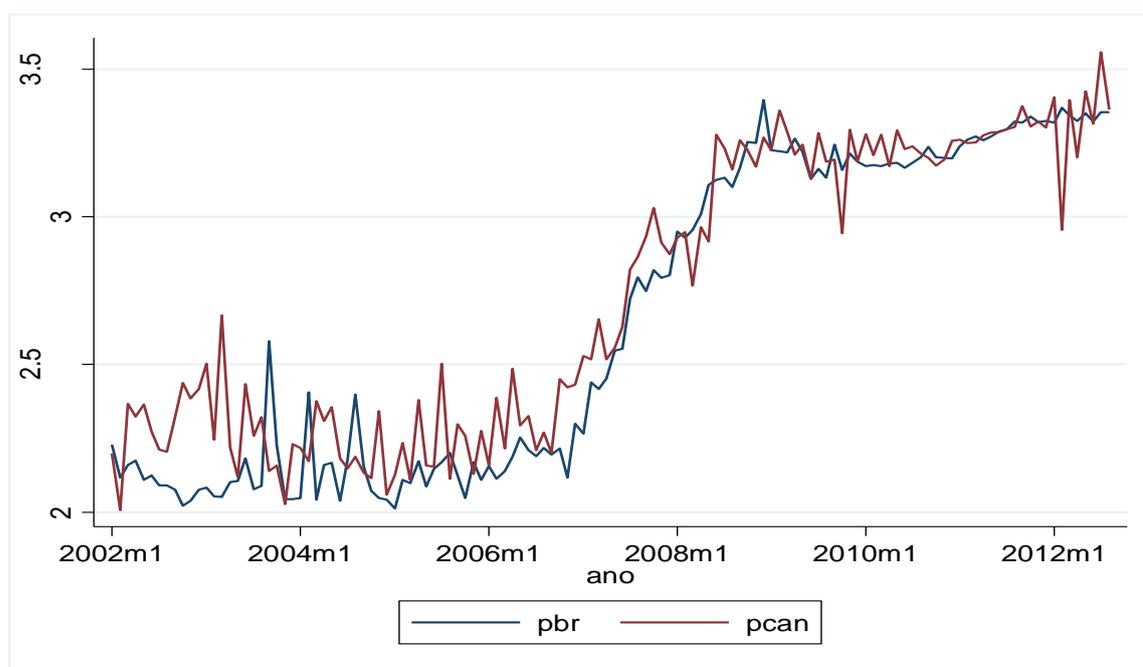
Tabela 6. Estatísticas Descritivas.

Variável	Número de Observações	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
pbr	128	16,306	8,192	7,485	29,828
pcan	128	17,127	7,889	7,439	35,059
qbr	128	705.255	337.421	17.424	1.553.979
w1br*	126	93,848	17,016	65,340	152,197
pta	128	0,185	0,059	0,080	0,350
qcan	128	91.392	35.823	18.552	268.138
w1can	128	1.417	103,560	1.230	1.751
eletrbr	128	198,093	47,045	97,100	266,400
eletrcan*	128	98,538	7,724	79,320	114,078
ebr	128	2,252	0,546	1,563	3,805
ecan	128	1,180	0,183	0,955	15,997
pmg	128	0,978	0,427	0,410	2,170
aero*	128	96,751	13,443	74,514	119,568

* Variáveis em forma de números índices, base jan/2010

Na tabela (6) acima, estão reportados algumas estatísticas das variáveis utilizadas no modelo. Podemos observar que as variáveis preços apresentam uma média superior para o Canadá em comparação ao Brasil, isso pode ser devido aos maiores custos enfrentados pelos exportadores canadenses, já que suas minas são subterrâneas, enquanto as brasileiras são à céu aberto. O número de observações utilizadas no modelo é de 128, cujo período vai de janeiro de 2002 a agosto de 2012. Conforme já mencionamos, esse período está condicionado principalmente à disponibilidade de dados.

Gráfico 6. Preço da Liga de Ferronióbio de Brasil e Canadá 2002-2012



Através do gráfico (6), podemos 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 período¹⁷. Após o final de 2008, o preço se estabiliza ao redor de uma média,

¹⁷ Fernandes, R. Departamento Nacional de Produção Mineira - DNPM

novamente, em um nível superior de preço. É interessante fazer um estudo mais aprofundado com o objetivo de identificar a melhor função que descreva a quebra estrutural ocorrida, alguns testes podem ser lançados, tais como os propostos por Zivot e Andrews (1992) e Perron (1997). Contudo, nos limitaremos nessa primeira abordagem a estabelecer uma variável dummy para os períodos de 2006-2008.

4.4 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 média, 15%¹⁸ de toda exportação brasileira da liga de ferronióbio, sendo, assim, um dos mercados mais importantes.

Estimaremos a equação (15) na forma log-log para cada grupo de exportadores, de modo que os coeficientes retornarão diretamente a elasticidade. A equação (15) 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

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

cada país. Ademais, 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 restringiria a deslocar o custo de apenas umas dessas indústrias, dessa forma escolhemos não o 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.

