



Universidade de Brasília

Faculdade de Administração, Contabilidade e Economia - FACE

Programa de Pós-Graduação em Economia

Matheus Gonçalves Cintrão

Abertura comercial, preços e *markups*:

Uma análise da indústria siderúrgica brasileira da década de 1990

Dissertação apresentada ao Curso de Mestrado Acadêmico em Economia, Universidade de Brasília, como requisito parcial para a obtenção do título de Mestre em Economia

Orientador: Victor Gomes e Silva

Brasília - DF

2022

Matheus Gonçalves Cintrão

Abertura comercial, preços e *markups*:

Uma análise da indústria siderúrgica brasileira da década de 1990

Dissertação apresentada ao Curso de Mestrado Acadêmico em Economia, Universidade de Brasília, como requisito parcial para a obtenção do título de Mestre em Economia

Banca examinadora

Victor Gomes e Silva, Dr.

Orientador

Roberto Ellery Jr, Dr.

Convidado

Alexandro Sartoris Neto, Dr.

Convidado Externo

Agradecimentos

Em primeiro lugar a Universidade de Brasília pela oportunidade e pelo conhecimento que me foi passado ao longo deste mestrado através de um corpo docente do mais alto nível.

Ao meu orientador, Victor Gomes e Silva por todo o apoio ao longo deste último ano e pela oportunidade de fazer parte de um projeto de pesquisa desafiador e moderno.

À meus pais e minha esposa pela motivação, paciência e compreensão que tiveram durante todo esse período.

À CAPES, pela bolsa de estudos que permitiu uma dedicação integral às disciplinas.

Resumo

A abertura comercial e a privatização têm amplo respaldo na literatura econômica, mas os dados de que dispomos para avaliar mais fundo os impactos destas políticas são, geralmente, bastante limitados. Com o crescente desenvolvimento de modelos de estimação de funções de produção que dependem de um número cada vez menor de informações, tem sido possível fazer análises mais profundas dos impactos destas políticas nas firmas. Com isso, tem surgido estudos apontando para resultados inesperados de processos de liberalização econômica. Este trabalho replica a metodologia utilizada na análise da abertura comercial indiana, utilizando uma modelagem para estimação da função de produção para o setor siderúrgico brasileiro da década de 1990. O setor passou por um processo agressivo de abertura comercial e privatização, mas os dados de preços relativos não apontaram para uma redução nos preços relativos dos produtos de aço e derivados. Além disso, outros relatórios da época apontam para um aumento da margem de lucro nas empresas do setor. Por fim, houve um processo de concentração do setor, por conta da privatização, onde alguns grupos compravam diversas empresas, podendo indicar que a abertura tenha causado, na verdade, um processo de aumento do poder de monopólio dessas empresas. Foi feita a estimação da função de produção e dos markups do setor entre os anos de 1990 e 1998 com base nos dados coletados pela Pesquisa Industrial Anual. Apesar dos indícios observados no setor, os *markups* estimados apresentaram um processo de queda no período. Mostrando que o processo de liberalização teve os resultados esperados segundo a literatura econômica.

Palavras-chave: Abertura comercial, estimação de função de produção, *markups*, setor siderúrgico.

Abstract

The benefits of trade liberalization have been shown in economic literature for decades. Nonetheless, there is a substantial lack of data, especially on a firm level, to support a deeper analysis on the impacts of these trade policies, but the development of production function methods that rely on fewer data have made this analysis possible. Therefore, studies have show up some unexpected results of trade liberalization processes on firms. This study replicates the methodology used to analyze indian trade liberalization, making use of the estimation of production functions to estimate the behavior of markups on Brazilian steel industries during the trade liberalization that happened over the 90s. The Brazilian steel industry undergone an aggressive trade reform and privatization, and yet no changes on relative prices can be seen. Also, some report on the period have show a rise on profits and the privatization data show that the sector suffered a concentration, caused by the privatization process where some companies bought many different industries. The production function and markups for the sector were estimated for the years between 1990 and 1998. Despite the alert point mentioned, the estimated markup have been show to decrease on the period, indicating that the trade reform had results as expected from the economic literature.

Keywords: trade liberalization, production function estimation, markups, Brazilian steel industry.

Sumário

1 – Introdução	7
1.1 - Abertura Comercial: Resultados teóricos e empíricos	7
1.2 – Resultados encontrados na Índia	9
1.3 – O setor siderúrgico	9
1.3.1 – O processo de privatização.....	10
1.3.2 – Produtividade e competitividade	13
1.3.1 – Preços e lucratividade.....	15
2 – Dados.....	17
2.1 – Sobre a PIA	18
2.2 – Descrição dos Dados	18
3 – Modelo	20
3.1 –Estimação da função de produção.....	20
3.1.1 – Histórico e primeiras abordagens	20
3.1.2 – Os modelos Olley-Pakes (OP) e Levinsohn-Petrin (LP).....	24
3.1.3 – O modelo ACF	29
3.1.4 – Produção Bruta.....	34
3.1.5 – Função Translog.....	35
3.1.6 – O problema das unidades de medida.....	37
3.2.1 – Derivando uma expressão par o markup	40
4 – Estimação	42
4.1 – Tratamento dos dados.....	43
4.2 – Estimação da função de produção	44
4.3 – Estimação dos markups.....	48
5 – Resultados	49
5.1 – Resultados Cobb-Douglas	50
5.2 – Resultados Translog	52
5.3 – Discussão.....	58
Referências	60
Apêndice	63

1 – Introdução

Apesar de as políticas de abertura comercial terem respaldo considerável na literatura econômica, existem evidências de que, por vezes, os benefícios trazidos por ela são mitigados, do ponto de vista do consumidor, por conta de uma capacidade das firmas de absorver os ganhos gerados com a redução de preços de insumos através de uma redução menos que proporcional no preço dos produtos finais. No entanto, a avaliação da ocorrência deste efeito é bastante difícil pois exigiria acesso a dados internos das empresas que não são públicos e/ou não eram coletados no momento. Uma alternativa é a medição do *markup*, que é um indicativo do poder de monopólio destas empresas. Para a obtenção deste *markup* podem ser utilizados métodos de estimação da função de produção. O presente trabalho se baseia em um estudo feito por De Loecker (2016) sobre os efeitos da abertura comercial indiana sobre os markups das empresas e aplico sua metodologia para estudar os markups na indústria siderúrgica brasileiras dos anos 1990 à 1998 a fim de avaliar se os resultados encontrados na Índia também se repetiriam aqui. O trabalho está organizado da seguinte maneira: Na Seção 1 são apresentados os resultados obtidos por De Loecker (2016) para a abertura comercial na Índia, bem como o processo de abertura comercial e privatização que ocorreu no setor siderúrgico brasileiro na década de 1990, e seus impactos nos preços, na produtividade e na lucratividade. A seção 2 discute brevemente a fonte de dados utilizada para a obtenção dos dados que serão utilizados na estimação do modelo. A seção 3 apresenta um histórico do desenvolvimento dos modelos de estimação de funções de produção, uma descrição mais detalhada do modelo ACF, utilizado no presente trabalho, e o modelo para estimação do *markup* a partir da função de produção. A seção 4 apresenta os passos específicos utilizados nesta estimação, de forma mais prática para facilitar a reprodução deste estudo. Por fim, a seção 5 apresenta uma discussão dos resultados encontrados e de sua relação com os pontos levantados na seção 1.

1.1 - Abertura Comercial: Resultados teóricos e empíricos

Os efeitos benéficos da abertura comercial são frequentemente apontados na literatura, tanto em modelos teóricos quanto empíricos. Por exemplo, Pavcnik (2002) analisa os impactos da abertura comercial na produtividade da indústria chilena da década de 1980, constatando ganhos de produtividade decorrentes da abertura comercial. Melitz

(2003) desenvolve um modelo teórico dinâmico, com agentes heterogêneos que simula os mesmos resultados: saída de empresas menos produtivas e crescimento de empresas mais produtivas. Este ganho é potencializado pela redução dos custos da matéria-prima adquirida do exterior. Outro efeito reconhecido é a redução dos *markups* apontado, por exemplo, em Levinsohn (1993) e Harrison (1994). Baseados nestas evidências, espera-se que sejam observadas pressões para uma redução de preços por parte das firmas frente a um processo de abertura comercial. No entanto os dados de preço a nível das firmas raramente são observados nos períodos em que tivemos aberturas comerciais e isso impõe uma dificuldade, tanto aos pesquisadores quanto aos gestores públicos de avaliar o resultado de políticas comerciais.

Para resolver este problema, a melhor aproximação que podemos obter para avaliar estes resultados é mediante as análises de *markup*. No entanto a análise de *markups* também é em si algo complicado pois depende de uma compreensão sobre as características produtivas das firmas. Neste sentido, tem sido desenvolvidas metodologias cada vez mais apuradas para realizar a estimativa de funções de produção capazes de representar firmas ou setores a fim de compreender melhor os impactos de políticas comerciais.

Muendler (2004) explica que ainda existe dúvida quanto à importância relativa do processo pelo qual a abertura comercial induz aos ganhos de produtividade. Os processos destacados pelo autor são:

1. Incentivo por competição
2. Eliminação por competição
3. Alavancagem por capital estrangeiro

O primeiro diz respeito ao fato de que a abertura comercial expõe as firmas a um grau mais elevado de competição, por conta da concorrência com o mercado externo e com isto as firmas se vêm forçadas a aprimorar seus processos internos a fim de continuarem no mercado.

O segundo trata do processo de eliminação das firmas menos produtivas, fazendo com que o setor, em média, tenha firmas mais produtivas.

O terceiro diz respeito ao procedimento pelo qual o acesso à máquinas e equipamentos estrangeiros de melhor qualidade trazem um aprimoramento na produtividades.

1.2 – Resultados encontrados na Índia

Um dos trabalhos que fez uso destes procedimentos de estimação para apurar os resultados de uma abertura comercial foi De Loecker, Ackelberg, Khandelwal e Pavicnik(2016) . Nestes trabalhos os autores utilizaram os dados da *Prowess*, uma base de dados coletada pelo Centro de Monitoramento da Economia Indiana¹ (CMIE, sigla em inglês). Esta base possui dados financeiros para milhares empresas indianas desde 1989. O objetivo dos autores foi avaliar os impactos da abertura comercial Indiana da década de 90. A Índia, desde sua independência havia apostado em um modelo de economia fechada e autossuficiente, com elevadas barreiras tarifárias e não-tarifárias. No entanto, frente à uma crise em sua balança de pagamentos, a Índia iniciou em 1991 um processo de abertura comercial bastante agressivo, que contou com um caráter de “terapia de choque”.

Este trabalho trouxe alguns resultados importantes para as análises de políticas comerciais. Um dos resultados obtidos é de que há uma transferência imperfeita dos preços dos insumos para o preço final ao consumidor no caso de uma liberalização que reduza as tarifas para os insumos. Ou seja, o preço do produto final reduz em uma proporção significativamente menor que o preço dos insumos que tiveram suas tarifas reduzidas. Isso ocorre porque uma parcela desta redução de custos é absorvida como aumento dos *markups*. Os resultados obtidos, apesar de apontarem para uma redução de preços, mostra que as políticas de liberalização econômica têm mais nuances a serem avaliadas. Destaca-se que estes resultados foram obtidos para uma base de dados que é representativa de empresas de grande porte, logo é importante lembrar que não foi avaliado a extensão deste efeito para empresas menores.

Não é difícil notar uma certa similaridade do processo que se passou na Índia com processo de liberalização que se passou no Brasil dos anos 90.

1.3 – O setor siderúrgico

O processo de abertura comercial que se iniciou em 1988, apesar de ter sido aplicados de forma bastante ampla no país não foi aplicado de maneira uniforme. No caso da indústria siderúrgica o processo se deu de forma particularmente rápida, com política de abertura de abertura comercial que foi acompanhada por um programa de privatizações

¹ Tradução Livre. Nome original: *Centre for Monitoring the Indian Economy*

agressivo. Neste contexto a indústria siderúrgica brasileira passou por mudanças estruturais profundas como veremos mais adiante. As mudanças na política tarifária já foram discutidas anteriormente. Este capítulo irá, portanto, focar nas privatizações e nos dados sobre aumentos de produtividade e margens de lucro do setor.

1.3.1 – O processo de privatização

Amann (1999) explica que ao longo dos anos de 1970 e 1980 estava havendo, em toda a América Latina, um processo de esgotamento do modelo estatizante. Segundo o autor, diversas causas podem ser apontadas para a “decadência” do modelo estatizando no período.

- 1) O abuso do poder de monopólio de que estas empresas usufruíam;
- 2) O uso, por parte do governo, destas empresas como instrumento de controle macroeconômico;
- 3) Um excesso de mão-de-obra em decorrência de pressões políticas que geravam prejuízos e faziam com que as empresas públicas pesassem cada vez mais no déficit do governo, além de gerar um efeito de desincentivo ao investimento privado;
- 4) Pressões do Banco Mundial feitas através da imposição de políticas de privatização como condições para os empréstimos.

A soma destes fatores gerou um impulso para uma reforma no modelo empresarial rumo à privatização.

No Brasil este processo de privatização se iniciou nos anos 80. A privatização ao longo dos anos 80 foi lenta, com 18 empresas privatizadas no governo Sarney. A partir de 1990 o governo Collor demonstrou mais comprometimento com a agenda de privatizações, tendo privatizado 17 empresas de grande porte em apenas 2 anos de governo (antes de sua renúncia) trazendo uma receita para o governo de 4 bilhões de dólares. Este processo se intensificou a partir de 1992 com a venda de empresas em setores chave para a economia como transportes, comunicações e energia.

Esta aceleração a partir de 1990 teve algumas razões chave:

- 1) A privatização foi vista como uma forma rápida de reduzir o déficit do setor público através da receita das vendas destas empresas. Estas receitas amenizaram

a pressão sobre os governos da época de realizar reformas fiscais politicamente complicadas.

- 2) As privatizações foram vistas como uma forma de elevar os níveis de investimento nestas empresas, que já se encontravam níveis de capital defasados em decorrência da crise fiscal do estado.
- 3) O modelo de privatizações tinha um apoio ideológico da classe política da época que queria se distanciar do modelo de substituição de importações que vigorou durante o governo militar.