Primeiramente, estimamos 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. Posteriormente, utilizamos também o método dos 3 estágios (3SLS). Este método estima cada uma das equações por 2SLS e posteriormente, estima o sistema como um todo por mínimos quadrados generalizados, em que a matriz de variância-covariância é obtida a partir dos resíduos da estimação de 2SLS. (Hayashi, 2000).

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 para todo o restante do sistema. Isto não ocorre, no entanto, em métodos como o 2SLS, que estima as equações isoladamente²⁸. Para examinar a validade dos instrumentos e fazer testes de exogeneidade, utilizou-se, da mesma forma que em Goldberg e Knetter (1999), o teste de Wu-Hausman.

Nas tabelas (7) e (8), estão reportados os resultados da estimação feita por 2SLS e 3SLS para o Brasil e Canadá, respectivamente. Conforme era esperado, na equação (15),

rejeitamos a hipótese nula de que a quantidade é exógena. Nós instrumentalizamos, então, a quantidade com variáveis que deslocam os custos específicos a cada país.

Tabela 7. Estimação da Curva de Demanda Residual. Exportações brasileiras 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	-0,36 (0,13)	0,005	-0,31 (0,10)	0,003
aero	0,82 (0,5)	0,091	0,87 (0,10)	0,100
t	-0,12 (0,11)	0,287	-0,16 (0,43)	0,045
wcan	1,57 (0,58)	0,005	1,34 (0,62)	0,03
ecan	-1,05 (0,51)	0,032	-1,14 (0,48)	0,019
eletrcan	0,88 (0,76)	0,227	0,66 (0,56)	0,239
pmg	0,35 (0,11)	0,002	0,34 (0,11)	0,002
pta	0,26 (0,11)	0,021	0,27 (0,11)	0,014
Constante	-11,09 (5,38)	0,032	-9,24 (5,03)	0,066

Desvio Padrão (em parênteses) robustos à heterocedasticidade.

Instrumentos: Todas as variáveis independente mais: Brasil, taxa de Câmbio Real/Dólar e tarifa de energia elétrica.

Na equação do Brasil, utilizamos como instrumentos o salário, a tarifa de energia elétrica e, conforme sugerido por Goldberg e Knetter (1999), a taxa de câmbio entre Brasil e Estados Unidos. O ajuste do modelo pode ser verificado pelo R^2 de 99% por 2SLS e de 79% por 3SLS. De acordo com o teste de Hausman- Wu, podemos rejeitar, ao nível de significância de 1%, a hipótese nula de exogeneidade da quantidade. Como deslocador de demanda, utilizamos o índice de produção industrial aeroespacial, cujo coeficiente é estatisticamente significativo e apresenta o sinal esperado, ou seja, positivo. Assim, um aumento da demanda dessa indústria pela liga de ferronióbio tende a elevar o seu preço.

Utilizamos, ainda, os preços do tântalo e do manganês; substitutos do nióbio. Conforme reportado na tabela abaixo, seus coeficientes são estatisticamente significantes e os sinais conforme o esperado. Conforme dito, muitos desses substitutos do nióbio são também complementos. Assim, devido à presença de tendência e grande correlação, retiramos da equação os outros substitutos próximos cujos coeficientes foram estatisticamente iguais à zero.

O coeficiente do log da quantidade nos dá diretamente a elasticidade da demanda residual. A elasticidade da demanda residual enfrentada pelo Brasil nos dá um considerável poder de mercado; sua elasticidade de demanda inversa de -0,36 corresponde a 36 por cento de mark-up sobre o custo marginal. Este coeficiente é estimado com um pequeno desvio padrão e altamente significativo. Esse coeficiente revela que, embora o Brasil tenha uma considerável parcela do mercado, os substitutos da liga de ferronióbio têm um importante papel na restrição ao exercício de poder de mercado dos exportadores brasileiros de ferronióbio, assim como o concorrente Canadá.

Observe os coeficientes de custo específico do Canadá. Tanto a taxa de câmbio, quanto o salário e o preço da energia elétrica, apresentaram sinais de acordo com o esperado e estatisticamente significativos. O sinal positivo do salário e preço de energia elétrica 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 /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 os substitutos próximos e o Canadá conseguem impor uma restrição parcial ao poder de mercado do Brasil. Assim, o Brasil pode aumentar seu preço, mas não indefinidamente.

Tabela 8 Estimação da Curva de Demanda Residual. Exportações canadenses 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 Canadá (pcan)				
qcan	-0,39 (0,43)	0,35	0,26 (0,19)	0,161
t	-0,46 (0,62)	0,004	-0,33 (0,35)	0,005
aero	1,76 (0,09)	0,000	0,97 (0,06)	0,000
eletrbr	0,52 (0,20)	0,007	0,3 (0,14)	0,000
pmg	0,25 (0,12)	0,033	0,33 (0,08)	0,042
pta	0,37 (0,11)	0,001	0,36 (0,08)	0,000
Constante	-2,83 (2,34)	0,215	-5,58 (1,35)	0,000

Desvio Padrão (em parênteses) robustos à heterocedasticidade.

Instrumentos: Todas as variáveis independente mais: Canadá, taxa de Câmbio dolar canadense/Dolar; salário, índice de preço de energia elétrica

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 à zero. Toda variação do preço canadense é explicada por fatores exógenos, como o preço dos bens substitutos 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 tabela (7) 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 -0,31, enquanto este coeficiente é estatisticamente igual à 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.

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 podem 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 do Brasil e do 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 do 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 manganês e o tântalo, impõem ao Brasil um limite à prática de poder de mercado.

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 e pelo Canadá.

Por fim, finalizamos essa dissertação destacando a necessidade de se aprofundar o estudo no sentido de elaborar um modelo dinâmico. A análise dinâmica torna-se interessante por diversos aspectos, como, por exemplo, no caso cambial, o fenômeno da curva em J. Acreditamos que esse comportamento possa ocorrer nesse mercado, devido à

sua natureza, como a de celebração de contratos de prazos mais longos. De fato, a aplicação de um modelo dinâmico é totalmente exequível, conforme indicado pelo teste reportado no apêndice B, em que aponta a existência de cointegração entre as variáveis do modelo. Desta forma, devemos avançar em direção à elaboração de um modelo de correção de erros. Vale ressaltar a carência de literatura com especificações dinâmicas para abordagens que inferem conduta competitiva quando os custos marginais não são observáveis. Com efeito, os estudos de Steen e Salvanes (1999) e Zeidan e Resende (2009) são exceções e a consideração de motivação análoga no contexto de demanda residual parece pertinente.

BIBLIOGRAFIA

Baker, J. Bresnahan, T. (1988.), Estimating The Residual Demand Curve Facing a Single Firm. *Internation Journal Organization Industrial* 6, 283-300.

Baker, J. e Bresnahan, T. (1999), Empirical Methods of Identifying and Measuring Market Power. *Antitrust Law Journal* 4, Vol 61. 3-16.

Bardsen, G. (1989) Estimation of long-run coefficients in error correction models, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 51, 345-50.

Bragança, G. (2003), Poder de Mercado do Café Brasileiro nos EUA: Abordagem via Demanda Residual. *Dissertação de Mestrado*. Escola de Pós-Graduação em Economia, Fundação Getúlio Vargas.

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

Bresnahan, T. (1989), Empirical studies of industries with market power. In: Schmalensee R., Willig, R. (Eds.). *The Handbook of Industrial Organization*, vol. II. Elsevier.

Campanário, M. (1991), Estrutura Imperfeita: O caso do Nióbio. *Estudos. Econômicos. Instituto de Pesquisas Econômicas*, Vol 21, nº 2, Pag. 223-239.

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

Companhia Brasileira de Metalurgia e Mineração (CBMM) <<http://www.cbmm.com.br/portug/index.html>>

Coronel, D.; Amorim, A.; Braga, M.; Campos, A (2010), Poder de Mercado das Exportações de Farelo de Soja: Uma análise via Demanda Residual. *Revista de Economia Contemporânea*, Vol 14, nº3, Pag 587-612.

Cunningham, L. (2000), Columbium (Niobium) and Tantalum. *U.S Geological Survey Minerals Yearbook*. Disponível em <<http://minerals.usgs.gov/minerals/pubs/commodity/niobium/230400.pdf>>. Acessado em 20/08/2012.

Diniz, E. (2005), Análise da influência do nióbio na microestrutura e propriedades mecânicas da barra chata temperada e Revenida para aplicação em feixes de mola. *Dissertação de Mestrado*. Pós-Graduação em Engenharia Metalúrgica e de Minas. Universidade Federal de Minas Gerais.

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

Fernandes Junior, R. 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.

Fiuza, E.P.S. (2001), Estudos Econométricos em Organização Industrial no Brasil, *in: Microeconomia e Sociedade no Brasil*. Marcos de B. Lisboa e Naércio A. Menezes-Filho (org.).

Goldberg, P K. e Knetter, M M. (1999), Measuring the Intensity of Competition in Export Markets. *Journal of International Economics* 47, 27-60.

Gonçalves de Lima, J. Projeto de Assistência Técnica ao Setor de Energia. *Relatório Técnico 20. Perfil da Mineração de Nióbio*. Março/2010. Disponível em: <http://www.mme.gov.br/sgm/galerias/arquivos/plano_duo_decenal/a_mineracao_brasileira/P11_RT20_Perfil_da_Minerao_do_Nixbio.pdf>. Acessado: 20/08/2012

Greene, W.H. (1990), *Econometric Analysis*. Macmillian Publishing Company.

Hamilton, J. (1994), *Time Series Analysis*, Princeton University Press.

Hayashi, F. (2000), *Econometrics*, Princeton University Press.