A indústria de aço foi pioneira no processo de privatização tendo sido escolhida como um dos primeiros setores a passar por fortes privatizações com 68% de sua capacidade produtiva tendo sido privatizada entre 1988 e 1993. (Oliveira, 1993) em 1996, apenas seis anos após a posse de Collor, a indústria siderúrgica nacional já estava completamente privatizada e com a abertura comercial esta indústria também se encontrava mais exposta do que nunca à pressão competitiva internacional. A escolha da indústria siderúrgica como primeira candidata ao processo de privatização se deve a 3 fatores principais:

Em primeiro lugar, o volume de ativos era relativamente pequeno se comparado aos setores de energia, transporte e comunicações. Desta forma haveria uma maior capacidade do mercado realizar os investimentos necessários, o que aumentava a chance de sucesso dos leilões. Este é um ponto especialmente relevante pois ainda havia um receio por parte dos investidores internacionais em relação ao Brasil, devido à instabilidade macroeconômica. Em segundo lugar, a condição financeira das indústrias do setor siderúrgico estava mais favorável do que outros setores, o que novamente contribuiria para o sucesso nas vendas. Por fim, o setor siderúrgico não apresentava barreiras políticas e jurídicas que teriam de ser enfrentadas em setores como energia e comunicações.

Amann (1999) explica que a privatização da indústria siderúrgica ocorreu de forma notavelmente rápida e permitiu a entrada de capital estrangeiro em larga escala, especialmente no caso de Usiminas, a segunda maior siderúrgica da época. Ainda assim a maior parte do capital envolvido no processo de privatização foi de origem doméstica, com ênfase para grandes conglomerados industriais e financeiros. Andrade et al (1994) nos fornece um calendário de privatizações do setor siderúrgico no Brasil até 1993:

Tabela 1 - Calendário de privatizações até 1993

<i>Empresa</i>	<i>Data da venda</i>	<i>Valor da Venda*</i>	<i>Adquirente e percentual de quota**</i>
<i>Aparecida</i>	07-1988	14,6	Villares
<i>Cosim</i>	09-1988	43,4	Duferco
<i>Cimetal</i>	11-1988	58,8	Gerdau e outras
<i>Cofavi</i>	07-1989	8,2	Duferco
<i>Usiba</i>	10-1989	54,4	Gerdau
<i>Cosinor</i>	11-1991	13,6	Gerdau
<i>Usiminas</i>	10-1991	1112	Fundações (27,89); Instituições Financeiras (15,83); CVRD (10); Nippon Usiminas (13,84); Funcionários (10) Grupo Bozano(7,6) Distrib. Aço (4,39); Outros (10,45)
<i>Piratini</i>	02-1992	106	Gerdau
<i>CST</i>	07-1992	332	Grupo Bozano (29,59); Unibanco (21,82); CVRD (19,05); Funcionários (12,22); Grupo Ilva (5,24); Grupo Ksc (5,24); Outros (6,84)
<i>Acesita</i>	10-1992	450	Previ (15); Banco do Brasil (5,94); Ciga (9,89); Sistel (9,16); Albatroz (6,8); Banco Real (5,56); Bancesa (4,21); Outros (41,55)
<i>CSN</i>	04-1993	1057	Grupo Vicunha (9,2); Bamerindus (9,2); VRD (9,4); Funcionários (20); Banco Nacional (4); Banco Real (2,5); Banco Itaii (7,3); Outros (38,4)
<i>Cosipa</i>	08-1993	331	Usiminas (48,78); Brasturbo (12,4); Funcionários (20); Dist. Aço (8,9); Outros (8,92)
<i>Açominas</i>	09-1993	597,6	Mendes Jr, (31,69); Funcionários (20); BCN (10); Econômico (10); Villares (6,19); CVRD (5); Banco Real (6,46); Bemge (4,19); Outros (6,47)

Fonte: de Andreade *et al* (1994)

*Em milhões de dólares

** Omitido no caso de 100%

Apesar da ênfase que foi colocada no papel do capital privado na gestão da indústria siderúrgica, o governo não se absteve totalmente de contribuir com investimentos no setor. Foram mantidas algumas formas de assistência, especialmente no que dizia respeito ao processo de modernização do setor. Esta foi uma contribuição fundamental, principalmente considerando a maior concorrência externa, e foi ministrada principalmente mediante a criação de um “fundo de modernização” pelo BNDES.

Para fins de uma análise de poder de monopólio, um outro ponto que poderia contribuir para a possibilidade de ocorrência deste efeito que a privatização acabou por gerar um grau de concentração do setor, uma vez que alguns grupos como Gerdau, Duferco, Grupo Bozano e Villares se repetem com frequência na lista de adquirentes. A Gerdau adquiriu completamente as empresas Piratini, Cosinor e Usiba, além de ter adquirido quase totalmente a Cimetal. A Duferco adquiriu completamente a Cosim e a Cofavi e a Villares e o Grupo Bozano aparecem 2 vezes como adquirentes. Este último ainda aparece mais uma vez de forma “oculta” na aquisição da Cosipa, uma vez que adquiriram parcialmente a Usiminas e essa adquiriu 48,78% das Cosipa. Supondo que o comportamento das privatizações nos períodos subsequentes a 1993 manteve este padrão é possível inferir que o processo de privatização poderia ter contribuído para uma concentração do setor, o que poderia contribuir para um aumento do poder de monopólio destas firmas.

Junto do processo de abertura comercial, teve início no Brasil um movimento no sentido da privatização.

1.3.2 – Produtividade e competitividade

Com a abertura comercial, redução de tarifas e de barreiras não tarifárias no setor, as empresas do setor siderúrgico tiveram de adotar estratégias para atingir um nível de competitividade compatível com a indústria mundial. Para avaliar o sucesso desta estratégia um dos principais indicadores que podem ser utilizados é a produtividade do trabalho.

Segundo Amann (1999) a produtividade do setor se manteve estagnada entre 1988 e 1991. A partir de 1991 passamos a ter um crescimento significativo da produtividade por trabalhador no setor. Na tabela abaixo podemos ver uma comparação entre a produtividade e o seu crescimento entre 1991 e 1995. Apesar de a indústria siderúrgica nacional ainda se encontrar em uma situação ruim quando comparada com

outros países, especialmente em relação aos líderes da época, como Japão e Coreia do Sul, é possível notar um aumento significativo da produtividade no setor, com um ganho de 51% entre 1991 e 1995.

Tabela 2 - Produtividade do trabalho no setor siderúrgico, comparação com países selecionados*

País	1991	1992	1993	1994	1995
Brasil	186(100)**	217(117)	248(133)	264(142)	281(151)
EUA	305(100)	333(109)	372(122)	380(125)	391(128)
Alemanha	280(100)	288(103)	316(113)	408(146)	453(162)
Japão	574(100)	517(90)	516(90)	538(94)	602(105)
Coreia do Sul	369(100)	415(112)	498(135)	656(178)	626(170)
México	145(100)	190(131)	162(112)	181(125)	249(172)

Fonte: Amann(1999)

*Produtividade medida em toneladas de aço por empregado por ano

** Percentual em relação à 1991

Para fins de comparação com o período anterior a 1989 temos os dados trazidos por de Andrade *et al* (2017)

Tabela 3 - Crescimento médio anual da produtividade do setor siderúrgico*

País	1980-1989	1991-1995
Japão	2,2%	1,3%
Brasil	3,7%	12,8%
Alemanha	3,9%	15,5%
EUA	7,7%	7%

Fonte: Andrade *et al* (1997)

*Produtividade medida em toneladas de aço por empregado por ano

Estes dados apontam para um aumento expressivo no crescimento da produtividade no setor siderúrgico após do processo de abertura comercial. Em termos de competitividade, além da produtividade média do trabalho, um outro ponto que tem que ser considerado é o custo da mão-de-obra. A tabela abaixo traz uma comparativo entre o salário-hora na indústria siderúrgica em diversos países para o ano de 1991.

Tabela 4 - Salários na indústria siderúrgica

<i>País</i>	<i>Salário-hora (US\$)</i>
<i>Brasil</i>	7,5
<i>Coreia do Sul</i>	10
<i>Japão</i>	27,5
<i>EUA</i>	28,5
<i>Alemanha</i>	33

Fonte: Andrade *et al* (1994)

Esta diferença mostra que, mesmo com uma produtividade mais baixa, o custo da mão-de-obra ajudou a criar competitividade da indústria siderúrgica nacional no mercado internacional.

Até aqui nós pudemos perceber processo de abertura comercial que se operou no Brasil atingiu de forma significativa a indústria siderúrgica. No entanto resta saber o impacto que estas mudanças tiveram impacto para o consumidor final. Ou seja, queremos avaliar se houve transferência dos ganhos do processo de abertura comercial para o mercado interno.

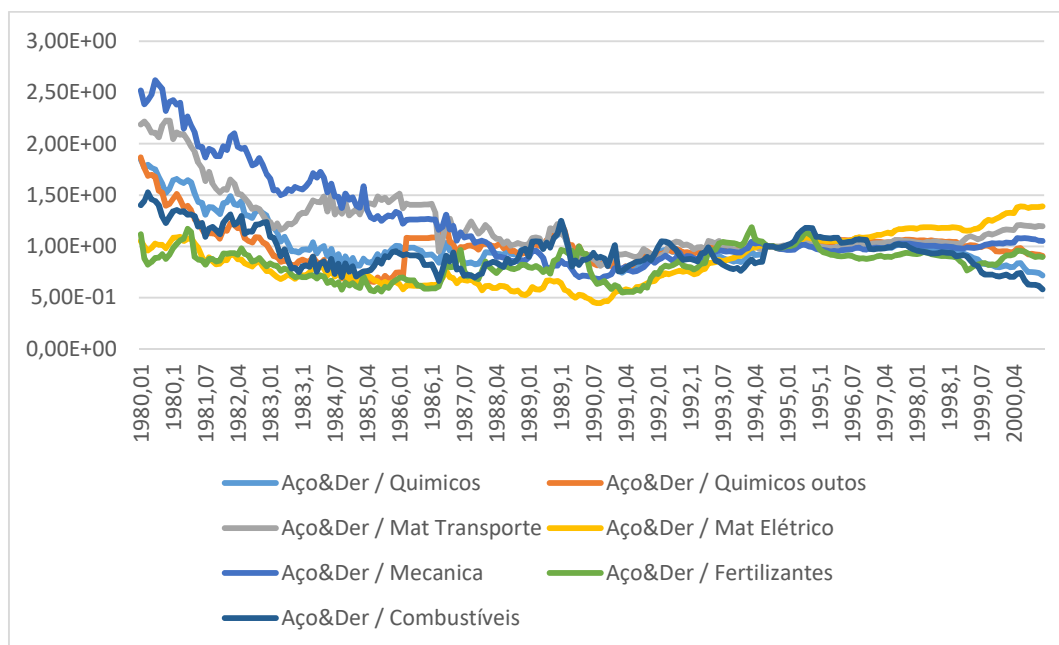
1.3.1 – Preços e lucratividade

Dada a elevada inflação do período, uma simples análise do preço do aço não é adequada para avaliar o resultado da abertura comercial sobre os preços internos. Para isso é necessário avaliar o preço relativo do aço em relação a outros produtos. Para o cálculo foram utilizados os dados de Índice de Preço em Atacado (IPA) da FVG, coletados através do site Ipeadata. Foi feita a razão entre o IPA de “Aço e Derivados” com relação a diversos outros produtos. A Figura 1 apresenta todos os índices para uma visão do movimento geral. Em anexo serão disponibilizados os gráficos individualizados e a tabela com todos os índices coletados para outros setores.

Avaliando o período de 1990 a 1995 o que chama a atenção é um aumento no preço relativo do aço para todos os produtos analisados. Este é um ponto muito relevante para o atual estudo, pois mostra que, apesar de o setor ter passado por ganhos de produtividade e reduções tarifárias no preço de seus insumos ao longo do período, o preço relativo para o consumidor interno não só não reduziu como sofreu aumento. Isto chama a atenção para o problema observado por De Loecker *et al* (2016) na abertura comercial

indiana, apontando para um possível efeito reverso, ao menos no curto prazo, de aumento do poder de monopólio que permitiria a estas indústrias absorver os ganhos da abertura comercial na forma de aumentos dos markups.

Figura 1- Preços relativos do aço entre 1980 e 2000



Fonte: produção própria a partir dos dados do Ipeadata

Mesmo com uma reversão desta tendência para alguns preços relativos como combustíveis e produtos químicos, ainda é importante destacar que esta reversão não foi a regra entre os produtos, que oscilaram entre uma estagnação do preço relativo e um aumento. Ademais, mesmo com a reversão, o preço relativo retornou em 2000 a patamares semelhantes aos de 1990, o que não significa uma redução dos preços, mas apenas um retorno a proporção de antes da abertura comercial.

É claro que esta análise por si só não é capaz de afirmar a ocorrência de um processo de apropriação dos ganhos da abertura comercial, servindo apenas como um ponto de alerta quanto a esta possibilidade, uma vez que a abertura comercial do período foi um processo amplo e seria plausível que tenha havido redução de preços, mas que ela tenha simplesmente sido menos acentuada que a redução em outros setores.

Um outro ponto que podemos trazer é quanto à lucratividade das empresas deste setor no período, este é um dado difícil de ser obtido para todo o período, mas um relatório do BNDES de 1994 sobre a siderúrgica brasileira pós privatização trás os dados de

lucratividade das empresas do setor que passaram pelo processo de privatização até 1993, para os anos de 1992 e 1993, além das estimativas para o ano de 1994. Podemos notar que, apesar de duas quedas (CST e Açominas), via de regra temos um aumento no lucro líquido, muitas vezes saindo de uma condição de prejuízo para uma de lucro.

Tabela 5 - Lucratividade na indústria siderúrgica

<i>País</i>	<i>1992</i>	<i>1993</i>	<i>1994(estimado)</i>
<i>Acesita</i>	(0,25)	0,07	0,15
<i>Açominas</i>	0,10	0,13	0,07
<i>Cosipa</i>	(0,34)	(0,72)	(0,12)
<i>CSN</i>	0,08	0,01	0,07
<i>CST</i>	(0,27)	0,05	0,15
<i>Piratini</i>	N/A	0,02	0,05
<i>Usiminas</i>	0,10	0,20	0,20

Fonte: BNDES (1994)

Novamente, não há qualquer garantia de que este aumento de lucratividade advinha um do poder de monopólio, especialmente em um cenário de aumento de produtividade, até porque, como já explicado, houve um grande incentivo para a modernização destas indústrias e tudo isso pode levar a um aumento de lucratividade que não advém de um poder de monopólio.