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

Instituto Brasileiro de Mineiração (IBRAM) . < <http://www.ibram.org.br/>>

Landes, M. e Posner, R. Market Power in Antitrust Cases. *Harvard Law Review*, Vol. 94, No. 5. (Mar., 1981), pp. 937-996.

Laverick, C. (1981), Niobium Demand And SuperConductor Applications: An Overview. *Journal of the Less-Common Metals*, 139. 107-122, 1988.

Machado, Iran F. e Figueirôa, S F. (2001), 500 years of mining in Brazil: a brief review. *Resources Policy* 27.9-24.

Ozawa, C. (2005), Concorrência no Mercado de Crédito Bancário Brasileiro: Abordagem via Demanda Residual. *Dissertação de Mestrado*. Escola de Pós-Graduação em Economia, Fundação Getúlio Vargas.

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.

The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. *Econometrica*, 57, 1361—1401, 1989.

PERRON, P. (1997), Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables. *Journal of Econometrics*, Vol. 80, p. 355-85.

Resende, M. (2007), Structure, conduct and performance: a simultaneous equations investigation for the Brazilian manufacturing industry, *Applied Economics*, 39, 937-942

Simandl, G. (2001), Tantalum Market and Resources: An Overview. *Geological Fieldwork, Paper 2002-1*.

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

Socorro, C. (2001), Balanço Mineral Brasileiro. *Departamento Nacional de Produção Mineiral (DNPM)*. Disponível em <<http://www.dnpm.gov.br/assets/galeriadocumento/balancomineral2001/niobio.pdf>> Acessado em 20/08/2012

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://www.usatradeonline.gov/>>

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

Vilhena Filho, C. (1997), Brazil's Mineral Policy. *Resources Policy*. 23.45-50.

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

Zeidan, R e Resende, M. (2009), Measuring Market Conduct in the Brazilian Cement Industry: A Dynamic Econometric Investigation. *Review of Industrial Organization*, Springer, vol. 34(3), pages 231-244.

Zivot, E. e Andrews, D. (1992), Further evidence on the great crash, the oil-price shock and the unit root hypothesis. *Journal of Business and Economic Statistics* 10, p. 251-27.

APÊNDICE A – TESTE DE RAIZ UNITÁRIA

Os testes de estacionariedade têm como principal objetivo analisar a transitoriedade de dissipação dos choques sobre uma série. Um dos testes amplamente utilizado para avaliação da estacionariedade das séries é o teste Dickey-Fuller aumentado (ADF), que testa sob a hipótese nula de que existe raiz unitária. Utilizamos a especificação com constante e sem tendência temporal e defesasagens.

Na tabela abaixo estão os teste para todas as variáveis utilizadas no modelo.

Tabela 9. Teste 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		-
pmn	-2.119	0.2368	-13.155	0.0000
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		-

Conforme reportado na tabela (9), percebemos que existem séries $I(0)$ e $I(1)$. Isso inviabiliza o teste de cointegração de Johansen, que parte do pressuposto de que todas as séries do modelo são $I(1)$. Desta forma, recorreremos a outro teste, que é adequado ao nosso modelo. O uso desta técnica, desenvolvida por Pesaran et al. (2001), pressupõe o conhecimento prévio (a) da ordem do modelo; (b) de que não exista variáveis com ordem de

integração maior do que 1. Essa metodologia permite, portanto, a mistura de séries $I(0)$ e $I(1)$ e é adequada tanto para pequenas, quanto para grandes amostras.

APÊNDICE B – TESTE DE COINTEGRAÇÃO DE PESARAN

O teste de Johansen é o mais utilizado para testar a existência de cointegração entre as diversas séries de um modelo. Contudo, este teste parte da premissa que todas as variáveis do modelo são I(1), hipótese essa não verificada nas séries utilizadas no modelo dessa dissertação. Por isso, recorreremos a outro teste, que é adequado ao nosso modelo. O uso desta técnica, desenvolvida por Pesaran et al. (2001)¹⁹, pressupõe o conhecimento prévio de (a) a ordem do modelo e de (b) que não exista variáveis com ordem de integração maior do que 1. O autor supracitado sugere o uso de um modelo Autoregressive Distributed Lag (ARDL) para a identificação dos 'lags', porque, uma vez que a ordem do ARDL tenha sido conhecida, podemos utilizar OLS para estimar o modelo. Essa metodologia permite a mistura de séries I(0) e I(1) e é adequada tanto para pequenas, quanto para grandes amostras.

Seguindo Pesaran et al. (2001), utilizaremos um vetor autorregressivo de (VAR) de ordem p, denotado por VAR(p), da seguinte forma:

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

- em que Z_t é um vetor contendo y_t e x_t , que são as variáveis dependentes e o conjunto de variáveis explicativas.

Devemos nos atentar ao de que y_t deve ser I(1), mas x_t pode ser tanto I(0) quanto I(1). Em seguida, podemos desenvolver um modelo de correção de erros (VEC) como se segue:

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

¹⁹ O teste está reportado no Apêndice B

A matriz do multiplicador de longo prazo, λ , pode ser definida da seguinte forma:

$$\lambda = \begin{bmatrix} \lambda_{YY} & \lambda_{YX} \\ \lambda_{XY} & \lambda_{XX} \end{bmatrix}$$

Os elementos da diagonal da matriz são irrestritos, ou seja, as séries podem ser tanto $I(0)$, quanto $I(1)$. Se $\lambda_{YY} = 0$, então Y é $I(1)$, se $\lambda_{YY} < 0$, então Y é $I(0)$. É imprescindível testar a existência de ao menos um vetor de cointegração entre a variável dependente e seus regressores. Para derivar o modelo, seguiremos os postulados feitos por Pesaran et al. (2001): intercepto irrestrito e sem tendência. Assim, com as restrições, teremos $\lambda_{YY} = 0$, $\mu \neq 0$ e $\alpha = 0$. Desta forma, podemos escrever um modelo de correção de erros irrestrito da seguinte forma:

$$\Delta y_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i} + \sum_{j=1}^q \zeta_1 \Delta x_{1t-j} + \dots + \sum_{k=1}^g \zeta_n \Delta x_{nt-k} + \theta_0 y_{t-1} + \theta_1 x_{1t-1} + \dots + \theta_n x_{nt-1} + \varepsilon_t$$

A equação acima pode ser vista como um ARDL de ordem (p,q,\dots,g) . A quantidade de defasagens pode ser estabelecida de acordo com algum critério de informação como Akaike (AIC), o Hannan-Quinn (HQ) e o Schwarz (SC). Esses critérios são baseados em um valor de máxima verossimilhança com penalidade à medida que mais defasagens são incluídas para que aquele valor seja alcançado.

As elasticidades de longo prazo deste modelo são obtidas através da divisão entre o coeficiente da variável independente defasada (multiplicado por um sinal negativo) e o coeficiente da variável dependente. (Bardsen, 1989). Os efeitos de curto prazo são capturados pelos coeficientes das variáveis em primeira diferença.

Após estimar o modelo de correção de erros irrestrito, utiliza-se o Teste de Wald (Teste F) para verificar a relação de longo prazo entre as variáveis do modelo. O teste de Wald pode ser feito impondo restrições sobre os coeficientes estimados de longo prazo do modelo. Defini-se a hipótese nula e alternativa da seguinte forma:

$$H_0: \theta_0 = \theta_1 = \dots = \theta_n = 0$$

$$H_a: \theta_0 \neq \theta_1 \neq \dots \neq \theta_n \neq 0$$

A rejeição da hipótese nula implica na existência de uma relação de longo prazo entre as variáveis do modelo. O valor da estatística F deverá ser avaliado de acordo com os valores críticos reportado na tabela CI (iii) de Pesaran et al. (2001). De acordo com esses autores, os valores críticos do limite inferior indicam que as variáveis explicativas x_t são integradas de ordem zero. Enquanto os valores críticos do limite superior indicam que x_t são integradas de ordem um. Portanto, se a estatística F é menor que o limite inferior, então a hipótese nula não é rejeitada e, portanto, não existe uma relação de longo prazo entre as variáveis. Ao contrário, se a estatística F é maior que o limite superior, então existe uma relação de longo prazo entre as variáveis. Por outro lado, se a estatística F ficar entre os valores limites, então o resultado do teste é inconclusivo.

Aplicando a metodologia acima ao nosso caso, devemos estar certos de que não existam variáveis com ordem de integração maior que um²⁰. Após isso, podemos formular o seguinte modelo ARDL:

$$\begin{aligned} \Delta \ln p_{mt}^{ex} = & \lambda_m + \sum \Delta \ln p_{mt-i}^{ex} + \sum \eta_m \cdot \Delta \ln Q_{mt-1}^{ex} + \sum \alpha'_m \cdot \Delta \ln Z_{mt-1} + \sum \beta'_m \cdot \Delta \ln W_{mt}^N + \\ & \theta_0 \ln p_{mt-1}^{ex} + \theta_1 \ln Q_{mt-1}^{ex} + \theta_2 \ln Z_{mt-1} + \theta_3 \Delta \ln W_{mt-1}^N + \varepsilon_{mt} \end{aligned} \quad (1B)$$

De forma geral, existirão (K+1) variáveis no modelo, ou seja, a variável dependente mais k regressores. O vetor Z contém os deslocadores de demanda utilizados para a equação

²⁰ Os testes Dickey Fuller estão reportados no Apêndice A.

do Brasil (aero), o vetor W^N contém todos os deslocadores de custos dos exportadores canadenses (ecan).

Note que o modelo acima é quase um VECM tradicional. A diferença é que esse modelo não contém o termo de erro defasado. Esse é o modelo de correção de erros irrestrito, ou, conforme Pesaran et al. (2001), VECM condicional. Devemos, então, selecionar o número adequado de defasagens para as variáveis. Para isso, regredimos abaixo um VAR irrestrito da equação acima.