Frente aos dados apresentados podemos, portanto, concluir que a indústria siderúrgica da década de 90 é um candidato adequado para a análise de um efeito de apropriação dos ganhos de comércio, aos moldes do que foi descrito por De Loecker et al (2016). Para prosseguir com a análise, recorreremos a metodologia utilizada pelos autores, a fim trazer uma estimativa do markup para as indústrias do setor no período.

2 – Dados

Para a estimação do modelo foram utilizados os microdados da Pesquisa Industrial Anual (PIA) realizada pelo IBGE.

2.1 – Sobre a PIA

A PIA é realizada pelo IBGE desde 1966 e serve de base para a criação de quase todos os indicadores industriais. A primeira Pesquisa Industrial foi realizada pelo IBGE em 1967, referente ao ano de 1966, com metodologia definida pelo Grupo Especial de Trabalho para as Estatísticas Industriais (GETEI), criado em 1964. Nos anos subsequentes.

No ano de 1985, por conta do alto grau de concentração do setor industrial, foi feita a opção por pesquisar censitariamente as empresas industriais de grande porte, definidas como aquelas com média de pessoal ocupado acima de um mil (1000) e/ou receita bruta superior a quinhentos bilhões de cruzeiros (Cr\$ 500 bilhões). Com base nos Censos Econômicos de 1985, faziam parte destas amostras: 7702 empresas. A partir de 1988, foram acrescentadas as surgidas nos períodos, selecionadas intencionalmente através da Relação Anual de Informações Sociais- RAIS.

2.2 – Descrição dos Dados

Os dados obtidos para a realização da estimação consistem em 385 observações para 81 empresas entre os anos de 1990 e 1998. A base contém informações de produção bruta, valor do estoque de equipamentos, valor da estrutura, gastos com insumos intermediários, número de funcionários e região da empresa. No entanto, como pode ser visto na tabela existem dados faltantes para os campos de insumos intermediário, equipamento e estrutura. São 45 dados faltantes para os campos equipamento e estrutura e 2 dados faltantes os insumos intermediários. Ademais, os dados de produto, insumo intermediário e estrutura estão como logaritmo do valor total.

Tabela 6 - Descrição dos dados

	<i>Insumo</i>						
	<i>Ano</i>	<i>Produto</i>	<i>intermediário</i>	<i>Equipamentos</i>	<i>Estrutura</i>	<i>Região</i>	<i>Funcionários</i>
<i>Contagem</i>	385	385	383	340	340	385	384
<i>Média</i>	93,8	17,8	17,2	182.626.080,0	17,2	3,0	2.046,8
<i>Desvio padrão</i>	2,6	1,9	1,9	542.060.928,0	2,3	0,5	3.397,1
<i>Mínimo</i>	90	10,4	9,7	9.128,3	11,2	1,0	4,0
<i>25%</i>	92	16,4	15,9	1.338.893,1	15,8	3,0	171,0
<i>50%</i>	93	18,0	17,3	11.052.807,0	17,4	3,0	574,5
<i>75%</i>	96	19,0	18,4	50.317.292,0	18,6	3,0	2.189,5
<i>Máximo</i>	98	21,7	20,9	4.525.621.760,0	21,8	5,0	21.845,0

Fonte: produção própria a partir dos dados da PIA

Contudo, é importante destacar que não temos os dados de todas as firmas para todos os anos. Para a grande maioria das firmas existem 2 a 3 anos faltantes. Isso causa um problema de perda de dados, pois uma das variáveis que precisamos gerar para a estimação é o investimento. A variável de investimento é gerada segundo a seguinte regra de acumulação:

$$K_{it} = I_{it} + (1 - \delta) K_{it-1}$$

Equação 1

Onde K_t e I_t representam, respectivamente, o capital e o investimento no período t para a firma i . Ademais, δ representa a taxa de depreciação. Isso significa que é necessário existirem dados para o período anterior para a firma, caso contrário não é possível estimar esta variável, fazendo com que esta observação seja perdida. Caso não houvesse dados faltantes isto implicariam apenas na perda dos dados das primeiras observações de cada empresa, mas “buracos” nos dados das firmas a perda de informações fica ainda mais significativa. Após estimar o investimento, apenas 174 observações estão para serem utilizadas no modelo para a estimação da função de produção. Como veremos mais adiante, o dado de investimento apenas é necessário para a estimação da função de produção. Uma vez em posse dos parâmetros da função é possível estimar os markup para todos as observações que possuem dados de insumo intermediário, capital e trabalho.

Para permitir a criação da variável de investimento também é necessário criar uma variável de capital. Esta variável foi construída através das variáveis de equipamento e estrutura, da seguinte maneira:

$$K_{it} = Equip_{it} + e^{Struct_{it}}$$

Equação 2

Onde $Equip_{it}$ e $Struct_{it}$ representam, respectivamente, os dados de valor dos equipamentos e o valor da estrutura.

3 – Modelo

Seguindo a metodologia utilizado por De Loecker et al (2016), para avaliar os efeitos da abertura comercial sobre o poder de monopólio das empresas e, portanto, avaliar possibilidade de ter havido uma apropriação por parte dessas empresas dos ganhos de produtividade e reduções de preços de insumos, reduzido os efeitos benéficos deste processo para o consumidor, foi utilizada uma abordagem de estimação de markup. O método utilizado parte de uma definição simples do markup, mas depende da obtenção da estimação de da função de produção para as empresas do setor. Este capítulo apresenta um breve histórico dos modelos de estimação de funções de produção, até chegarmos no modelo utilizado neste trabalho. Também será apresentada a metodologia de estimação de markup a partir dos parâmetros da função de produção.

3.1 – Estimação da função de produção

Neste tópico é apresentado o modelo utilizado para a estimação da função de produção. Para fins didáticos, é apresentada uma evolução histórica destes modelos. Os modelos serão apresentados na sua ordem de desenvolvimento, explicando suas contribuições em relação aos modelos anteriores.

3.1.1 – Histórico e primeiras abordagens

Hoje, as funções de produção são uma parte fundamental da teoria econômica, sendo base para a fundamentação teórica de diversos índices e indicadores, de tal forma que eles podem, em última instancia, remeter a características desta função de produção. Logo podemos caminhar no sentido oposto e, partindo de uma função de produção podemos estimar indicadores como margens de lucro, produtividade, mark-up, custos marginais, economias de escala, entre outros. Desta forma, o uso de funções de produção serve como um *framework*, na análise dos dados de produção.

As funções de produção surgem em economia com os trabalhos de Cobb e Douglas, e foram utilizadas para testes de hipóteses em dados Macroeconômicos ligados a estimação de produtividade e competitividade. Após as críticas o uso das funções de produção foi mais direcionado para o estudo dados microeconômicos, se assemelhando mais ao uso que temos hoje.

No entanto, a estimação empírica desta função de produção, desde o início, esbarra em diversos problemas:

1. Esta função de produção é algo que realmente existe? Ela representa de fato algo no mundo real? O que nós estamos realmente calculando quando aproximamos conjunto de dados coletados em momentos diferentes e para firmas diferentes e escrevemos esta aproximação em uma forma $Q = F(K, L, \dots)$? Esta forma faz sentido?
2. Nós temos os dados corretos para fazer esta estimação? Os dados que dispomos foram coletados e mensurados corretamente? Nós temos como considerar as diferenças na qualidade destes insumos e produtos?
3. Como a amostra foi gerada? Ela é representativa da população de eventos?
4. O procedimento de estimação é adequado? Podemos considerar os insumos independentes entre si ou seria necessário utilizar um sistema de equações simultâneas?

Estes, entre outros problemas, têm sido enfrentados por econométristas já há décadas.

Griliches e Mairesse (1995) trabalharam na resposta da última pergunta. Uma das primeiras críticas levantadas pelos autores foi feita por Marschak e Andrews (1944), que explicam que uma função de produção do tipo:

$$y = \alpha k + \beta l + \mu$$

Equação 3

não pode ser estimada por uma regressão de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) da mesma forma que um agrônomo mede o impacto do aumento de fertilizantes na sua colheita, pois o lado direito da equação não pode ser considerado como variáveis independentes pois eles não são exogenamente controlados pelo econométrista mas dependem de uma escolha de otimização feita pelos gestores da empresa. Mesmo que possamos considerar que o capital (k) foi selecionado em um período anterior, sendo uma variável de estado no período atual (ou seja, exógena), não podemos fazer tal consideração para a variável trabalho (l) e de outros insumos variáveis (insumos intermediários, por exemplos). Estes insumos têm uma dinâmica própria de otimização a ser considerada e tal dinâmica leva em consideração a produção corrente da empresa (y). Ou seja, a determinação das variáveis não é exclusivamente “da esquerda para a direita”,

também existe uma interação no caminho contrário que viola a cláusula de independência das variáveis explicativas do modelo MQO. Por muito tempo estes problemas dificultaram a estimação de funções de produção, especialmente para análises macroeconômicas.

Uma das soluções que foi desenvolvida é o uso de dados em painel, utilizando variáveis defasadas, efeitos fixos, proxies e equações para servirem como variáveis instrumentais e substituírem o termo de erro.

Com os dados em painel é possível explicitar efeitos como as diferenças entre locais, empresas, qualidade da mão de obra e outros fatores individuais representados por a_i na equação subsequente, onde o subscrito i representa as empresas e o subscrito t representa o tempo:

$$y_{it} = \alpha k_{it} + \beta l_{it} + a_i + \mu_{it}$$

Equação 4

Aqui, uma das primeiras abordagens disponíveis realizar uma transformação que consiste em subtrair a média individual dos valores totais e assim eliminar da análise a influência destas variáveis. A equação estimada ganha a seguinte forma:

$$(y_{it} - \bar{y}_i) = \alpha(k_{it} - \bar{k}_i) + \beta(l_{it} - \bar{l}_i) + (\mu_{it} - \bar{\mu}_i)$$

Equação 5

Note que o efeito de a_i é cancelado nesta operação.

Segundo Griliches e Mairesse(1995), esta abordagem foi aplicada pela primeira vez em 1955 e foi bastante utilizada durante a década de 60, mas no fim da década de 60 os estudos com microdados de indústrias se tornou mais populares este modelo começou a apresentar problemas. O autor destaca que dois pontos principais eram que os coeficientes do capital (α , nas equações apresentadas) eram muito baixos e estatisticamente insignificantes. Além disso os retornos de escala eram muito baixos. Com isso surgiu a suspeita de que a transformação utilizada não estava sendo suficiente para resolver o problema. Uma abordagem alternativa foi proposta por Chamberlain (1982) onde foi proposta uma outra transformação na equação, usando as diferenças entre períodos e não as diferenças em relação à média individual.

$$(y_{it} - y_{it-1}) = \alpha(k_{it} - k_{it-1}) + \beta(l_{it} - l_{it-1}) + (a_{it} - a_{it-1}) + (\mu_{it} - \mu_{it-1})$$

Equação 6

Como a não varia com o tempo ($a_t = a_{t-1}$) a abordagem também remove os efeitos de fixos. Nesta abordagem a estimação por MQO seria possível caso μ não fosse antecipado pela empresa. No entanto, se o erro for antecipado, ou seja, se houver alguma transmissão do erro para as variáveis ajustáveis (no caso l) então será necessário o uso de instrumentos. Neste contexto as principais variáveis instrumentais são as próprias variáveis defasadas e o melhor modelos para lidar com estas variáveis instrumentais é o Método dos Momentos Generalizado (GMM – do inglês, Generalized Method of Moments). Um dos problemas que será explicado no próximo capítulo a maior parte das variáveis tem um comportamento próximo de um “*random-walk*” (ou seja, são fracamente serialmente correlacionadas), o que implica em seus valores passados não poderem servir como instrumentos para sua primeira diferença ($l_t - l_{t-1}$), desta forma é preciso formular teorias sobre o comportamento intertemporal destas variáveis para criarmos um instrumento capaz de capturar a relação entre as variáveis de interesse.

Ackelberg, Caves e Frazer(2015) explica ainda que outro procedimento que foi sugerido foi o de utilizar os preços dos fatores como instrumentos, uma vez que seria de se esperar que o preço dos fatores fosse exógeno ao produto (não é influenciado pela produção, isso é possível pois aquilo que é produzido não é o mesmo que foi utilizado como insumo, logo não há impacto neste mercado), mas seria um fator que influencia na tomada de decisão quanto ao consumo destes fatores. Esta abordagem, no entanto, exige que os preços dos insumos entre as empresas sejam observáveis (que seja possível saber qual o preço pago por cada empresa por seus insumos) e que seja possível, neste preço, destacar o fator qualidade e o fator de negociação, ou seja, é necessário saber se de fato o preço do insumo variou ou se é um insumo de qualidade diferente, ou mesmo se o insumo foi comprado a um preço diferente por conta da negociação (pagamento a vista e prazo, compra em atacado, compra antecipada, etc.) caso contrário o preço não traz significado.

Diversas soluções foram e ainda são buscadas para o problema, mas uma que vem ganhando espaço (e serviu de base para o atual trabalho) é o modelo Olley-Pakes.

3.1.2 – Os modelos Olley-Pakes (OP) e Levinsohn-Petrin (LP)

O modelo Olley-Pakes (referido a partir daqui como OP) lidou com 2 problemas: seleção e simultaneidade. O primeiro deve-se ao fato de que se os dados faltantes em uma análise não são aleatórios, ou seja, se eles estão correlacionados com alguma característica das empresas, um modelo que não leve isso em consideração pode estar viesado. Um exemplo simples o caso de dados faltantes por conta de a empresa ter sido fechada ou ainda não estar em funcionamento naquele ano do painel. Por exemplo, um erro aleatório muito negativo (μ_t) pode ocasionar o fechamento de uma empresa, no entanto esta possibilidade é maior entre empresas de capital menores. Como empresas menores tendem a ter um estoque de capital (k) menor, isso fará com que haja uma correlação entre o termo de erro, μ_t e o capital, k , viesando o resultado e apontando uma produtividade menor do capital do que a verdadeira.

No segundo temos o problema já apresentado, no tópico anterior, das equações simultâneas, ou seja, do fato de que não é possível determinar uma simples relação causal entre as variáveis explicativas e a explicada.

Para abordar o problema de simultaneidade o modelo OP trouxe uma nova equação, a equação de investimento, como uma *proxy* para as variáveis não observadas do modelo (a_i). Isto tem é vantajoso se comparado com modelo de Chamberlain(1982). Primeiramente não precisamos assumir que esta variável se reduz a um efeito fixo por firma, este valor pode variar ao longo do tempo, criando uma variância que aumenta as margens para identificação de outras variáveis e, com isso, a qualidade das estimações.

A função de investimento proposta no modelo OP é:

$$i_t = i_t(a_t, k_t)$$

Equação 7

onde a representa as variáveis desconhecidas pelo economista e k representa os insumos fixos (no nosso exemplo o estoque de capital) e o investimento, i_t , é uma função destas variáveis.

Para prosseguir com esta abordagem não é necessário assumir uma forma fixa para esta função, nem mesmo é necessário que ela seja igual ao longo do tempo, basta que ela seja invertível. Se este for o caso, então pode escrever:

$$a_t = h_t(k_t, i_t)$$

Equação 8

Onde $h_t = i_t^{-1}$. Como k_t e i_t são variáveis observáveis, o resultado desta transformação é que podemos criar uma proxy para as variáveis não observadas a partir das variáveis observadas caso consigamos gerar a função h_t .

Substituindo a nova função h_t em nossa função principal nos esbarramos em um problema, nós não temos a forma funcional dela e ela utiliza variáveis que já estão em nosso modelo. Logo a melhor maneira de lidar com isso é escrever esta nova função, que contém todas as variáveis como:

$$\Phi_t(k_t, i_t) = \alpha k_t + h_t(k_t, i_t)$$

Equação 9

Substituindo esta função Φ_t na função de produção temos:

$$y_{it} = \beta l_{it} + \alpha k_t + h_t(k_t, i_t) + \mu_{it}$$

Equação 10

$$y_{it} = \beta l_{it} + \Phi_t(k_t, i_t) + \mu_{it}$$

Equação 11

Pode parecer que não houve ganho, mas olhando com calma notamos que agora, diferentemente da primeira equação de produção, as variáveis não observadas, a_t , foram incorporadas na equação, sendo estimadas indiretamente através das variáveis observadas k_t e i_t que são variáveis observadas, assim o viés que era gerado por esta variável não observada passa a ser capturado por esta função, de tal forma que podemos consistentemente estimar o parâmetro β por MQO caso nós encontremos uma forma para a função Φ_t . Como não temos meios de pressupor a forma desta função, a solução adotada é utilizar uma estimação não-paramétrica de Φ_t . Olley e Pakes(1995) utilizaram um polinomial de quarta ordem. Com isso é possível estimar $\hat{\beta}$ e $\hat{\Phi}_t$.

No entanto ainda resta o problema de estimar o parâmetro α , uma vez que este foi diluído em Φ_t .

Esta estimação de $\hat{\beta}$ e $\hat{\Phi}_t$ é referida como 1º estágio do modelo. O 2º estágio é onde busca-se obter o parâmetro $\hat{\alpha}$. Para isso vamos recorrer ao fato de que, caso as variáveis não observadas pelo economista, a_t , tenham sido completamente capturadas pela função de investimento, então o erro do modelo do 1º estágio (estimado por MQO) não deve ser correlacionado à variável de investimento. Ou seja:

$$E[\mu_{it}|i_t] = 0$$

Equação 12

Podemos escrever então:

$$E[y_{it} - \beta l_{it} - \Phi_t(k_t, i_t)|i_t] = 0$$

Equação 13

Para continuarmos precisamos recorrer a duas propriedades da variável a_t que são pressupostos do modelo OP. Estes pressupostos são de que distribuição de probabilidade dos valores de a_t é conhecida pelas empresas e que a_t possui um comportamento estocástico (passeio aleatório), ou seja:

$$E[a_{t+1}|i_t] = E[a_{t+1}|a_t]$$

Equação 14

e

$$a_t = E[a_t|a_{t-1}] + \xi_t$$

Equação 15

Podemos escrever a Equação 15 da seguinte maneira:

$$a_t = g(a_{t-1}) + \xi_t$$

Equação 16

Onde $g(a_{t-1})$ representa a função de probabilidade associada ao valor esperado de a_t .

Notemos que Equação 14 implica simplesmente que as empresas reagem corretamente (em média) à variável a_t (ou melhor, que o erro não possui viés) de tal forma que, substituindo ela Equação 15, podemos ver que a variável de investimento também será não correlacionada com o erro ξ_t . Mais especificamente podemos representar a Equação 16 em termos de i_t

$$a_t = g(i_{t-1}) + \xi_t$$

Equação 17

Ou seja, pela própria definição do comportamento estocástico de a_t é necessário que a seguinte condição seja satisfeita:

$$E[\xi_t | i_{t-1}] = 0$$

Equação 18

Daqui é possível avançar com a estimação. Considere a equação e produção com a substituição da Equação 17:

$$y_{it} = \beta l_{it} + \alpha k_t + g(a_{t-1}) + \xi_t + \mu_{it}$$

Equação 19

Da Equação 8 e Equação 9 sabemos que podemos escrever:

$$a_{t-1} = \Phi_{t-1}(k_{t-1}, i_{t-1}) - \alpha k_{t-1}$$

Equação 20

Podemos então escrever a Equação 19 como:

$$y_{it} = \beta l_{it} + \alpha k_t + g(\Phi_{t-1}(k_{t-1}, i_{t-1}) - \alpha k_{t-1}) + \xi_t + \mu_{it}$$

Equação 21

Da Equação 12 e Equação 18 podemos concluir que

$$E[\xi_t + \mu_{it}|i_{t-1}] = 0$$

Equação 22

Daqui podemos retirar nossa condição de momento, substituindo a Equação 21 na Equação 22:

$$E[y_{it} - \beta l_{it} - \alpha k_t - g(\Phi_{t-1}(k_{t-1}, i_{t-1}) - \alpha k_{t-1})|i_{t-1}] = 0$$

Equação 23

A estimação da Equação 11 e da Equação 23 poderia ser feita conjuntamente, mas a literatura aponta que o mais consistente é fazer a estimação em 2 etapas, utilizando as estimativas $\hat{\beta}$ e $\hat{\Phi}$ e substituindo elas na Equação 23 para estimar $\hat{\alpha}$. Além disso é necessário presumir uma forma para a função g . Olley e Pakes (1996) utilizam um polinomial de 2ª ordem que entre as variáveis $(\Phi_{t-1}(k_{t-1}, i_{t-1}) - \alpha k_{t-1})$ e P_t , onde P_t é a chance de sobrevivência da empresa. Uma alternativa é usar simplesmente um modelo autorregressivo (AR) para a função $g(\cdot)$. A forma de estimação aqui também sofre alterações a depender da escolha de $g(\cdot)$, mas geralmente assumirá uma forma não-linear.

Uma abordagem correlata foi utilizada por Levinsohn e Petrin (2003), onde foram utilizados os insumos intermediários em vez do investimento para criar a proxie das variáveis não observadas, como na Equação 8. Neste caso teremos que a função de produção passaria a considerar os insumos intermediários:

$$y_{it} = \beta_1 k_{it} + \beta_2 l_{it} + \beta_3 m_{it} + a_i + \mu_{it}$$

Equação 24

A Equação 7 e a Equação 8 assumiriam a seguinte forma:

$$m_t = m_t(a_t, k_t)$$

*Equação 7 **

$$a_t = h_t(k_t, m_t)$$

*Equação 8 **

Também é possível incluir na estimativa de m_t os valores dos preços dos insumos, caso seja possível obter uma medida adequada destas variáveis.

3.1.3 – O modelo ACF

Akerberg, Caves, e Frazer (2015), daqui em diante referenciado como ACF, argumentam que existe um problema de dependência funcional na estimação anterior. Para expor uma primeira intuição sobre a origem do problema os autores partem de uma forma definida para a Equação 7. Em vez de considerar uma forma não paramétrica para esta função os autores utilizam uma derivação da função Cobb-Douglas para o insumo intermediário, mais especificamente a condição de primeira ordem para variável M :

$$\beta_m K_{it}^{\beta_k} L_{it}^{\beta_l} M_{it}^{\beta_m - 1} e^{a_t} = \frac{p_m}{p_y}$$

Equação 25

Aqui nós poderíamos isolar M_{it} , mas isso seria desnecessário pois nosso objetivo é inverter esta função e utilizada para estimar a_t . Aplicando logaritmo e isolando a_t teremos:

$$a_t = \ln\left(\frac{p_m}{p_y}\right) - \ln(\beta_m) - \beta_k k_{it} - \beta_l l_{it} - \beta_m m_{it} + m_{it}$$

Equação 26

onde, $l_{it} = \ln(L_{it})$, $k_{it} = \ln(K_{it})$ e $m_{it} = \ln(M_{it})$.

É fácil perceber que substituindo a_t na equação de produção todo o termo $-\beta_k k_{it} - \beta_l l_{it} - \beta_m m_{it}$ ira se anular e a equação restante será:

$$y_t = \ln\left(\frac{p_m}{p_y}\right) + \ln\left(\frac{1}{\beta_m}\right) + m_{it} + \mu_t$$

Equação 27

O que temos é que a equação final não possui o parâmetro β_l , o que significa que ela não poderia ser informativa quanto a este parâmetro. O exemplo foi feito com a estimação de a_t feita pelo método LP, mas é possível notar que o mesmo problema vai ocorrer no modelo OP. É claro que esta estrutura não se sustenta para quaisquer formas funcionais de $a_t(\cdot)$, mas a intuição por trás dessa definição é de que o procedimento descrito nos modelos OP e LP podem ter problemas na estimação de β_l . O modelo ACF vem, por tanto, propor uma metodologia alternativa que faz apenas uma pequena mudança nos modelos OP e LP para a identificação de l_{it} e a_t . Os autores discorrem

sobre algumas alternativas que poderiam contornar a dependência funcional, mas que também possuem problemas. Estas alternativas não serão expostas aqui e partiremos diretamente para o modelo ACF.

O modelo proposto por ACF, além de solucionar o problema de dependência funcional, tem a vantagem de relaxar alguns pressupostos dos modelos OP e LP. Entre eles está o fato de o modelo permite que existam choques específicos para cada firma, não-observados (pelo econometrista), nos insumos variáveis (no nosso exemplo, o trabalho).

O procedimento ACF parte da função de produção sem os insumos intermediários (função de valor adicionado) e com intercepto.

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_k k_{it} + \beta_l l_{it} + a_i + \mu_{it}$$

Equação 28

Note, portanto, que a função de produção não inclui o insumo intermediário. O que significa que o insumo intermediário é proporcional ao produto. Não havendo margem para substituição deste insumo em relação aos demais (ou seja, a função de produção é Leontief nos insumos intermediários). Os autores destacam que este procedimento não deveria ser utilizado caso este não seja o caso na indústria analisada.

Note também que até aqui consideramos as funções sem intercepto, pois havia uma maior ênfase na abordagem teórica, então era conveniente (até de um ponto de vista estético) manter a forma tradicional da Cobb-Douglas, mas é possível notar que esta alteração não causa qualquer mudança nos procedimentos e nos resultados obtidos exceto no momento de computar os modelos onde passaria a ser inserida uma constante nos *datasets*.

A função que determina a escolha dos insumos intermediários é

$$m_t = m_t(a_t, k_t, l_t)$$

Equação 29

onde $m_t(\cdot)$ é estritamente crescente em a_t (*Monotonicidade Estrita*).

A diferença entre a Equação 29 proposta no modelo ACF e a Equação 7* proposta no modelo LP é que ela é condicionada tanto a k_t quando a l_t , enquanto no modelo LP o insumo intermediário não é condicionado a l_t . A interpretação mais natural é de que m_t é

decidido após l_t , mas os autores explicam que não há perda de generalidade pois esta forma também é capaz de representar uma escolha simultânea de l_t e m_t pois bastaria considerar que, ao escolher ambos a firma leva em consideração a interação entre para a otimização.

Seguindo os passos dos modelos OP e LP vamos inverter a função dos insumos intermediários para obter uma expressão para o valor de a_t :

$$a_{it} = h_{it}(m_{it}, k_{it}, l_{it})$$

Equação 30

onde $h_t = m_t^{-1}$.

Podemos então substituir a Equação 30 na Equação 28 para obter a primeira etapa da estimação do modelo ACF:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_k k_{it} + \beta_l l_{it} + h_t(m_t, k_t, l_t) + \mu_{it}$$

Equação 31

Da mesma forma que ocorreu nos modelos anteriores, temos que h_t é não-paramétrica, logo ela se confundirá com os parâmetros β_0, β_1 e β_2 . Teremos então a seguinte equação:

$$y_{it} = \Phi_t(k_{it}, l_{it}, m_{it}) + \mu_{it}$$

Equação 32

Onde $\Phi_t(k_{it}, l_{it}, m_{it}) = \beta_0 + \beta_k k_{it} + \beta_l l_{it} + h_t(m_t, k_t, l_t)$

Note que uma implicação desta abordagem é que não será mais possível obter as estimativas de β_l no primeiro estágio da estimação. Isto também significa que, se estamos

estimando um parâmetro endógeno adicional no segundo estágio também precisaremos de variáveis instrumentais adicionais.

A partir deste ponto a estimação segue quase idêntica ao modelo OP

$$E[\mu_{it}|I_t] = 0$$

Equação 33

$$E[y_{it} - \Phi_t(k_{it}, l_{it}, m_{it})|I_t] = 0$$

Equação 34

onde I_t representa as variáveis instrumentais.

Assim como no modelo OP, caso Φ_t seja estimado usando um polinomial a estimativa da Equação 32 será simplesmente um MQO e nos dará os valores de $\hat{\Phi}_t$. O segundo estágio desta estimação também se segue idêntico ao modelo OP:

$$E[y_{it} - \beta_0 - \beta_k k_{it} - \beta_l l_{it} - g(\Phi_{t-1}(k_{it}, l_{it}, m_{it}) - \beta_k k_{it-1} - \beta_l l_{it-1})|I_t] = 0$$

Equação 35

Onde $g(\cdot)$ se refere a regra de movimento estocástica de a_t :

$$a_t = g(a_{t-1}) + \xi_t$$

Equação 36

podemos escrever os momentos de segunda ordem como:

$$E \left[y_{it} - \beta_0 - \beta_k k_{it} - \beta_l l_{it} - g(\hat{\Phi}_{t-1} - \beta_k k_{it-1} - \beta_l l_{it-1}) \otimes \begin{pmatrix} 1 \\ k_{it} \\ l_{it-1} \\ \hat{\Phi}_{t-1} \end{pmatrix} \right] = 0$$

Equação 37

Essa estimativa pode ser obtida por um GMM não-linear. Note que aqui estamos assumindo que a escolha do trabalho, l_{it} , é feita em t , no entanto, se houverem razões para acreditar que a escolha de l_{it} é feita em $t - 1$ então também seria possível adicionar l_{it} como instrumento na equação anterior.