Tabela 10 VAR Seleção de Defasagens

Variável endógena: d(pbr)						
Variáveis exógenas: d(aero(-1)) d(qbr(-1)) d(ecan(-1)) d(wcan(-1)) aero(-1) qbr(-1) ecan(-1) wcan(-1)						
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

Observando os diversos critérios de informação disponíveis na tabela (10), podemos concluir que a defasagem máxima para pbr é 4.

De posse do número máximo de defasagens, podemos rodar um VECM irrestrito, da forma como a equação (1B). Um dos pressupostos chaves do teste proposto por Pesaran et al. (2001) é de que os erros da equação (1B) são serialmente independentes. Dessa forma, após estimar a equação (1B), por OLS, devemos fazer os testes de correlação serial. Podemos usar o teste LM, cuja hipótese nula é de que os erros são serialmente independentes.

Tabela 11 Teste de Correlação Serial (LM-Test)

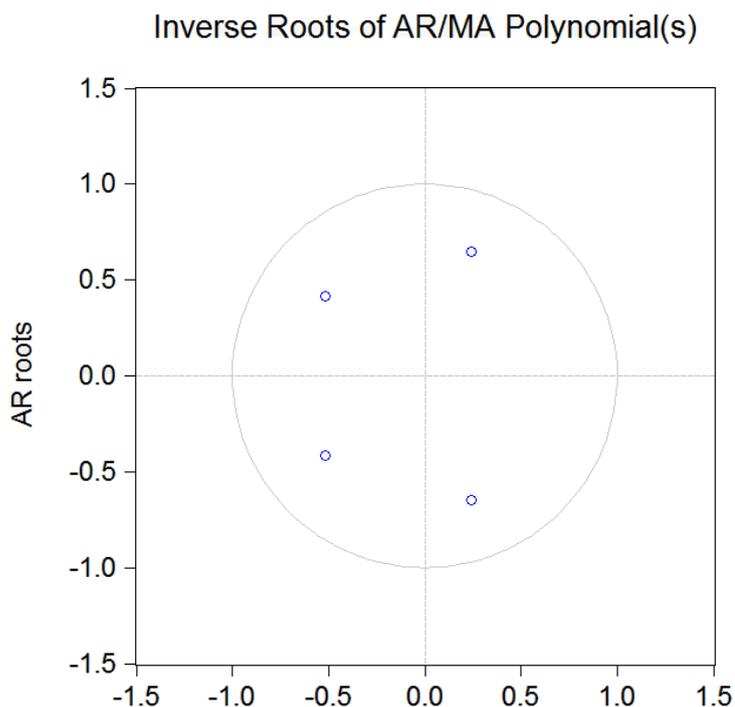
Lags	LM-Stat	Prob
1	0.412910	0.5205
2	0.238967	0.6250
3	4.42E-05	0.9947
4	0.531379	0.4660
5	0.002562	0.9596
6	0.028936	0.8649
7	0.303417	0.5817
8	0.651953	0.4194

Probs from chi-square with 1 df.

Null Hypothesis: no serial correlation at lag order h

Conforme podemos verificar pela tabela acima, não podemos rejeitar a hipótese nula de que os erros são serialmente independentes. Dessa forma, o próximo passo é verificar a estabilidade do modelo estimado. No gráfico abaixo, 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 12 Raiz Inversa associada à equação característica



Finalmente, podemos proceder ao teste, efetivamente, de cointegração. Abaixo, está reportado o teste F:

Tabela 13 Teste de Wald

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	3,8119	(4, 110)	0,0061
Chi-square	15,2474	4	0,0042

Null Hypothesis: $C(pbr(-1))=C(qbr(-1))=C(aero(-1))=C(ecan(-1))=0$

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
$C(pbr(-1))$	-0,0790	0,0283
$C(qbr(-1))$	-0,0028	0,0132
$C(aero(-1))$	0,3582	0,1193
$C(ecan(-1))$	-0,0203	0,1157

Restrictions are linear in coefficients.

Dessa forma, conforme podemos ver pelos valores crítico contidos na tabela abaixo, podemos rejeitar, a 10% de significância, a hipótese nula de que não existe cointegração entre as variáveis.

Tabela 14 Teste Pesaran para análise de Cointegração

Valor Crítico	Valor do Limite Inferior	Valor do Limite Superior
1%	3.74	5.06
5%	2.86	4.01
10%	2.45	3.52

Note: Computed F-statistic: 5.508 (Significant at 0.05 marginal values). Critical Values are cited from Pesaran et al. (2001), Table CI (iii), Case 111: Unrestricted intercept and no trend.

APÊNDICE C – ROBUSTEZ DO MODELO

Nesta seção reportaremos várias estimações que foram sendo feitas ao longo do trabalho. Cabe ressaltar que as variáveis que se fazem necessárias ao modelo podem ser inadequadas por vários motivos: não possuir a mesma periodicidade de que necessitamos; possuir lags; os deslocadores de custos não podem ser correlacionados com os custos da firma rival; entre diversos outros problemas. Apesar disso, as diversas especificações feitas, e que estão reportadas abaixo, não mudaram, de forma sistemática, a nossa conclusão: o Brasil tem um poder de mercado relevante e limitado pelo concorrente e alguns substitutos, da mesma forma que o Canadá não possui nenhum poder de mercado.

Tabela 15 Estimação da elasticidade da demanda residual para o Brasil

As variáveis i , $w1can$, $encan1$, pmg , $pta1$, pti e pmo são, respectivamente, dummy de tempo para os anos 2006-2008, custo da mão de obra, tarifa de energia elétrica, preços do manganês, preço do tântalo, preço do titânio e preço do molibdênio.

Modelo 1

```
. ivreg pbr  aero ecan encan1 pmo pti  (qbr = w1br ebr enbr), r
Instrumental variables (2SLS) regression
```

	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
qbr	-.3970493	.1434007	-2.77	0.007	-.680997	-.1131015
aero	1.237634	.5727628	2.16	0.033	.1035069	2.371762
ecan	-2.601921	.6124551	-4.25	0.000	-3.814643	-1.389199
encan1	1.601225	.6586052	2.43	0.017	.2971205	2.905329
pmo	-.1371043	.1113621	-1.23	0.221	-.3576123	.0834038
pti	-.1071835	.1021317	-1.05	0.296	-.3094144	.0950475
_cons	-4.101733	3.426614	-1.20	0.234	-10.88677	2.683305

```
Number of obs = 126
F( 6, 119) = 52.68
Prob > F = 0.0000
R-squared = 0.5499
Root MSE = .36033

Instrumented: qbr
Instruments:  aero ecan encan1 pmo pti w1br ebr enbr
```

Modelo 2

```
. ivreg pbr aero i w1can ecan encan1 pmg pta1 (qbr = w1br ebr enbr), r
Instrumental variables (2SLS) regression
```

Number of obs	=	126
F(8, 117)	=	58.74
Prob > F	=	0.0000
R-squared	=	0.6875
Root MSE	=	.30278

pbr	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
qbr	-.3626411	.1353996	-2.68	0.008	[-.630793 - .0944892]
aero	.8227974	.5058794	1.63	0.107	[-.1790703 1.824665]
i	-.1227406	.1197304	-1.03	0.307	[-.3598604 .1143792]
w1can	1.57532	.582966	2.70	0.008	[.4207862 2.729853]
ecan	-1.057208	.5105038	-2.07	0.041	[-2.068234 -.046182]
encan1	.8865637	.7622768	1.16	0.247	[-.6230856 2.396213]
pmg	.3516471	.1168416	3.01	0.003	[.1202484 .5830458]
pta1	.2641611	.1191985	2.22	0.029	[.0280948 .5002274]
_cons	-11.09538	5.382001	-2.06	0.041	[-21.75415 -.4366078]

```
Instrumented: qbr
Instruments:  aero i w1can ecan encan1 pmg pta1 w1br ebr enbr
```

Modelo 3

```
. ivreg pbr aero ecan encan1 (qbr = w1br ebr enbr), r
Instrumental variables (2SLS) regression
```

Number of obs	=	126
F(4, 121)	=	38.26
Prob > F	=	0.0000
R-squared	=	0.4526
Root MSE	=	.39408

pbr	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
qbr	-.4424201	.1793427	-2.47	0.015	[-.7974763 -.0873639]
aero	1.558089	.4883381	3.19	0.002	[.5912948 2.524883]
ecan	-1.890127	.5436614	-3.48	0.001	[-2.966448 -.8138054]
encan1	1.40549	.7435245	1.89	0.061	[-.066513 2.877493]
_cons	-4.757954	3.734869	-1.27	0.205	[-12.15211 2.636205]

```
Instrumented: qbr
Instruments:  aero ecan encan1 w1br ebr enbr
```

Modelo 4

```
. ivreg pbr aero i w1can ecan encan1 pmo pta1 (qbr = w1br ebr enbr), r
Instrumental variables (2SLS) regression
```

Number of obs	=	126
F(8, 117)	=	69.01
Prob > F	=	0.0000
R-squared	=	0.6785
Root MSE	=	.30715

pbr	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
qbr	-.3495976	.1014742	-3.45	0.001	[-.550562 -.1486332]
aero	.6372002	.586927	1.09	0.280	[-.525178 1.799578]
i	-.0540422	.093437	-0.58	0.564	[-.2390892 .1310048]
w1can	2.122123	.7706008	2.75	0.007	[.5959887 3.648258]
ecan	-1.795923	.6625019	-2.71	0.008	[-3.107973 -.4838727]
encan1	.8739753	.5972257	1.46	0.146	[-.3087989 2.05675]
pmo	-.0223027	.1064753	-0.21	0.834	[-.2331715 .1885661]
pta1	.343876	.1370892	2.51	0.013	[.0723781 .615374]
_cons	-14.06926	6.476816	-2.17	0.032	[-26.89625 -1.242264]

```
Instrumented: qbr
Instruments:  aero i w1can ecan encan1 pmo pta1 w1br ebr enbr
```

Modelo 5

```
. ivreg pbr aero i w1can ecan encan1 pmo pt1 (qbr = w1br ebr enbr), r
Instrumental variables (2SLS) regression
```

					Number of obs =	126
					F(8, 117) =	83.34
					Prob > F =	0.0000
					R-squared =	0.7513
					Root MSE =	.27013

pbr	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
qbr	-.2671971	.0858158	-3.11	0.002	-.4371508 -.0972433
aero	.7179717	.6071728	1.18	0.239	-.4845022 1.920446
i	.0472841	.1181451	0.40	0.690	-.1866961 .2812643
w1can	2.355509	.7717251	3.05	0.003	.8271482 3.883871
ecan	-1.850112	.574291	-3.22	0.002	-2.987465 -.7127585
encan1	1.515186	.6199965	2.44	0.016	.2873155 2.743057
pmo	-.0712976	.0840384	-0.85	0.398	-.2377312 .0951361
pt1	-.1869337	.0950381	-1.97	0.052	-.3751516 .0012842
_cons	-20.34607	6.136265	-3.32	0.001	-32.49862 -8.193517

```
Instrumented: qbr
Instruments: aero i w1can ecan encan1 pmo pt1 w1br ebr enbr
```

Tabela 16 Estimação da elasticidade da demanda residual para o Canadá

A variável enbr é a tarifa da energia elétrica brasileira.

Modelo 6

```
. ivreg pcan aero i enbr pmg pta1 (qcan = encan1 ecan ),
Instrumental variables (2SLS) regression
```

Source	SS	df	MS	Number of obs =	128
Model	20.2829506	6	3.38049177	F(6, 121) =	54.81
Residual	8.74324118	121	.072258192	Prob > F =	0.0000
				R-squared =	0.6988
				Adj R-squared =	0.6838
				Root MSE =	.26881

pcan	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
qcan	-.3926061	.4602888	-0.85	0.395	-1.303869 .518657
aero	1.76622	.6393881	2.76	0.007	.5003831 3.032058
i	-.4663057	.1120338	-4.16	0.000	-.6881062 -.2445051
enbr	.5277595	.2278946	2.32	0.022	.076582 .9789369
pmg	.2503079	.1133288	2.21	0.029	.0259436 .4746721
pta1	.3765529	.1019048	3.70	0.000	.1748055 .5783003
_cons	-2.832062	2.23902	-1.26	0.208	-7.264792 1.600668

```
Instrumented: qcan
Instruments: aero i enbr pmg pta1 encan1 ecan
```

Modelo 7

```
. ivreg pcan aero i enbr (qcan = encan1 ecan ),
```

```
Instrumental variables (2SLS) regression
```

Source	SS	df	MS			
Model	18.4182812	4	4.6045703	Number of obs =	128	
Residual	10.6079106	123	.086243176	F(4, 123) =	61.19	
Total	29.0261918	127	.228552691	Prob > F =	0.0000	
				R-squared =	0.6345	
				Adj R-squared =	0.6227	
				Root MSE =	.29367	

pcan	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
qcan	-.3641717	.6059526	-0.60	0.549	-1.563618	.8352743
aero	2.653256	.7443156	3.56	0.001	1.179929	4.126584
i	-.4371163	.1475096	-2.96	0.004	-.7291024	-.1451301
enbr	.606767	.1981479	3.06	0.003	.2145454	.9989887
_cons	-8.308328	3.160396	-2.63	0.010	-14.56414	-2.052518

Instrumented: qcan
Instruments: aero i enbr encan1 ecan

Modelo 8

```
. ivreg pcan aero i enbr pmo pti (qcan = encan1 ecan ),
```

```
Instrumental variables (2SLS) regression
```

Source	SS	df	MS			
Model	21.0120603	6	3.50201006	Number of obs =	128	
Residual	8.01413147	121	.066232491	F(6, 121) =	58.15	
Total	29.0261918	127	.228552691	Prob > F =	0.0000	
				R-squared =	0.7239	
				Adj R-squared =	0.7102	
				Root MSE =	.25736	

pcan	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
qcan	-.4060545	.329352	-1.23	0.220	-1.058094	.2459846
aero	2.028406	.4223875	4.80	0.000	1.192179	2.864634
i	-.1442553	.0708475	-2.04	0.044	-.2845167	-.0039939
enbr	1.631216	.3511086	4.65	0.000	.9361043	2.326329
pmo	-.402229	.1454191	-2.77	0.007	-.6901244	-.1143336
pti	-.1079786	.0977823	-1.10	0.272	-.3015645	.0856072
_cons	-9.061383	1.359525	-6.67	0.000	-11.75292	-6.369844

Instrumented: qcan
Instruments: aero i enbr pmo pti encan1 ecan