Até aqui os autores explicam o modelo baseando-se na estrutura do modelo LP, ou seja, utilizando os insumos intermediários em vez do investimento para estimar a_t . Mas também é possível estender o modelo para ser utilizado com a variável de investimento, bastando incluir i_{it} na equação de investimento do modelo OP, o que faria com que a equação inversa (a_t) seja:

$$a_{it} = h_{it}(i_{it}, k_{it}, l_{it})$$

Equação 38

E os momentos serão:

$$[y_{it} - \beta_0 - \beta_k k_{it} - \beta_l l_{it} - g(\Phi_{t-1}(k_{it}, l_{it}, i_{it}) - \beta_0 - \beta_k k_{it-1} - \beta_l l_{it-1}) | I_t] = 0$$

Equação 39

Para os dados em questão essa alteração é desejável, uma vez que é necessário utilizar os dados os insumos intermediários dentro da equação de produção para que possamos utilizá-los na obtenção dos mark-ups.

A fim de reduzir as dimensões da estimação não-linear, e assim a abordagem sugerida pelos autores é a de utilizar um procedimento de concentração de parâmetros através da criação de uma variável Ω_t de erro que absorve os parâmetros β_0, g . Mais especificamente, a variável Ω_t é construída da seguinte maneira:

$$\Omega_{it} = \beta_0 + \omega_{it}(\beta_k, \beta_l) = \widehat{\Phi}_t - \beta_k k_{it} - \beta_l l_{it}$$

Equação 40

Onde novamente, $\widehat{\Phi}_t$, é o valor estimado de forma não-paramétrica no primeiro estágio. O procedimento então é regredir Ω_{it} em relação à Ω_{it-} . Os autores destacam que o resíduo desta regressão, $\hat{\varepsilon}_{it}(\beta_k, \beta_l)$, representa as inovações na variável Ω , o que significa que esta regressão implicitamente faz com que as inovações tenham média zero e sejam não-correlacionadas com $\widehat{\omega}_{it}(\beta_k, \beta_l)$. O procedimento de estimação é, portanto, fazer uma minimização não linear, mediante algoritmos de busca, em relação a β_k e β_l para encontrar valores $\hat{\beta}_k$ e $\hat{\beta}_l$ que minimizem a seguinte condição de momento:

$$E \left[\varepsilon_{it}(\beta_k, \beta_l) \otimes \begin{pmatrix} k_{it} \\ l_{it-1} \end{pmatrix} \right]$$

Equação 41

O valor estimado de g é dado pela inclinação da regressão Ω_{it} em relação à Ω_{it-1} no ponto $(\hat{\beta}_k, \hat{\beta}_l)$. Note que desta forma o algoritmo de busca está realizando a otimização em apenas duas variáveis, em vez de 4, o que reduz bastante o custo computacional e a precisão do algoritmo. A regressão de Ω_{it} em relação à Ω_{it-1} é feita por MQO em ACF(2015)

3.1.4 – Produção Bruta

As equações apresentadas até aqui são estimadas para uma função de produção de valor adicionado, isso significa que o insumo intermediário é excluído da função. No entanto, para estimação do *mark-up* é necessário possuir a proporção dos gastos de algum insumo variável no valor do produto total. Isso significa que é necessário possuir os valores para o gasto com o insumo em questão, e esta informação nem sempre pode ser obtida para o trabalho, que pode ser trazido como número de funcionários, como é o caso desta pesquisa. Nesta situação, uma alternativa viável é utilizar uma função de produção bruta na forma:

$$Y = K^{\beta_k} L^{\beta_l} M^{\beta_m} A_i$$

Equação 42

Em forma logarítmica teremos:

$$y_{it} = \beta_k k_{it} + \beta_l l + \beta_m m + a_i$$

Equação 43

É importante notar que como o insumo intermediário, m , passa a fazer parte da função de produção, a estimação de a_i deve vir de uma função inversa do investimento, como no modelo Olley-Pakes. Ou seja:

$$a_{it} = h_{it}(m_{it}, k_{it}, l_{it}, i_{it})$$

Equação 44

Para prosseguir em com a estimação do modelo ACF, os momentos estimados passam a ser:

$$E \left[\begin{array}{l} y_{it} - \beta_0 - \beta_k k_{it} - \beta_l l_{it} - \beta_m m_{it} \\ - \rho(\hat{\Phi}_{t-1} - \beta_k k_{it-1} - \beta_l l_{it-1} - \beta_m m_{it-1}) \otimes \begin{pmatrix} 1 \\ k_{it} \\ l_{it-1} \\ m_{it-1} \\ \hat{\Phi}_{t-1} \end{pmatrix} \end{array} \right] = 0$$

Equação 45

Otimizando a função para a estimação concentrada nos parâmetros de interesse, teremos os seguintes momentos:

$$E \left[\varepsilon_{it}(\beta_k, \beta_l, \beta_m) \otimes \begin{pmatrix} k_{it} \\ l_{it-1} \\ m_{it-1} \end{pmatrix} \right]$$

Equação 46

Note que o parâmetro de gastos intermediários deve entrar na equação de forma defasada, assim como o trabalho, uma vez que se trata de um insumo variável, sendo definido pela empresa no período t.

Neste caso o valor de Ômega, a será utilizado no modelo autorregressivo é:

$$\Omega_{it} = \beta_0 + \omega_{it}(\beta_k, \beta_l, \beta_m) = \hat{\Phi}_t - \beta_k k_{it} - \beta_l l_{it} - \beta_m m_{it}$$

Equação 47

3.1.5 – Função Translog

O modelo ACF foi construído sobre uma função de produção de Valor Adicionado, e isso faz com que a função estimada possua uma elasticidade insumo-produto média e fixa para todas as empresas e períodos, representados diretamente pelos parâmetros β_k, β_l e β_m . Uma alternativa seria segmentar as empresas e/ou os períodos

para estimação de funções separadas, mas isso exigiria uma quantidade muito maior de dados para permitir uma estimação consistente destes parâmetros. Uma alternativa é a utilização de uma função translog. Esta foi a alternativa adotada por De Loecker Goldberg, Khandelwal e Pavcnik (2016).

Funções de produção translog, ou Transcendental Logarithmic Productions Frontiers é uma classe de funções de produção apresentada por Christensen, Jorgenson, e Lau (1973) e foi criada como uma alternativa às funções com elasticidade de substituição constante, pois os autores explicam que em algumas situações impor estas restrições ao modelo não é adequado. As funções translog representam a fronteira de produção com uma função que é quadrática nos logaritmos das quantidades de insumos e produtos e a fronteira resultante permite uma maior variedade de padrões de substituição do que funções com elasticidades de substituição constantes, como a Cobb-Douglas.

Como explica Kim(1992) as funções translog se tornaram uma ferramenta largamente utilizada na análise empírica de funções de produção de firmas e indústrias pois é conceitualmente simples e não impões restrições prévias nas elasticidades de substituição e nos retornos de escala.

A forma proposta por De Loecker Goldberg Khandelwal Pavcnik (2016) para a função de produção translog é:

$$y_{it} = \beta_k k_{it} + \beta_{kk} k_{it}^2 + \beta_l l_{it} + \beta_{ll} l_{it}^2 + \beta_m m_{it} + \beta_{mm} m_{it}^2 + \beta_{kl} k_{it} l_{it} \\ + \beta_{km} k_{it} m_{it} + \beta_{lm} l_{it} m_{it} + \beta_{klm} k_{it} l_{it} m_{it}$$

Equação 48

Neste caso, a elasticidade produto de um determinado insumo, por exemplo m_{it} é dada pela seguinte equação:

$$\theta_{it}^m = \beta_m + 2\beta_{mm} m_{it} + \beta_{km} k_{it} + \beta_{lm} l_{it} + \beta_{klm} k_{it} l_{it}$$

Equação 49

Note, portanto, que essa elasticidade não é dada somente pelos coeficientes estimados na regressão, mas também pelo valor das variáveis no período, permitindo não só uma flexibilidade entre firmas quanto uma flexibilidade entre períodos. O autor

também destaca que o cálculo das elasticidades depende apenas dos parâmetros estimados, de tal forma que não há não se criam fontes adicionais de incerteza no modelo, pois todo o restante das estimações é obtido diretamente desses parâmetros e dos dados brutos. Sendo essa uma vantagem da abordagem de estimação da função de produção.

3.1.6 – O problema das unidades de medida

Ackelberg, Khandelwal e Pavcnik (2016) destacam que todo o processo de estimação de funções de produção apresentado anteriormente está implicitamente assumindo um cenário ideal no que diz respeito aos dados, onde as unidades de medida do insumo são equivalentes. Por exemplo, os dados de trabalho deveriam estar idealmente sendo medido em horas-homem de trabalho homogêneo. No entanto, nenhuma dessas condições pode ser garantida na maior parte dos conjuntos de dados. Os dados de trabalho frequentemente são apresentados como número de funcionários, sem uma separação adequada quanto às horas trabalhadas (podemos ter cargos com carga horária de trabalho distinta) ou quanto ao tipo de trabalho executado. Um exemplo de separação quanto ao tipo de trabalho pode ser visto em Muendler(2004) com a separação entre trabalhos de mais técnicos e trabalhos mais operacionais (white-collar e blue-collar). Outro ponto é que a produção, os insumos e o capital deveriam ser medidos em unidades físicas equivalentes. Aqui temos outro ponto que raramente seria satisfeito pois estes dados são, via de regra, contabilizados em valor monetário. E o autor destaca que quando este é o caso algumas considerações devem ser feitas.

- 1) Para que a estimação esteja adequada é necessário que se possa assumir que as firmas deste setor são tomadoras de preço tanto em relação aos insumos quanto em relação ao produto.
- 2) É necessário que o preço dos insumos e produtos seja constante entre as firmas. Este é um ponto relevante pois está se assumindo que não existem diferenças na qualidade dos insumos e dos produtos entre as firmas, ou, mais precisamente, que as diferenças de qualidade são um fator muito pouco relevante, não sendo capaz de gerar distorções graves nos preços.

Caso estas condições não sejam satisfeitas é necessário obter os dados de preço unitário, uma aproximação deste dado para cada uma das firmas para que o valor monetário seja dividido por este valor unitário a fim de obter uma estimativa da produção em unidades físicas.

Para os dados da indústria siderúrgica a primeira das condições apresentadas é suficientemente satisfeita. É necessário lembrar que o aço, assim como seus insumos, ferro-gusa, gás natural e carvão são commodities internacionais com padrões de qualidades, teste e nomenclaturas bem definidas. Isso significa que mesmo que há muita pouca margem para a competição por diferenciação, o que faz as empresas serem “refêns” de um preço internacional. Mesmo considerando na presença de uma ação protecionista, esta ação irá determinar um preço diferente do preço externo, mas que não depende de nenhuma arbitrariedade das empresas, logo elas continuam sendo tomadoras de preço. No que diz respeito a segunda condição é possível que os dados não sejam totalmente consistentes. Como já mencionado, o aço é um produto que possui categorias qualitativas que são bastante relevantes na formação do seu preço, logo seria possível que algumas dessas empresas tivessem uma maior proporção de produção de tipos de aço de maior valor.

Um outro ponto de atenção está nos dados de trabalho, uma vez que os dados que obtivemos não possui separação dos tipos de trabalho, o que pode ser um fator de perda de precisão nas estimações.

3.2 – Obtenção dos *markups*

Tanto na área de Organização Industrial quanto em Comercio internacional, a estimação de markup tem um longo histórico, pois há um interesse de economistas e gestores públicos de mensurar os efeitos de políticas comerciais e econômicas no poder de mercado das firmas e o markup é a metodologia tipicamente usada para mensurá-lo. Via de regra, os métodos utilizados para estimar o markup dependem de dados muito detalhados com relação a preços, quantidades e características do produto. Modelos mais recentes tem ainda adicionado dados sobre características dos consumidores. No entanto, raramente é possível para os pesquisadores e para os governos a obtenção de dados com este nível de detalhamento e ainda sim precisam de algum tipo de estimativa quanto ao impacto de determinadas mudanças no ambiente de econômico causaram nos markups e, por consequência, nos excedentes do consumidor, para resolver este problema De Loecker e Warzynski(2012) desenvolvem um modelo baseado na metodologia criada por Hall (1986). A abordagem dos autores se apoia em diversos resultados sobre formação de preços e comércio, da área de Organizações Industriais, bem como nos resultados teóricos quanto a otimização de custos das firmas. Mais especificamente, a metodologia explora

a ideia de que a proporção dos custos dos insumos variáveis como insumos intermediários e trabalho, no preço total do produto só é proporcional à produtividade marginal dos fatores quanto o mercado está em competição perfeita. Isto significa que imperfeições no mercado vão permitir um distanciamento entre a produtividade marginal e a proporção dos custos.

As metodologias apresentadas por Hall (1986) sugerem uma forma simples de estimar o markup através de modelos de comportamentos das firmas, permitindo extrair esta informação dos dados de produção e uso de insumos, se baseando em modelos de estimação de funções de produção através da ideia de que sob uma concorrência imperfeita o aumento do uso de insumos é respondido com um aumento desproporcional na produção. De Loecker e Warzynski(2012) reforçam que um dos problemas que não foi trabalhado por Hall não apresentava uma forma de lidar com o problema de que os choques de produtividade não observados (pelo economista) poderiam estar correlacionados com o uso de insumos. Neste sentido a abordagem de uso de proxies para lidar com o esta endogeneidade apresenta nos modelos desenvolvidos por Olley e Pakes(1996) e Levinsohn e Petrin(2003), já descritos anteriormente, foi fundamental para consolidar a possibilidade de estimação do markup através de funções de produção. Estas abordagens são especialmente relevantes quando utilizados com dados agregados ao nível de firma, pois a manifestação desta endogeneidade se agrava seriamente em relação a dados agregados a nível de setor, pois neste segundo caso há uma certa diluição do efeito. Esta metodologia desenvolvida por Hall (1986) e, com seus aprimoramentos, se tornaram uma forma popular de analisar o impacto das mudanças no ambiente econômico como privatizações, liberalizações e aberturas comerciais.

De Loecker e Warzynski(2012) explicam que este modelo ainda apresenta um problema de correlação entre as alterações econômicas e a produtividade ainda podem viesar o resultado e para isso o modelo apresentado conta com uma função de controle para a produtividade não observada na estimação das elasticidades dos insumos variáveis. Este é o modelo que seguiremos daqui em diante.

3.2.1 – Derivando uma expressão para o markup

Considere que uma firma i no período t possui a seguinte função de produção:

$$Q_{it} = Q_{it}(X_{it}^1, \dots, X_{it}^n, K_{it}, \omega_{it})$$

Equação 50

onde X_{it} representa os n insumos variáveis, como insumos intermediários, trabalho, eletricidade etc. E K_{it} representa o capital. Para prosseguir é necessário impor a restrição de que a função seja duas vezes diferenciável e que as firmas minimizem custos.

Nós podemos escrever a Lagrangeano associado a este problema de minimização como:

$$\mathcal{L}(X_{it}^1, \dots, X_{it}^n, K_{it}, \lambda_{it}) = \sum_{j=1}^n P_{it}^j X_{it}^j + r_{it} K_{it} + \lambda_{it} (Q_{it} - Q_{it}(\cdot))$$

Equação 51

Onde P_{it}^j representa o preço do insumo variável j e r_{it} é preço do Capital. A condição de primeira ordem em relação ao insumo a um insumo variável X_{it}^j é dada por:

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial X_{it}^j} = P_{it}^j - \lambda_{it} \frac{\partial Q_{it}(\cdot)}{\partial X_{it}^j} = 0$$

Equação 52

Note que λ_{it} representa o custo marginal de produção, uma vez que $\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial Q_{it}} = \lambda_{it}$. Rearranjando os termos e multiplicando ambos os lados da equação por $\frac{X_{it}}{Q_{it}}$ temos:

$$\frac{\partial Q_{it}(\cdot)}{\partial X_{it}^j} \frac{X_{it}^j}{Q_{it}} = \frac{1}{\lambda_{it}} \frac{P_{it}^j X_{it}^j}{Q_{it}}$$

Equação 53

Isso significa, portanto, que a minimização de custos dos insumos é satisfeita quando a elasticidade-produto de o insumo j é igual à $\frac{1}{\lambda_{it}} \frac{P_{it}^j X_{it}^j}{Q_{it}}$. Esta é a condição de

igualdade fundamental para a derivação da estimação do markup. E o ponto que torna este procedimento interessante é que é possível condicionar a estimação do markup apenas aos insumos dinâmicos do modelo, sem necessidade de olhar para o problema completo de minimização da firma. Note que o lado direito da equação utiliza, apenas os dados de produção total e os dados da despesa com o insumo j .

Para prosseguir com a estimação, podemos usar a seguinte definição do markup :

$$\mu_{it} \equiv \frac{P_{it}}{\lambda_{it}}$$

Equação 54

Está é uma definição geral e que não depende de nenhuma suposição específica quanto a estrutura de precificação, exceto pela restrição de que os preços são definidos período a período, o que significa dizer que não há custos no ajuste de preços ou outros tipos de rigidez, como “preços de menu”. Estamos, portanto, definindo o markup como a diferença entre o preço e o custo marginal. É importante também destacar que o markup é definido para a situação de equilíbrio. Usando esta definição, podemos reescrever a Equação 53 como:

$$\theta_{it}^j = \mu_{it} \frac{P_{it}^j X_{it}^j}{P_{it} Q_{it}}$$

Equação 55

Onde θ_{it}^j é a elasticidade-produto do insumo j . Esta expressão representa a base da abordagem proposta. Note que θ_{it}^j é um parâmetro que é obtido através da função de produção estimada e que $\frac{P_{it}^j X_{it}^j}{P_{it} Q_{it}}$ é simplesmente a fração dos gastos com o insumo variável j em relação ao valor monetário da produção. Podemos representar esta proporção com o insumo j no período t para a firma i como:

$$\alpha_{it}^j = \frac{P_{it}^j X_{it}^j}{P_{it} Q_{it}}$$

Equação 56

Desta forma podemos isolar o markup na Equação 55 da seguinte maneira:

$$\mu_{it} = \frac{\theta_{it}^j}{\alpha_{it}^j}$$

Note, portanto que α_{it}^j pode ser obtido diretamente dos dados. Restando apenas a estimação θ_{it}^j , que como já foi discutido é um resultado direto dos parâmetros estimados para a função de produção. Isso significa que esta metodologia permite a estimação dos markups a partir da função de produção e dos dados brutos sem necessitar de mais nenhum tipo de modelagem.

A interpretação deste resultado é bastante interessante. Dado que em um cenário competitivo a otimização dos gastos (minimização de custos) implicaria em uma proporção entre os gastos com um determinado insumo serem proporcionais à fração do resultado pela qual este insumo é responsável, o fato de os gastos com este insumo estarem aquém do ponto de minimização competitiva mostra que a formação de preços está acima do preço competitivo, indicando um poder de monopólio por parte da firma.

De Loecker e Warzynski(2012) destacam também que o modelo utilizado para estimação do markup depende de o insumo utilizado para medida ser dinamicamente alocado e sem custos de ajuste, pois, caso na hipótese de existirem barreiras que atrasem ou dificultem o ajuste deste insumo a alocação eficiente de recursos iria divergir do ponto de otimização apresentado mesmo em um cenário de concorrência perfeita. Com isso é importante destacar que o trabalho, especialmente na presença de legislações trabalhistas, sofre custo de ajuste que significativos, o que pode gerar uma estimação menos eficiente. No caso dos insumos intermediários, ainda podemos ter este tipo de custo de ajuste, por exemplo quando os insumos são comprados em contratos futuros, gerando uma obrigação de compra que apresenta custos para ser rompida. Ainda assim, os insumos intermediários tendem a apresentar barreiras menores no seu ajuste, o que implica em uma estimação mais consistente do markup quando estes são utilizados na fórmula apresentada na Equação 57.

4 – Estimação

O objetivo desta seção é descrever de forma um pouco mais detalhado os procedimentos tomados para a aplicação do modelo descrito na seção anterior a partir dos dados que foram obtidos.

4.1 – Tratamento dos dados

O primeiro passo para a estimação foi o cálculo da variável de capital. Uma alternativa para esta etapa seria a utilização de mais de uma variável fixa (duas variáveis representativas do capital). Esta possibilidade, no entanto, foi descartada pois, como já constatado, trabalhamos um número reduzido de observações. Desta forma não é conveniente ampliar o número de parâmetros estimados. Vale ressaltar que o uso da função translog faz com que a adição de uma nova variável aumente de forma exponencial o número de parâmetros, uma vez esta função de produção inclui todas as interações entre os termos, além do termo quadrático. A estimação da variável capital foi feita simplesmente através da soma dos valores da estrutura e do equipamento. Ressaltando que, uma vez que a variável obtida para a estrutura estava em formato logarítmico é necessário exponencia-la antes da soma. Ademais, uma vez que todos os cálculos do modelo dependem do logaritmo natural das variáveis, também será necessário aplicar novamente o logaritmo à soma. Mas antes é necessário estimar o investimento

$$K_{it} = Equip_{it} + e^{Struct_{it}}$$

Equação 58

Para a estimação do investimento, partimos da regra de movimento apresentada na seção 2 e do dado de capital obtido acima. A taxa de depreciação utilizada foi de 5%. Para esta etapa, como foi utilizada a interação entre a variável de capital e a sua primeira defasagem já foram geradas aqui toda as variáveis defasadas que seriam utilizadas daqui em diante.

$$I_{it} = K_{it} - (1 - 0,05) K_{it-1}$$

Equação 59

Por fim foi aplicado o logaritmo natural às variáveis K_{it} e I_{it} , bem como as variáveis de número de funcionários. Os insumos intermediários já estavam em seu formato logarítmico.

Uma última variável que tem precisa ser estimada é a probabilidade de sobrevivência da firma. Esta estimação não é obrigatória para a estimação das funções de produção, mas é proposta por Olley-Pakes(1996) como uma forma de dar uma peso distinto às observações das empresas que sobrevivem até o período seguinte com ou uma forma de controlar para um possível viés de seleção quando os dados obtidos são

desbalanceados, no sentido de que nem todas as empresas existem em todos os períodos, como é o caso dos dados obtidos para este trabalho.

A probabilidade de saída é estimada partindo primeiramente de uma dummy que indica a sobrevivência da firma até o período seguinte. De forma mais simples, esta dummy assume o valor 1 caso existam dados para a firma no período seguinte e 0 caso contrário. É feita, então, a estimação de uma regressão probit desta variável em relação às outras variáveis obtidas para a firma: capital, trabalho, investimento e insumos intermediários. Os parâmetros desta regressão são pouco relevantes, o que nos interessa é a probabilidade estimada de sobrevivência para cada. A probabilidade de saída será simplesmente o complementar desta probabilidade. Esta variável é referenciada daqui em diante como $\hat{\rho}$ (rho). A regressão probit estimada é:

$$surv_{it} = \beta_0 + \beta_1 k_{it} + \beta_2 i_{it} + \beta_3 l_{it} + \beta_4 m_{it} + \epsilon_{it}$$

Equação 60

Onde $surv_{it}$ é a *dummy* que indica a sobrevivência da firma i do período t até o período $t + 1$. E k_{it} , i_{it} , l_{it} e m_{it} são respectivamente os logaritmos das variáveis de capital, investimento, trabalho e insumos intermediários. A variável $\hat{\rho}_{it}$ pode ser estimada diretamente a partir das probabilidades previstas pela regressão probit acima.

$$\hat{\rho}_{it} = 1 - \widehat{surv}_{it}$$

Equação 61

Também é conveniente neste ponto gerar as variáveis de 2º e 3º grau que serão utilizadas nas estimações da função translog e no polinomial da regressão não paramétrica.

4.2 – Estimação da função de produção

Foram feitas estimativas para 2 funções de produção, uma função Cobb-Douglas e uma translog. A estimação destas funções segue em 2 etapas:

- 1) Estimação não paramétrica da função inversa do investimento, para obtenção do $\hat{\Phi}_{it}$.
- 2) Estimação literal do modelo autorregressivo.

- 3) Estimação do GMM não linear para encontrar os parâmetros da função de produção.
- 4) Executar o bootstrap.

Para a primeira etapa, deve ser feita uma estimação não paramétrica de y_{it} . Para este trabalho foi utilizado um polinômio de 3 grau:

$$\begin{aligned}
y_{it} = & \beta_0 + \beta_k k_{it} + \beta_l l_{it} + \beta_m m_{it} + \beta_i inv_{it} + \sum_{j=1}^3 \beta_{klj} k_{it}^j l_{it}^{3-j} \\
& + \sum_{j=1}^3 \beta_{lmj} l_{it}^j m_{it}^{3-j} + \sum_{j=1}^3 \beta_{kmj} k_{it}^j m_{it}^{3-j} + \sum_{j=1}^3 \beta_{kij} k_{it}^j i_{it}^{3-j} \\
& + \sum_{j=1}^2 \beta_{lij} l_{it}^j i_{it}^{3-j} + \sum_{j=1}^2 \beta_{mij} m_{it}^j i_{it}^{3-j} + \varepsilon_{it}
\end{aligned}$$

Equação 62

Os valores estimados da variável Φ_{it} são simplesmente os valores preditos de y_{it} a partir da regressão não-paramétrica acima.

$$\hat{\Phi}_{it} = \hat{y}_{it}$$

Equação 63

A próxima etapa é montar a expressão de erro que será utilizada no GMM. Estes erros são os resíduos de um modelo autorregressivo. Primeiramente precisamos de uma expressão para a variável Ω_{it} . Este é um ponto importante pois aqui é feita a definição da função de produção que será estimada. Neste trabalho foram feitas as estimativas utilizando as funções Cobb-Douglas e a função Translog. Para a função Cobb-Douglas a expressão toma a seguinte forma:

$$\Omega_{it}(\boldsymbol{\beta}) = \hat{\Phi}_{it} - \beta_k k_{it} - \beta_l l_{it} - \beta_m m_{it}$$

Equação 64

Onde,

$$\boldsymbol{\beta} = (\beta_k, \beta_l, \beta_m)$$

Para a função translog é necessário incluir as interações e as variáveis quadráticas:

$$\begin{aligned}\Omega_{it}(\boldsymbol{\beta}) = & \widehat{\Phi}_{it} - \beta_0 - \beta_k k_{it} - \beta_{kk} k_{it}^2 - \beta_l l_{it} - \beta_{ll} l_{it}^2 - \beta_m m_{it} - \beta_{mm} m_{it}^2 \\ & - \beta_{kl} k_{it} l_{it} - \beta_{km} k_{it} m_{it} - \beta_{lm} l_{it} m_{it} - \beta_{klm} k_{it} l_{it} m_{it}\end{aligned}$$

Equação 65

Onde,

Onde $\boldsymbol{\beta} = (\beta_k, \beta_{kk}, \beta_l, \beta_{ll}, \beta_m, \beta_{mm}, \beta_{kl}, \beta_{km}, \beta_{lm}, \beta_{klm})$

O ACF(2015) modela esta regressão simplesmente como um *Random Walk*:

$$\Omega_{it}(\boldsymbol{\beta}) = \alpha \Omega_{it-1}(\boldsymbol{\beta}) + \varepsilon_{it}$$

Equação 66

Neste trabalho, no entanto, foi feita a opção por uma regressão não paramétrica, como sugerido em ACF(2015). Para isso foi criada uma expressão intermediária:

$$\Omega_{it}(\boldsymbol{\beta}) = \alpha_0 + \alpha_1 \Omega_{it}(\boldsymbol{\beta}) + \alpha_2 \widehat{\rho}_{it} + \alpha_3 \widehat{\rho}_{it} \Omega_{it}(\boldsymbol{\beta}) + \varepsilon_{it}$$

Equação 67

Com isso podemos ponderar as observações pela probabilidade estimada de sobrevivência e mitigar o viés de seleção. Podemos agora definir uma expressão para a regressão:

Note que a regressão não será executada de forma isolada. Ela continua como função de $\beta_k, \beta_l, \beta_m$, para que o algoritmo de busca não linear possa fazer a minimizações. Considerando a regressão acima podemos escrever o erro como função dos parâmetros $\beta_k, \beta_l, \beta_m$:

$$\varepsilon_{it}(\boldsymbol{\beta}) = \Omega_{it}(\boldsymbol{\beta}) - \widehat{\Omega}_{it}(\boldsymbol{\beta})$$

Equação 68

Estes erros são utilizados para a formação dos momentos de um GMM não-linear:

$$g(\boldsymbol{\beta}) = \frac{1}{n} \left[\varepsilon_{it}(\boldsymbol{\beta}) \otimes \begin{pmatrix} k_{it} \\ l_{it-1} \\ m_{it-1} \\ \widehat{\Phi}_{it-1} \end{pmatrix} \right]$$

Equação 69

Para a estimação GMM também é necessário estimar a matriz de pesos W . Esta matriz pode ser estimada em duas etapas, realizando a primeira regressão com uma matriz identidade no lugar W de e gerar a matriz W a partir dos erros desta primeira estimação. No entanto esta abordagem exige que o procedimento de busca não linear seja realizado 2 vezes. Dado que este é um procedimento computacionalmente custoso (especialmente quando realizado o Bootstrap), foi feita a opção por utilizar uma definição alternativa para a matriz, derivada das variáveis instrumentais. Para o presente trabalho foi utilizada a seguinte definição para a matriz W :

$$W = \frac{1}{n} (Z'Z)$$

Equação 70

Onde Z é a matriz de variáveis instrumentais,

$$Z = \begin{pmatrix} k_{it} \\ l_{it-1} \\ m_{it-1} \\ \hat{\Phi}_{it-1} \end{pmatrix}$$

Equação 71

A estimação do GMM é, portanto:

$$\min_{\beta} g(\beta) \cdot W \cdot g'(\beta)$$

Equação 72

É importante destacar que todas as expressões apresentadas, desde a expressão para $\Omega_{it}(\beta)$, devem ser mantidas um função de β para que o algoritmo de minimização possa funcionar.

Diversos softwares possuem funções para realizar minimizações não lineares. Para realizar esta minimização é necessário fornecer parâmetros de tolerância e um “chute inicial”. Essas tolerâncias são utilizadas pelo algoritmo para determinar se a convergência foi atingida, sendo assim um parâmetro que aumenta a precisão da estimativa. Para este trabalho foi utilizada uma tolerância da ordem 10^{-1} . Esta minimização nos fornecerá os

parâmetros da função de produção. O chute inicial serve para reduzir o número de iterações do algoritmo. Como esperamos resultados entre 0 e 1 o chute inicial utilizado foi $\beta_0 = (0,5, 0,5 \dots 0,5)$. Mesmo no caso da estimação translog, onde os parâmetros podem sair desta margem, foi mantido esse chute inicial pois o normal é que os valores não distem muito dessa margem.

Por fim é necessário realizar o *bootstrap* deste procedimento. Isto é feito para avaliar a variância dos parâmetros estimados. Este procedimento se inicia com uma “reamostragem” dos dados, que consiste em selecionar aleatoriamente conjuntos de dados da amostra e com esta seleção aleatória criar outra amostra. A seleção é feita com reposição, de tal forma que uma mesma observação pode ser selecionada diversas vezes. Ademais, para o presente modelo é preferível que o *bootstrap* seja feito em blocos, ou seja, que sejam selecionados blocos com vários anos para uma mesma empresa, uma vez que o modelo depende das variáveis defasadas. O modelo é, então, reaplicado a esta nova amostra. Este procedimento foi repetido 1000 vezes para a estimação da função Cobb-Douglas e 100 vezes para a função translog.

4.3 – Estimação dos markups

Para a função Cobb-Douglas, a estimação dos *markups* é simplesmente a razão entre o parâmetro referente aos insumos intermediários e a proporção dos gastos com insumos intermediários na produção:

$$\mu_{it} = \frac{\beta_m}{M_{it}/Y_{it}}$$

Equação 73

Para a função de produção Translog é necessário estimar a elasticidade em relação ao insumo intermediário para cada observação. Portanto, a estimação assume a seguinte forma:

$$\mu_{it} = \frac{\theta_{it}^m}{M_{it}/Y_{it}}$$

Equação 74

onde

$$\theta_{it}^m = \beta_m + 2\beta_{mm}m_{it} + \beta_{km}k_{it} + \beta_{lm}l_{it} + \beta_{klm}k_{it}l_{it}$$

$$M_{it} = e^{m_{it}}$$

$$Y_{it} = e^{y_{it}}$$

É importante destacar aqui que para a função Cobb-Douglas nós estamos estimando uma única elasticidade para todo o setor. Enquanto com a função Translog nós obtemos uma elasticidade por empresa, por período. Em qualquer caso, o markup será obtido por empresa e por período, uma vez que depende dos dados de produção e insumos intermediários.

5 – Resultados

Como já explicado anteriormente, as estimações foram feitas para 2 tipos de funções de produção, Cobb-Douglas e Translog, seguindo o modelo proposto nas seções 3 e 4. Além destas estimações, para fins de robustez, foram estimados um modelo Olley e Pakes e um modelo ACF para as funções de produção de valor adicionado, estas estimações não nos auxiliam na estimação do markup, uma vez que não incluem o insumo intermediário, mas podem dar alguma informação sobre a qualidade dos outros estimadores. No modelo translog também foram feitas algumas abordagens alternativas, com testes em relação à forma da estimação não paramétrica de $\hat{\Phi}_{it}$.

Para a apresentação dos resultados é estimado o markup médio para o setor. Este markup médio é simplesmente uma média ponderada em relação ao *market share* da firma no ano em questão.

$$\mu_t = \sum (\mu_{it} \cdot \frac{Y_{it}}{Y_t})$$

Equação 75

Onde μ_t , é o *markup* estimado para o setor siderúrgico no período t e Y_t é o total da produção no ano t . μ_{it} e Y_{it} são, respectivamente, o *markup* e a produção da indústria i no ano t .

5.1 – Resultados Cobb-Douglas

Primeiramente veremos os resultados para a estimação de uma função Cobb-Douglas. Esta estimação tem a vantagem de utilizar um número menor de parâmetros, o que é especialmente relevante no nosso caso pois estamos trabalhando com um volume reduzido de observações. Como já foi explicado, a necessidade de utilizar o investimento causa uma perda considerável de dados, mas esta perda se repete no processo de estimação GMM quando utilizamos $\hat{\Phi}_{it-1}$ como instrumento, pois estamos neste momento realizando uma segunda defasagem, o que gera mais uma perda de dados. Como pode ser observado abaixo, os dados que entram no processo de estimação, excluídas as observações com dados faltantes, são 323. Mas se buscarmos as observações das firmas com 2 defasagens, caímos para 81 observação. Esta perda não afeta todo o processo de estimação, uma vez que a segunda defasagem só é necessária no momento da estimação GMM, mas está é justamente a estimação que nos fornece os parâmetros da função produção. Com isso, aumentar o número de parâmetros pode ser um problema. Ademais, como estamos trabalhando com uma estimação não linear de uma função bastante complexa (lembrando que o erro utilizado no GMM é fruto da expressão erro de uma regressão não paramétrica), isso significa que se trata de uma busca sobre parâmetros que interagem entre si e com o resultado final de maneira quase caótica. Desta forma o aumento do número de variáveis pode ser um problema para o algoritmo.

Podemos notar na tabela 5 que os resultados foram bastante consistentes entre os diversos modelos. Reforço aqui que no processo de busca não foi feita a imposição de nenhum tipo de restrição, de forma que o fato de a soma dos parâmetros se aproximar de 1 e dos parâmetros se manterem entre 0 e 1 foi resultado apenas do processo de otimização.

Para fins deste trabalho, todavia, o que nos interessa é o *markup* estimado a partir desta função de produção. Se por um lado função Cobb-Douglas gera ganhos de performance na estimação, por outro lado ela gera uma estimação mais pobre dos *markups* uma vez que estaremos utilizando uma elasticidade constante para toda em firmas e períodos.

Tabela 7 – Parâmetros estimados para função Cobb-Douglas

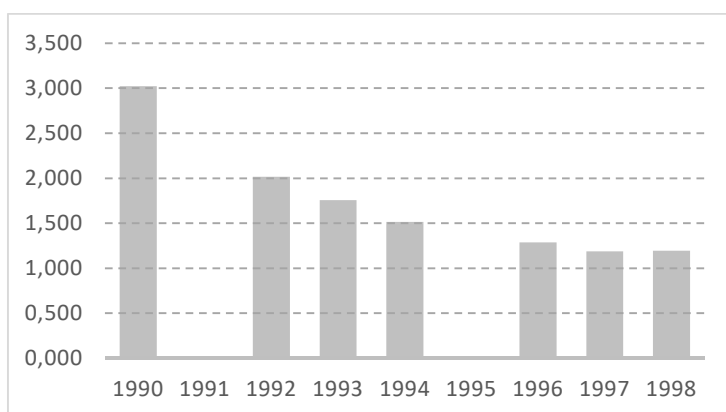
	ACF Produção Bruta	ACF Valor adicionado	Olley-Pakes Valor adicionado
β_l	0,080 (0,000)	0,554 (0,000)	0,506 (0,000)
β_k	0,104 (0,000)	0,684 (0,000)	0,539 (0,000)
β_m	0,813 (0,000)		
Observações	323	323	323

Para a função Cobb-Douglas foram obtidos os seguintes *markups*:

Tabela 8 – Média dos *markups* estimados por ano para a função Cobb-Douglas

	<i>Markup médio</i>	Desvio Padrão	Número de firmas
1990	3.959	2.474	64
1991	---	---	0
1992	1.897	1.460	61
1993	1.904	0.464	58
1994	2.045	0.542	49
1995	---	---	0
1996	1.555	0.921	35
1997	1.326	0.178	30
1998	1.316	0.143	26
Observações			323

Figura 2- Markups estimados por ano para a função Cobb-Douglas



Notamos, portanto, um comportamento de redução dos markups ao longo do período. No entanto, sabemos que o modelo de função Cobb-Douglas não é o mais adequado para comparar estas oscilações dos markups, especialmente em um período de mudanças estruturais no setor, uma vez que os parâmetros de elasticidade são fixos para todos os períodos e firmas, o que faz com que o comportamento dos markups seja fortemente determinado pela proporção de gastos com insumos intermediários.

5.2 – Resultados Translog

Para a estimação Translog serão apresentadas 3 variações em relação ao modelo base, discutido nas seções 3 e 4, para avaliação de robustez do modelo. Os modelos apresentados “Sem Constante” estão simplesmente considerando o cálculo da função de produção sem um intercepto. Para fins de estimação esta diferença se dá na construção da expressão para Ω_{it} . A expressão neste caso assume a seguinte forma:

$$\Omega_{it}(\beta) = \hat{\Phi}_{it} - \beta_k k_{it} - \beta_{kk} k_{it}^2 - \beta_l l_{it} - \beta_{ll} l_{it}^2 - \beta_m m_{it} - \beta_{mm} m_{it}^2 - \beta_{kl} k_{it} l_{it} - \beta_{km} k_{it} m_{it} - \beta_{lm} l_{it} m_{it} - \beta_{klm} k_{it} l_{it} m_{it}$$

Equação 76

Outro teste de robustez realizado foi em relação à estimação não-paramétrica de $\hat{\Phi}_{it}$. As estimações com rótulo “2º Grau” foram calculadas com a inserção das interações de segundo grau na primeira etapa da estimação, ou seja, foram inseridos na Equação 62 os seguintes termos:

$$(\dots) + \sum_{j=1}^2 \beta_{klj} k_{it}^j l_{it}^{2-j} + \sum_{j=1}^2 \beta_{lmj} l_{it}^j m_{it}^{2-j} + \sum_{j=1}^2 \beta_{kmj} k_{it}^j m_{it}^{2-j} +$$

$$\sum_{j=1}^2 \beta_{ki} i_{it}^j k_{it}^{2-j} + \beta_{li} l_{it} l_{it} + \beta_{mi} m_{it} l_{it} + (...)$$

Equação 77

É possível notar que, diferentemente do que ocorreu na estimação anterior, os resultados aqui possuem bastante variação, mostrando uma sensibilidade significativa em relação à estas alterações.

Tabela 9 - Parâmetros estimados para função Translog

	ACF	ACF	2º Grau	2º Grau
	Base	Sem constante	Com Constante	Sem Constante
<i>const</i>	2.362		1.08	
β_l	1.055	1.575	1.249	2.208
β_k	0.685	2.386	1.844	0.632
β_m	1.047	0.718	0.949	1.909
β_{li}	0.046	0.069	0.09	0.229
β_{kk}	-0.058	-0.431	-0.257	0.159
β_{mm}	0.058	-0.16	-0.02	0.38
β_{lk}	0.182	0.389	0.448	0.284
β_{ml}	-0.26	-0.613	-0.549	-0.847
β_{km}	0.002	0.547	0.268	-0.602
β_{lkm}	-0.001	0.004	-0.002	0.017
Observações	323	323	323	323

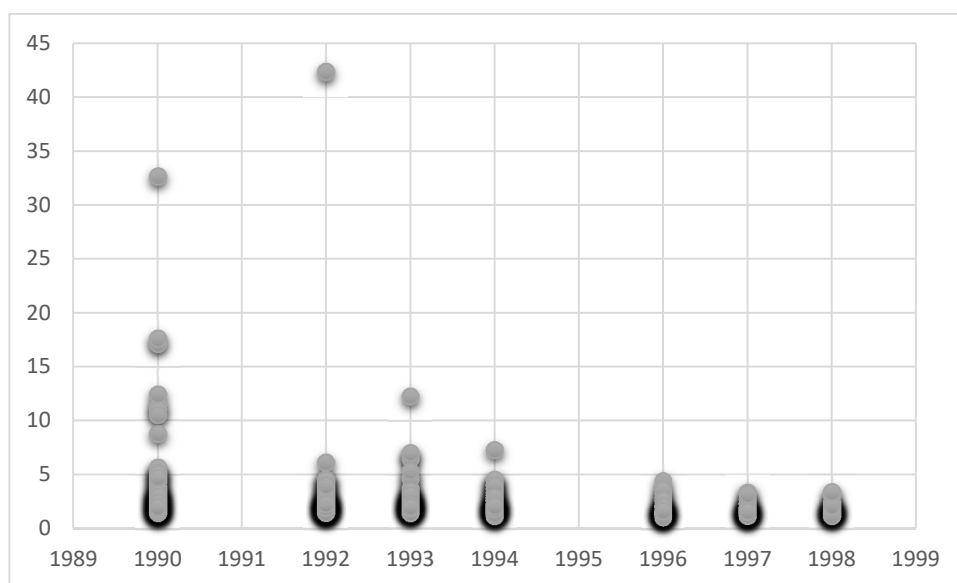
No entanto quando seguimos para a estimação dos *markups* é possível notar que houve uma certa convergência nos resultados, com exceção do último modelo (2º Grau Sem Constante). Além disso, quando observamos o modelo translog é possível notar uma tendência semelhante àquela apontada pelo modelo Cobb-Douglas. Em ambos os casos é possível observar uma tendência de queda entre os anos de 1990 e 1996 e uma tendência de estabilização de 1996 até 1998.

Tabela 10 - Markups estimados por ano para o modelo ACF Base

	<i>Markup médio</i>	Desvio Padrão	Número de firmas
1990	3.786	2.617	64
1991	---	---	0
1992	2.186	2.577	61
1993	2.109	0.557	58
1994	2.203	0.595	49
1995	---	---	0
1996	1.723	0.814	35
1997	1.524	0.244	30
1998	1.556	0.260	26
Observações			323

Esta mesma tendência pode ser observada nos modelos alternativos com exceção do modelo “2º Grau Sem Constante”. Um outro ponto que chama a atenção é a redução do número de firmas no setor. Como vimos, o aumento da pressão da competição externa e o processo de concentração apontado no calendário de privatizações efetivamente reduziram o número de firmas. Isto reforça a importância de ponderar os dados por sua probabilidade de sobrevivência, pois é inevitável que este processo leve a um viés de seleção.

Figura 3- Dispersão dos markups para o modelo ACF Base



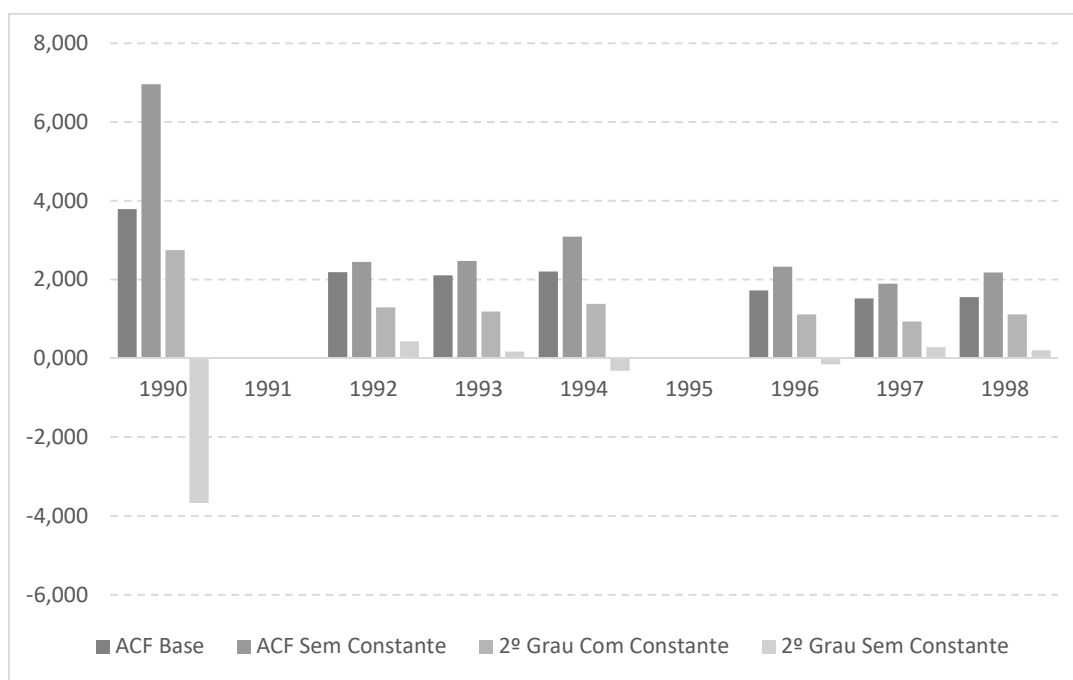
É possível ver pela Figura 3 que houve pontos bastante divergentes, especialmente nos 2 primeiros períodos, mas a maior parte dos dados se concentrou entre 0 e 5.

Tabela 11 - Markups estimados para modelos Translog alternativos

	<i>ACF (Base)</i>	<i>ACF</i>	2º Grau	2º Grau
	<i>Com Constante</i>	<i>Sem Constante</i>	Com Constante	Sem Constante
1990	3.786	6.960	2.748	-3.667
1991	---	---	---	---
1992	2.186	2.447	1.296	0.434
1993	2.109	2.473	1.189	0.171
1994	2.203	3.088	1.383	-0.317
1995	---	---	---	---
1996	1.723	2.330	1.119	-0.152
1997	1.524	1.899	0.935	0.285
1998	1.556	2.180	1.115	0.202
Observações	323	323	323	323

O gráfico abaixo ajuda a notar a tendência que aparece entre estas estimações.

Figura 4- Comparação do resultados dos modelos



O comportamento dos *markups* no último modelo deve ser um ponto de atenção, pois a presente estimação se mostrou altamente dependente de algumas decisões arbitrárias, e não há qualquer garantia de que um resultado que se repita com mais frequência seja, de fato, o mais representativo da realidade.

Outra análise que pode ser feita é analisar o comportamento das firmas que permaneceram no mercado até o último período de análise, pois é possível discutir se a mudança de markup se deu pela alteração interna das firmas ou se ele se deveu a saída das firmas que tinham elevado markup e que não resistiram no mercado quando houve um aumento de concorrência, ou então foram absorvidas por outras firmas. A Tabela 12, abaixo, nos mostra que o mesmo comportamento pode ser observado nas firmas que sobreviveram até o último período de análise. O que nos traz indícios de que tenha havido mudança nos processos internos para que as firmas pudessem lidar com a concorrência externa.

Tabela 12 – Média do Markup das firmas sobreviventes

	<i>Markup médio</i>	Desvio Padrão	Número de firmas
1990	3.731	2.24863	24
1991	---	---	0
1992	1.889	0.463943	26
1993	2.021	0.368816	26
1994	2.183	0.354366	25
1995	---	---	0
1996	1.493	0.390317	24
1997	1.551	0.21853	24
1998	1.556	0.260457	26
Observações			175

Para fins de comparação a Tabela 13 traz os *markups* médios das firmas sobreviventes para cada um dos modelos. Novamente vemos que o modelo “2º Grau Sem Constante” apresenta um resultado consideravelmente dissonante.

Tabela 13 - Markups estimados para modelos Translog alternativos para firmas sobreviventes

	<i>ACF</i>	<i>ACF</i>	2º Grau	2º Grau
	<i>Sem Constante</i>	<i>Sem Constante</i>	Com Constante	Sem Constante
1990	3.731	7.567	2.376	-5.188
1991	---	---	---	---
1992	1.889	2.187	0.822	0.010
1993	2.021	2.581	0.979	-0.319
1994	2.183	3.347	1.249	-0.884
1995	---	---	---	---
1996	1.493	1.914	0.911	0.185
1997	1.551	2.079	0.990	0.167
1998	1.556	2.180	1.115	0.202
Observações	175	175	175	175

5.3 – Discussão

As informações levantadas sobre o setor na seção 1 nos davam indícios de que poderia ter havido um aumento do poder de mercado das firmas do setor metalúrgico. O principal destes indícios era o aumento do preço relativo do aço em relação a outros setores. Outro indício foi o aumento das margens de lucro entre 1992 e 1994 que foi apontado pelo relatório de privatizações do IBGE. Estes indícios foram reforçados pelo comportamento de concentração observado nas privatizações. No entanto, como foi apontado, nenhum destes indícios poderia por si só comprovar este aumento de poder de mercado. Para isso foi necessária uma análise do comportamento dos *markups* destas firmas. A análise dos *markups* indica, grosso modo, quão acima do preço competitivo (concorrência perfeita) estão os preços praticados pelas firmas, sendo, portanto, um indicativo do poder de mercado das firmas. Este poder de mercado pode ser obtido mediante diferenciação de produto (competição monopolística) ou por conta de um mercado oligopolista, com pouca competição.

Quando analisados os *markups* notou-se que não só não foi possível verificar um aumento do poder de monopólio com observou-se um comportamento acentuado de queda nos *markups*. Este comportamento foi acompanhado de uma redução no número de firmas no setor. O que podemos inferir, considerando que os dados estejam corretos, é que de fato houve um aumento da pressão da concorrência externa, que expulsou do mercado as firmas menos competitivas e forçou as firmas restantes a melhorarem seus procedimentos de gestão. Outro ponto interessante é o fato de a queda nos *markups* se estabilizar a partir de 1996, por foi o ano em que foram concluídas as últimas privatizações no setor.

Sobre os dados divergentes encontrados para a estimação com as interações de segundo grau e sem o intercepto é interessante notar que o aumento de *markup* observado entre os anos de 1990 e 1995, com o pico em 1994, seriam condizentes com o comportamento dos observado dos preços relativos de Aço e Derivados observado na Figura 1. O que levanta a possibilidade de esta ser uma representação mais adequada da realidade do setor. No entanto, vimos pela Tabela 13 que este modelo trouxe *markups* negativos. Isto se deve à elasticidades negativas estimadas (uma vez que a proporção de gastos com insumos intermediários não têm assumir valores negativos), o que indica problemas no modelo.

Matheus Gonçalves Cintrão

Referências

- Akerberg, D. A., Caves, K., & Frazer, G. (2015). Identification Properties of Recent Production Function Estimators. *Econometrica*, 83(6), 2411–2451. doi:10.3982/ecta13408
- Amann, E., & Nixon, F. I. (1999). Globalisation and the Brazilian steel industry: 1988–97. *Journal of Development Studies*, 35(6), 59–88. doi:10.1080/00220389908422602
- ANDRADE, Maria Lúcia Amarante de; CUNHA, Luiz Maurício da Silva; VIEIRA, José Ricardo Martins. A siderurgia brasileira no contexto mundial. *Revista do BNDES*, Rio de Janeiro, v. 1, n. 1 , p. [71]-96, jun. 1994.
- ANDRADE, Maria Lúcia Amarante de et al. Siderurgia no mundo. *BNDES Setorial*, Rio de Janeiro, n. 5, p. [3]-29, mar. 1997.
- BNDES 1994, A Siderúrgica Brasileira Pós Privatização, Rio de Janeiro: *BNDES*
- Chamberlain, G. (1982). Multivariate regression models for panel data. *Journal of Econometrics*, 18(1), 5–46. doi:10.1016/0304-4076(82)90094-x
- Christensen, L. R., Jorgenson, D. W., & Lau, L. J. (1973). Transcendental Logarithmic Production Frontiers. *The Review of Economics and Statistics*, 55(1), 28. doi:10.2307/1927992
- Christensen, L. R., Jorgenson, D. W., & Lau, L. J. (1973). Transcendental Logarithmic Production Frontiers. *The Review of Economics and Statistics*, 55(1), 28. doi:10.2307/1927992
- De Loecker, J., Goldberg, P. K., Khandelwal, A. K., & Pavcnik, N. (2016). Prices, Markups, and Trade Reform. *Econometrica*, 84(2), 445–510. doi:10.3982/ecta11042
- De Loecker, J., & Warzynski, F. (2012). Markups and Firm-Level Export Status. *American Economic Review*, 102(6), 2437–2471. doi:10.1257/aer.102.6.2437

Griliches, Z., & Mairesse, J. (1995). Production Functions: The Search for Identification. doi:10.3386/w5067

Hall, R. E., Blanchard, O. J., & Hubbard, R. G. (1986). Market Structure and Macroeconomic Fluctuations. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1986(2), 285. doi:10.2307/2534476

Harrison, A. E. (1994). Productivity, imperfect competition and trade reform. *Journal of International Economics*, 36(1-2), 53–73. doi:10.1016/0022-1996(94)90057-4

IBGE-PIA 1997:

<https://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/livros/liv82484.pdf>

IBGE-PIA 2004:

<https://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/livros/liv4178.pdf>

Kim, H. Y. (1992). The Translog Production Function and Variable Returns to Scale. *The Review of Economics and Statistics*, 74(3), 546. doi:10.2307/2109500

Levinsohn, J. (1993). Testing the imports-as-market-discipline hypothesis. *Journal of International Economics*, 35(1-2), 1–22. doi:10.1016/0022-1996(93)90002-f

Levinsohn, James and Amil Petrin. "Estimating Production Functions Using Inputs To Control For Unobservables," *Review of Economic Studies*, 2003, v70(2, Apr), 317-341

Marschak, J., & Andrews, W. H. (1944). Random Simultaneous Equations and the Theory of Production. *Econometrica*, 12(3/4), 143. doi:10.2307/1905432

Melitz, M. J. (2003). The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity. *Econometrica*, 71(6), 1695–1725. doi:10.1111/1468-0262.00467

Muendler, Marc-Andreas, Trade, Technology and Productivity: A Study of Brazilian Manufacturers 1986-1998 (March 2004). Disponível em :

SSRN: <https://ssrn.com/abstract=525924> or <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.525924>

OLIVEIRA, Gesner. Condicionantes e diretrizes de política para a abertura comercial brasileira. *Texto para a Discussão*, 1993, 313.

Olley, G. S., & Pakes, A. (1996). The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry. *Econometrica*, 64(6), 1263. doi:10.2307/2171831

Pakes, A., & Olley, S. (1995). A limit theorem for a smooth class of semiparametric estimators. *Journal of Econometrics*, 65(1), 295–332. doi:10.1016/0304-4076(94)01605-y

PAVCNIK, N. (2002): “Trade Liberalization, Exit, and Productivity Improvement: Evidence From Chilean Plants,” *Review of Economic Studies*, 69 (1), 245–276

Apêndice

Gráficos individualizados:

