

**UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO DE JANEIRO
INSTITUTO DE ECONOMIA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA**

PEDRO DE OLIVEIRA VALENTE

COMPETIÇÃO IMPERFEITA: TRÊS ENSAIOS EMPÍRICOS

**RIO DE JANEIRO
2014**

PEDRO DE OLIVEIRA VALENTE

COMPETIÇÃO IMPERFEITA: TRÊS ENSAIOS EMPÍRICOS

Tese de Doutorado submetida ao Instituto de Economia da Universidade Federal do Rio de Janeiro como requisito parcial para a obtenção do título de Doutor em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Marcelo Resende

RIO DE JANEIRO

2014

PEDRO DE OLIVEIRA VALENTE

COMPETIÇÃO IMPERFEITA: TRÊS ENSAIOS EMPÍRICOS

Tese de Doutorado submetida ao Instituto de Economia da Universidade Federal do Rio de Janeiro como requisito parcial para a obtenção do título de Doutor em Economia.

Rio de Janeiro 10 de junho de 2014

Prof. Dr. Marcelo Resende (Orientador)
PPGE – UFRJ

Prof. Dr. Getúlio Borges da Silveira Filho
PPGE - UFRJ

Prof. Dr. João Manoel Pinho de Mello
INSPER

Prof. Dr. Leonardo Bandeira Rezende
PUC-RIO

Prof. Dr. André Garcia De Oliveira Trindade
EPGE - FGV

FICHA CATALOGRÁFICA

V154 Valente, Pedro de Oliveira.
Competição imperfeita : três ensaios empíricos / Pedro de Vasconcellos Costa. –
2014.
151 f. ; 31 cm.

Orientador: Marcelo Resende.

Tese (doutorado) – Universidade Federal do Rio de Janeiro, Instituto de Economia,
Programa de Pós-Graduação em Economia, 2014.

Bibliografia: f. 132-134.

1. Organização industrial. 2. Competição. 3. Microeconometria. 4. Análise empírica. I. Resende, Marcelo. II. Universidade Federal do Rio de Janeiro. Instituto de Economia.

III. Título.

CDD 338.7

Dedicatória

Aos meus filhos Gabriel e Alice

Agradecimentos

Agradeço aos meus pais por todo apoio e incentivo durante todos esses anos. Por estarem sempre presentes em todos momentos importantes e ensinarem o valor da busca pelo conhecimento.

Agradeço a minha esposa Luciana pelo carinho e compreensão durante esse longo período de dedicação ao doutorado e por ouvir diversas vezes as minhas explicações para cada um dos ensaios da tese.

Agradeço a toda minha família pela torcida em especial para Daniel, Luisa, Marfisa, Adalberto, Marcia, Roseli, Sergio.

Agradeço ao meu orientador Marcelo Resende por toda sua motivação e conhecimento. Sua dedicação à pesquisa foi uma grande fonte de inspiração para a conclusão desta tese.

Agradeço aos meus amigos Alexandre, Gil e Mariana por todas as nossas conversas e suporte fundamentais ao longo desses anos.

Agradeço aos meus amigos do Mestrado no IE da UFRJ, a experiência durante os dois anos de convivência e aprendizado com certeza me fizeram querer prolongar por mais quatro anos minha dedicação à formação acadêmica. Em especial ao Gilberto, Michelle, Jacob, Dudu, Gabi, Daniel, Renato, Martha e Cristiano.

Agradeço aos meus amigos de equipe na Petrobras André, Patrícia, Priscila, Silvia, Cláudia, Lívia, Carol, Hermes, Luciano e Luigi.

Agradeço à todos os professores do IE que tive a oportunidade de ter aula. Minha admiração é enorme e depois desses seis anos tenho orgulho e certeza de ter passado por um grande centro de pesquisa e conhecimento em Economia.

Agradeço aos meus filhos Gabriel e Alice. Ter sido pai duas vezes durante o doutorado tornou maior o desafio de conclusão da tese mas vocês fizeram esse período muito mais especial.

Resumo

Este trabalho tem como principal objetivo a análise e identificação do comportamento de empresas, e de que forma elas atuam no mercado afetando os seus agentes principais. A competição entre empresas é um tema de grande debate na literatura econômica, em especial no campo de organização industrial.

Esta análise ganha importância, quando observamos que em grande parte dos mercados, as empresas possuem certo grau de poder de mercado e por isso, não atuam somente como uma tomadora de preços e nem como um monopolista.

Com isso, existe espaço para que as empresas possam determinar estrategicamente seus preços e quantidades de forma a obter os melhores ganhos no mercado.

Muitos fatores podem afetar a forma como essa competição irá ocorrer dependendo do tamanho do mercado, o tipo de produto e a forma como este é produzido e de fatores externos tais como o investimento em propaganda e outras estratégias de vendas.

A identificação do comportamento das empresas é necessária tanto na análise de defesa da concorrência, identificando combinação de preços, na regulação de mercados, como também ajuda a entender o efeito de determinados comportamentos para os excedentes dos agentes envolvidos.

Esta tese foi desenvolvida no formato de três capítulos empíricos tendo como elemento comum à competição imperfeita. Sendo assim, no primeiro capítulo analisamos para o mercado de aviação civil no trecho Rio – São Paulo a presença do chamado *Switching Cost* para com isso, testar a hipótese que mercados que apresentem estes custos o efeito da entrada de novas firmas irá disparar um período de guerra de preços.

No segundo capítulo iremos avaliar se no mercado de combustíveis brasileiro podemos identificar um comportamento do tipo apresentado em Ciclos de Edgeworth além de testar o efeito de diversas variáveis relevantes nas probabilidades de transição entre os regimes de subida e de cortes de preço.

No terceiro e último capítulo, iremos analisar a persistência de lucros na economia brasileira através de um teste de raiz unitária para dados em painel e com isso, identificar se na presença de lucros acima do esperado para o mercado estes são diluídos rapidamente como previstos para mercados com competição perfeita.

Abstract

This work has as main objective the identification and analysis of the behavior of firms, and how they act in the market affecting its main actors. The competition between companies is a topic of great debate in the economic literature, especially in the field of industrial organization.

This analysis becomes important when we observe that in most markets, firms have some degree of market power and therefore not only act as a price taker and not as a monopolist.

Thus, there is room to allow businesses to strategically determine their prices and quantities in order to get the best gains in the market.

Many factors can affect how this competition will occur depending on the size of the market, the type of product and how it is produced and external factors such as investment in advertising and other sales strategies.

The identification of firm behavior is necessary both in antitrust analysis, identifying combination of prices, market regulation, but also helps to understand the effect of certain behaviors for the surplus of the agents involved.

This thesis was developed in three empirical chapters and the common element to imperfect competition format. Thus, in the first chapter for the civil aviation market in the stretch Rio - São Paulo we analyzed the presence of so-called Switching Cost and tested the hypothesis that markets showing the effect of these costs entry of new firms will trigger a period of war prices.

In the second chapter we will assess whether the Brazilian fuel market can identify a behavior of the type shown in Edgeworth cycles and test the effect of various relevant variables in the probability of transition between regimes of rising prices and price cuts.

In the third and final chapter, we will examine the persistence of profits in the Brazilian economy through a unit root test for panel data and thus, to identify whether the presence of higher than expected earnings for the market they are diluted rapidly as planned for markets with perfect competition.

Sumário

1	GUERRA DE PREÇOS E CUSTO DE MUDANÇA NA AVIAÇÃO CIVIL BRASILEIRA	13
1.1	Introdução	14
1.1.1	Mercados com Custo de Mudança.	15
1.1.2	Ponte Aérea Rio-São Paulo.	18
1.2	Teste Shy (2002)	25
1.2.1	Metodologia.....	26
1.2.2	Resultados.....	30
1.3	Os Modelos Porter (1983), Klemperer (1989) e Ellison (1994).	33
1.4	Dados	41
1.5	Resultados Empíricos	44
1.6	Conclusão.....	48
1.7	Referências	50
1.8	Anexos	53
1.8.1	Tabelas.....	53
2	ANÁLISE DE CICLO DE EDGEWORTH NO MERCADO DE COMBUSTÍVEIS NO BRASIL	61
2.1	Introdução	62
2.2	Ciclos de Edgeworth	63
2.3	Mercado de Combustíveis	68
2.3.1	Combustíveis.....	69
2.3.2	Frota de Veículos	73
2.4	Dados	76
2.5	Métodos.....	78
2.6	Resultados.....	83
2.6.1	Ciclo Gasolina X Ciclo Etanol	88
2.7	Conclusão.....	90
2.8	Referências	92
2.9	Anexos	95
2.9.1	Anexo 1 – Tabelas Dados Postos.....	95
2.9.2	Anexo 2 – Média dos Preços.....	97
2.9.3	Gráfico Gasolina X Etanol.....	98
2.9.4	Mapa Postos.....	99
3	PERSISTÊNCIA DOS LUCROS NA INDÚSTRIA BRASILEIRA: UM ESTUDO ECONOMÉTRICO	101
3.1	Introdução	102
3.2	Persistência de Lucros	103
3.3	Dados	113
3.4	Abordagem Econométrica	116
3.4.1	Teste de Dependência Cross-Section com dados em Painel.....	116
3.4.2	Teste PANIC.....	122
3.5	Conclusões	130

3.6	Referencias	132
3.7	Anexos	135
3.7.1	Anexo 1 - Gráficos	135
3.7.2	Anexo 2 – Estatística Descritiva	139
3.7.3	Anexo 3 – Testes Dependencia cross-section	141
3.7.4	Anexo 4 – Pressupostos do teste PANIC	147
3.7.5	Anexo 5 - Teste PANIC – Intercepto	148
3.7.6	Anexo 6- Teste PANIC tendência Linear	149
3.7.7	Anexo 7– Resultados Panic	150

Tabelas

Tabela 1-1– Estatística Descritiva.....	43
Tabela 1-2– Resultado modelo Markov Switching.....	45
Tabela 1-3– Resultado modelo 2sls.....	47
Tabela 1-4 – Resultado Causas de Guerras de preço.....	48
Tabela 1-5- Passageiros e Voos domésticos (Fonte: Anuário Estatístico da ANAC -2010) ...	53
Tabela 1-6 - Estatística Descritiva.....	55
Tabela 1-7- Dados de Switch cost e Tarifa média por empresa.	56
Tabela 1-8 - Dados Mensais Tarifa média e Switch cost	57
Tabela 1-9 -Análise de Regressão – Switch Cost.	60
Tabela 2-1– Estatística descritivas	78
Tabela 2-2– Resultado modelo Inicial	85
Tabela 2-3– Efeito Marginal Densidade	86
Tabela 2-4–Efeito Marginal – Densidade X Renda	86
Tabela 2-5–Efeito Marginal Pequenas empresas.....	87
Tabela 2-6– Efeito Marginal Índice de Concentração	88
Tabela 2-7 – Efeito Marginal Numero de postos (proximidade < 5km).....	88
Tabela 2-8– Efeito Marginal Ciclo Etanol	89
Tabela 2-9– número de postos por Bandeira.....	95
Tabela 2-10– Postos por Região.....	95
Tabela 2-11– Postos por Bandeira X Postos por Região	96
Tabela 2-12 Preço Médio Gasolina X Região	97
Tabela 2-13– Preço Médio Etanol X Região	97
Tabela 2-14 – Média Preço.....	98
Tabela 3-1 – resumo empresas	115
Tabela 3-2 – Valores Críticos MQ.....	126
Tabela 3-3 Escolha do número de fatores	128
Tabela 3-4 – Estatística de Teste PANIC.....	129
Tabela 3-5 Dados – Desvio do lucro considerando todas as empresas.	139
Tabela 3-6 Desvio do lucro considerando empresas do setor	140

Figuras

Figura 1-1 – Gráfico resumo número de participantes	24
Figura 1-2 – Gráfico tarifa média	42
Figura 1-3– Gráfico Efeito Entrada X Preço	43
Figura 1-4– Gráfico Regimes	46
Figura 2-1– Gráfico Ciclos de Edgeworth	65
Figura 3-1 – Gráfico desvio por Empresa	135
Figura 3-2 – Gráfico desvio por empresa no setor	136
Figura 3-3 – Gráfico Agrupado de desvio	137
Figura 3-4 - Gráfico Agrupado de desvio no setor	138

1 Guerra de Preços e Custo de Mudança na Aviação Civil Brasileira

Resumo

A presença de custos de mudança (*switching costs-SC*) afeta de maneira significativa o comportamento das firmas e representa um aspecto relevante na literatura de organização industrial. Neste ensaio, iremos apresentar os principais aspectos relacionados à presença destes custos para o consumidor buscando identificar no mercado de aviação civil brasileira seu efeito tanto na dinâmica competitiva quanto no preço praticado pelas firmas. Inicialmente é necessário identificar a magnitude do SC neste mercado, através do teste apresentado em Shy (2002), e analisar de que forma este se comporta para os dados analisados. Além disso, buscamos testar um comportamento apontado pela literatura desenvolvido em Klemperer (1989) onde, na presença de SC, a entrada de uma nova firma poderá levar a uma guerra de preços. Para isso, utilizaremos a abordagem desenvolvida em Porter (1983), Ellison (1994) e os resultados encontrados apontam a presença significativa de SC e também a entrada de novas firmas como uma variável significativa para a ocorrência de guerra de preços utilizando a base de dados da Ponte-Aérea Rio-São-Paulo.

1.1 Introdução

Neste ensaio, iremos analisar o papel do custo de mudança (switching cost –SC) para o setor de aviação civil brasileira, mais especificamente para a ponte aérea Rio-São Paulo, trecho de grande relevância para este mercado. O SC aparece em mercados onde ocorre a repetição das decisões de compra dos consumidores e por razões tanto financeiras como de suas preferências, estes apresentam um custo de modificar sua decisão de compra inicial e por isso, encontram-se de certa forma presos a esta escolha.

Com isso, as firmas ganham poder de mercado em relação aos consumidores que já apresentam um SC significativo e ao mesmo tempo concorrem com as demais firmas pelos consumidores entrantes neste mercado e por isso, apresentam nenhum ou baixo SC. A proporção dos períodos que a firma se aproveita do seu poder de mercado e por isso, cobra preços maiores de seus consumidores que apresentam SC alto e períodos que a firma esta praticando preços mais baixos para competir por novos entrantes afeta diretamente o comportamento deste mercado causando impacto tanto para os consumidores como também para órgãos reguladores e demais agentes relacionados a este mercado.

Alguns aspectos serão abordados de forma a identificar qual impacto da presença deste custo tanto na formação do preço quanto na dinâmica competitiva entre as empresas analisadas.

Para isso, iremos organizar o artigo da seguinte forma. Na primeira seção, além desta introdução, iremos abordar os principais aspectos relacionados aos mercados com a presença de Switching Cost, apresentando também trabalhos com aplicação em alguns setores da economia. Ainda será apresentada uma breve análise da ponte aérea Rio-São Paulo, identificando os principais acontecimentos históricos para análise dos resultados apresentados em nosso modelo.

Na segunda seção iremos apresentar a abordagem avançada por Shy (2002) para identificar e medir a presença de SC a partir de uma base de dados consolidada. Uma vez que o SC é uma variável não observada esse é um ponto de grande relevância para estudos empíricos sobre o tema e por isso, apresentaremos sua metodologia como também os resultados quando aplicados os dados da ponte

aérea. Além disso, estimamos alguns modelos para identificar quais variáveis podem influenciar na formação do SC. Esta abordagem foi utilizada em Fredrik e Asa (2006) e seguiremos neste ensaio.

Na terceira seção será apresentada a abordagem empírica apresentada em Porter (1983), Ellison (1994) com o objetivo de avaliar se o efeito de novos entrantes em mercados com a presença de SC esta de acordo com o previsto pelo modelo teórico de Klemperer (1989). Estes trabalhos são a base para a análise deste artigo onde, os dois primeiros buscam identificar, baseado no modelo de identificação e punição em oligopólios apresentado em Green e Porter (1984), através da estimação de um modelo de oferta e demanda os períodos nos quais os mercados apresentam um comportamento colusivo e os períodos de guerra de preços. Iremos utilizar a metodologia apresentada nestes artigos para identificar esses períodos na ponte aérea e com isso, testar a hipótese apontada em Klemperer (1989) de guerra de preços causada pela entrada de uma firma em mercados com Switching Cost.

Na quarta seção iremos apresentar a base de dados obtida com a Agência Nacional de Aviação civil para a ponte aérea apresentando uma breve análise descritiva. Na quinta seção iremos apresentar o modelo estimado e os principais resultados obtidos.

Na última seção, iremos apresentar as principais conclusões e possíveis próximos para trabalhos futuros. Como resultados encontramos a relação positiva do SC nas tarifas praticadas no trecho e também encontramos um efeito negativo da entrada da uma empresa na probabilidade de comportamento colusivo neste mercado.

1.1.1 Mercados com Custo de Mudança.

Em mercados onde os consumidores tem a percepção ou incorrem em custos para mudar para um produto concorrente, podemos dizer que neste mercado há um custo de mudança dos consumidores para modificar sua decisão de compra feita em um período inicial. Conforme apresentado em Klemperer (1995) a presença do custo de mudança, implica em maior grau de poder de mercado para as firmas, na medida em que seus consumidores repetem a escolha por seus produtos.

Nestes mercados, a participação de mercado atual das firmas é um importante componente na determinação do nível de lucros futuros das firmas. Isto deve-se ao fato que as firmas estão diante de um trade-off onde devem optar por aumentar sua participação de mercado cobrando preços mais baixos e com isso, ganhar novos consumidores que com a repetição de suas compras irão no futuro apresentar um custo de mudança, ou cobrar preços mais altos e com isso, se beneficiar dos custos de mudança adquiridos dos consumidores atuais.

A relação do SC e o preço de mercado não está ainda totalmente definida na literatura, uma vez que o mercado estaria oscilando em períodos nos quais as firmas estão praticando preços mais baixos na busca de uma maior participação de mercado e períodos onde os preços estão maiores aproveitando os consumidores que estão lock-in podendo prevalecer tanto o primeiro como o segundo. O efeito do SC no preço foi objeto de alguns estudos tais como Cabral (2008), Dube et al. (2007), Arie e Grieco (2010) e Doganoglu (2010)), que apontam para uma relação negativa entre o SC e os preços. Por outro lado, Beggs e Klemperer (1992), To (1996) e Viard (2007) e Park (2009) encontram uma relação inversa.

Alguns pontos parecem relevantes nesta relação como o número de períodos do modelo analisado (ex. dois ou infinito), a magnitude do SC, sendo perfeito em mercados onde o consumidor não consegue alterar sua decisão e imperfeito quando é possível, a existência de discriminação de preços entre consumidores antigos e novos e a participação destes no mercado, e a racionalidade dos consumidores podendo ser míope quando leva em consideração apenas o preço do primeiro período sem incorporar suas expectativas futuras de preço.

Outro ponto relevante na análise de mercados com a presença de SC é a dinâmica da competição entre as empresas. Em Farrell e Shapiro (1988) os autores apontam que a presença de SC promove, em conjunto com economias de escala, a entrada de novas firmas, pois, as firmas incumbentes se especializam em seus consumidores que possuem custo para mudar e acabam deixando os novos consumidores para as firmas entrantes que são atraídas pelos lucros gerados neste mercado. Já em Klemperer (1995) o autor indica que a presença de switch cost pode representar na verdade uma barreira à entrada de novas firmas além de ter alto custo para o bem-estar, com em Klemperer (1988).

Além disso, Klemperer (1989) relaciona a entrada de novas firmas a um período de guerra de preços em mercados com SC. Esta competição pode surgir de forma natural como equilíbrio das estratégias das firmas, pois, a firma entrante pratica um preço baixo com o objetivo de capturar participação de mercado, enquanto as firmas incumbentes respondem cortando seus preços para manter sua participação no mercado. Este aspecto é de grande importância na análise deste artigo e será mais bem detalhado nas seções posteriores.

Muitos artigos analisaram a presença de SC em mercados selecionados tais como Barone et al. (2011) analisam seu efeito no mercado de crédito onde o SC pode ter origem no custo associado ao fechamento e abertura de novas contas, no custo de aprendizado de novas regras e taxas do novo banco e na perda de benefícios relacionados ao tempo de relacionamento entre o banco e o correntista. Utilizando Uma base de dados no nível da firma para quatro grandes bancos italianos locais, foram identificados significativos custos associados à troca do banco prestador principal e com isso, significativa inércia na decisão dos tomadores de empréstimos. Além disso, é feita discriminação nas taxas sendo mais favoráveis para os novos tomadores em relação aos antigos de forma a ganhar participação de mercado.

Ainda no setor bancário Kim et al. (2003) utilizam dados em painel para medir a significância e a magnitude do SC, além das probabilidades de transição dos consumidores, em Hannan (2008) o autor analisa o comportamento das taxas cobradas pelos bancos em mercados com imigração e emigração, encontrando para o primeiro maiores taxas em relação ao segundo. Além disso, observa que o SC pode variar de acordo com o tipo de produto oferecido pelo banco.

Em Chen (2011), é analisado o efeito do SC nas indústrias de rede, indicando que a interação entre esses dois elementos podem impactar tanto na estrutura do mercado com também no preço praticado. Quando os consumidores possuem uma opção de saída, o SC neutraliza a tendência de dominância de mercado encontrado nas indústrias de rede, porém, com a opção de saída o SC contribui para essa dominância. Em relação ao preço, o autor encontra uma redução no preço quando o componente de rede é modesto e existe a opção de compra, porém, tem um efeito ao contrário quando essas condições não são encontradas.

1.1.2 Ponte Aérea Rio-São Paulo.

A aviação civil brasileira sofreu, nos últimos anos, uma série de modificações que alteraram o modelo de negócio no setor. Alguns artigos analisaram estas mudanças tais como Lovadine (2006) e Oliveira (2007), sendo apresentada uma análise dos principais eventos do setor nas últimas décadas.

Como pontos principais de mudança regulatória, Oliveira aponta dois períodos principais para análise do setor aéreo. O primeiro foi iniciado na década de 60 e foi caracterizado por uma competição controlada, sujeita às condições da política industrial vigente na época. O segundo período, iniciado na década de 90, foi marcado pela flexibilização dos controles pelo estado gerando uma maior desregulamentação do mercado.

As décadas que antecederam esse processo de flexibilização nos anos 90 representam um período de forte controle do mercado, com a divisão do mesmo entre quatro empresas nacionais, operando as principais ligações inter-regionais, cinco empresas regionais, responsáveis pelo transporte intra-regionais do país. Neste período, tanto preços como as frequências de voos eram controladas pelas autoridades e a entrada de novos participantes estava proibida.

O processo de flexibilização iniciado, conforme mencionado anteriormente, na década de 90 foi coordenado pelos órgãos CONAC (Conselho de aviação Civil) e DAC (Departamento de Aviação Civil). Este processo teve três rodadas relevantes, ainda segundo Oliveira, que ocorreram nos anos de 1992, 1998 e 2001.

A primeira rodada da liberação extinguiu os monopólios das empresas aéreas regionais, com exceção das chamadas linhas aéreas especiais que faziam a ligação entre São Paulo, Rio de Janeiro, Belo Horizonte e Brasília. Além disso, as bandas tarifárias introduzidas no final da década de 80 sofreram alteração de -25 % e +10 % para -50% e +32 % em relação à tarifa de referência, dando maior flexibilidade para a escolha das firmas.

Na segunda rodada da liberalização, a remoção, da medida de bandas tarifárias e do monopólio das linhas aéreas especiais, gerou um período de forte

competição, tanto em preços das tarifas¹ como também uma corrida por ganhos nas frequências de voos. Porém, o processo de competição entre as empresas foi fortemente impactado pela conjuntura macroeconômica da época, em especial pela forte desvalorização do real frente ao dólar em 1999, gerando um choque de custos para o setor e inibido grandes cortes estratégicos nos preços das tarifas.

Na terceira rodada, entre 2001 e 2002, foi implementada a total flexibilização dos preços, dos processos de entrada das firmas, do número de voos e de novos aviões, dando maior flexibilidade para a adoção de diferentes estratégias competitivas por parte das firmas. Porém, no último período, iniciado em 2003, em grande parte como resposta à crise financeira enfrentada pela VARIG, ocorreu à volta de uma maior atuação do estado no setor, desta vez como regulador, avaliando as práticas de concorrência e adotando medidas para o direcionamento do desenvolvimento do mercado.

Com isso, a partir da primeira década de 2000, como o desafio para os órgãos responsáveis pelo acompanhamento na aviação civil era realizar a regulação do setor aéreo e foi criada em 2005 a Agência Nacional de Aviação Civil (ANAC).

Uma análise histórica e crítica detalhada sobre o caso da regulação aérea no Brasil foi apresentado em Salgado (2009). Em um primeiro momento após a liberação, as empresas aéreas, motivadas pela maior concorrência e pela busca de maior eficácia operacional, geraram uma grande concentração de voos em aeroportos centrais, como em São Paulo e Brasília. Outra característica observada por Salgado no período pós-liberalização é a grande concentração deste mercado nas duas principais empresas do setor no cenário atual, a TAM e a GOL.

Apesar da liberação do mercado, alguns pontos ainda se tornavam impeditivos para a maior competição, permitindo uma grande concentração de mercado como apresentado acima. Apesar de não haver grandes barreiras para novos entrantes, as práticas comerciais por parte das incumbentes e a limitação do capital estrangeiro em 20 % nas empresas aéreas nacionais, dificultaram uma maior competição no setor.

¹ No período, apesar da flexibilização, ainda era necessária a autorização para alterações das tarifas cheias praticadas pelas empresas aéreas.

Com a liberação de novas entradas, na primeira década dos anos 2000, pode ser destacada a entrada de três firmas no mercado. A diferença do comportamento do mercado em relação à entrada das novas empresas foi apontada em Oliveira (2009). O autor analisou as principais razões para o resultado da entrada destas firmas, tanto na resposta das suas concorrentes como também no sucesso comercial destas empresas.

O primeiro caso analisado foi a entrada da GOL linhas aéreas em 2001, que adotou um modelo de negócio de *Low-Cost Low Fare*, ainda inédito no mercado brasileiro. O autor aponta para o grande sucesso obtido em sua entrada no mercado, obtendo grande participação de mercado logo nos primeiros anos, e divide em duas fases a atuação competitiva da GOL, conforme destacado abaixo.

- Fatores que contribuíram para o crescimento acelerado da Gol na sua primeira fase: preços visivelmente menores, publicidade agressiva, estímulo de demanda, saída da Transbrasil, acesso ao aeroporto de Congonhas desde o primeiro ano de operações (2001) e ao aeroporto de Santos Dumont e à Ponte Aérea Rio de Janeiro – São Paulo desde o segundo ano (2002).

- Fatores que contribuíram para o arrefecimento do crescimento da Gol em sua segunda fase: queda dos preços da concorrência, aumento dos custos com a desvalorização cambial de 2002, code share Varig-TAM (2003), medidas de regulação adotadas pelo Departamento de Aviação Civil, com congelamento de oferta (2003) e restrições à precificação agressiva (2004).

Em 2005 foi à vez da WEB-JET entrar no mercado, no entanto sem obter o mesmo sucesso. Apesar de ter adotado a mesma estratégia inicial da GOL de Low-Cost e Low-Fare, algumas diferenças tornaram a entrada da WEB-JET de menor impacto no mercado. Os principais motivos foram à entrada com apenas uma aeronave, a adoção de um preço único e a venda exclusiva através da internet em site próprio.

A entrada da AZUL em 2008 foi diferenciada em relação às empresas anteriores. Essa empresa adotou uma estratégia de utilização de aeronaves

menores e com isso, alcançou menores aeroportos com voos diretos. Além disso, a estratégia de competição nas tarifas foi mais moderada.

A reação das empresas incumbentes às novas entrantes foi analisada também em Oliveira, através de um modelo econométrico para o Yield médio cobrado pelas empresas, sendo evidenciado que a presença da GOL no mercado levou a uma redução de aproximadamente 14 % para todo o período da amostra de 2001 até 2004.

Outro ponto de destaque no período pós liberação ocorreu com o acidente da aeronave da Gol em 2006 e, posteriormente, o acidente com a aeronave da TAM em 2007, quando foram apontadas diversas dificuldades do setor. Nesse período, conhecido como apagão aéreo, foram apontadas falhas nas infraestruturas dos aeroportos, nas condições de trabalho dos operadores de voo e os problemas relacionados à grande concentração de voos nos aeroportos mencionada anteriormente.

Com o início da maior concorrência, a identificação da conduta das empresas se tornou uma variável de grande interesse para a identificação de possíveis práticas danosas a concorrência neste mercado. Em Lovadine (2006) foi analisado o comportamento das empresas aéreas através da estimação de um parâmetro de conduta da Nova organização Industrial Empírica (NOIE).

Neste artigo os autores, apesar de dados apontarem para um possível evento de coordenação no aumento dos preços das passagens para o trecho Rio-São Paulo, rejeitam a hipótese de comportamento de conluio. Outra questão analisada, relacionada à concorrência das empresas foi a grande divulgação dos preços das tarifas através do sistema Airline Tariff Publishing Company (ATPCO) que contribuiu para uma maior facilidade de colusão tácita entre as firmas, dificultando assim a prática de regulação deste mercado.

Para a análise do comportamento das empresas, os autores utilizam como premissa o conceito de mercado relevante para análise do setor de aviação civil no Brasil, utilizando o trecho Rio-São Paulo, e apontam para dificuldades deste tipo de análise tais como o contato multimercado entre as empresas. Além disso, os autores

assumem as viagens como um produto heterogêneo² onde as firmas podem se diferenciar por vantagens na frequência, horários de voos e também pelos seus números de destinos, programas de milhagens, alianças e atendimento a bordo.

As empresas nacionais possuem seus programas de milhagens e de alianças, ambos os fatores que podem contribuir para a escolha de compra dos consumidores. A TAM foi a primeira empresa brasileira a utilizar o programa de milhagem (fidelidade) em 1993, sendo seguida pela VARIG em 1994. A GOL deu início ao seu programa de milhagem com a compra em 2007 do programa Smiles da Varig. Atualmente, além do programa Smiles e Fidelidade, a AZUL possui o programa Tudo Azul e AVIANCA possui o programa Amigo, iniciados em 2009 e 2007 respectivamente.

Em relação às alianças comerciais, a TAM faz parte da Rede Star Alliance, principal rede de empresas aéreas do mundo, com 25 empresas participantes. Com isso, pontos adquiridos no programa de milhagem da TAM podem ser utilizados em diversas empresas aéreas que fazem parte desta rede. A GOL também possui aliança com a Air France, KLM, American Airlines e Delta Airlines.

O mercado relevante mencionado acima, a Ponte aérea Rio-São Paulo, é a principal rota da aviação civil comercial no Brasil, fazendo a ligação entre os aeroportos de Congonhas em São Paulo e Santos Dummont no Rio de Janeiro, responsável por aproximadamente 39 mil voos, transportando cerca de 5,7 milhões de pessoas ao ano, segundo o último anuário estatístico da Agência Nacional de Aviação Civil (ANAC) para o ano de 2010³.

O início da Ponte Aérea ocorreu em 06 de julho de 1959, quando três grandes empresas que operavam na rota Rio-São (VASP, VARIG e Cruzeiro do Sul) resolveram se organizar de forma a melhorar o nível de ocupação de suas aeronaves, e também como resposta as práticas comerciais agressivas da principal empresa do setor na época, a Real - Redes Estaduais Aéreas Ltda.

² O autor avalia que esta hipótese está sujeita a grande debate uma vez que o SEAE e o CADE avaliam como um produto homogêneo.

³ Os valores de números de voos e números de passageiros para as principais rotas do país, encontram-se na tabela 1 em anexo ao artigo.

Já em 1960 a ponte aérea transportou cerca de 380 mil passageiros. No ano seguinte, a VARIG absorveu a Real, apesar das tentativas de reação à ponte aérea por parte desta empresa, tornando-se a maior empresa de aviação no Brasil e acabando com a concorrência da ponte aérea no trecho Rio-São Paulo.

Em 1964 ocorreu à entrada de duas novas empresas no pool de empresas da ponte-aérea, a Panair do Brasil e a Sadia. A primeira foi à falência em 1965 e as empresas restantes mantiveram uma divisão da operação que ficaria inalterada até a década de 1990: Varig (52%), VASP (22%), Cruzeiro do Sul (19%) e a Sadia (7%), que depois se transformou na Transbrasil.

No início da década de 70, após dois acidentes fatais, foi crescente a ideia que deveria haver uma padronização das aeronaves que operavam no trecho. Em 1975 foi decidido que somente aviões turboélices e quadrimotores seriam aceitos na ponte aérea. Na época, apenas a VASP e VARIG possuíam este tipo de avião, o que representou uma grande vantagem para estas companhias e levou a necessidade de arrendamento das aeronaves da Varig por parte do Cruzeiro do Sul e da Transbrasil.

Ainda em 1975, a Varig adquiriu a Cruzeiro do Sul, ficando com 71 % do mercado, apesar de continuar operando com os dois nomes. O período de meados da década de 70 até meados da década de 80 é considerado o período de ouro da ponte aérea, com grande destaque para o avião Eletra, que apresentava uma grande eficiência operacional, segurança e alto padrão dos serviços a bordo, principalmente oferecidos pela VARIG.

A partir de 1989 uma nova participante entrou no mercado, introduzindo um pouco mais de concorrência para as quatro empresas dominantes. Tal empresa mencionada, a TAM, inicialmente adotou a qualidade do serviço como sua principal tática para concorrer no mercado, operando a Super Ponte TAM. Em 1990 foi a vez da Rio-sul entrar na competição.

Na década de 90 os aviões Eletra já representavam altos custos operacionais e a necessidade de reparos se tornava cada vez mais frequente. Em 1991 ocorreu à mudança da aeronave utilizada na ponte aérea, e os aviões a jato passaram a serem as principais aeronaves voando no trecho.

Em 1998 a Varig deixou a ponte aérea e começou a operar em conjunto com a Rio Sul, enquanto a VASP e a Transbrasil tentaram operar em pool na mesma época. Com isso, em 1999, foi decretado oficialmente o fim da ponte aérea e deu lugar um trecho com voos frequentes operados pela diferentes empresas.

Nos anos 2000 a Transbrasil deixou de voar no trecho Rio-São Paulo. A Vasp apresentou grandes dificuldades financeiras, deixando inclusive de voar em alguns casos por falta de aeronave, em 2005 encerrou suas atividades.

A entrada da Gol foi outro grande evento do início dos anos 2000, inicialmente com a proposta de Low-cost, que ganhou grande participação no mercado e comprou a VARIG no início de 2007. Atualmente quatro firmas operam neste trecho, sendo elas a GOL, TAM, AVIANCA e WEBjet. Até meados de 2010 e Webjet ainda não tinha presença significativa na ponte aérea. Abaixo segue gráfico resumindo as principais movimentações das empresas para o período de 1999 e 2010 com destaque para as entradas da Gol e Avianca que são pontos chaves para nossa análise.

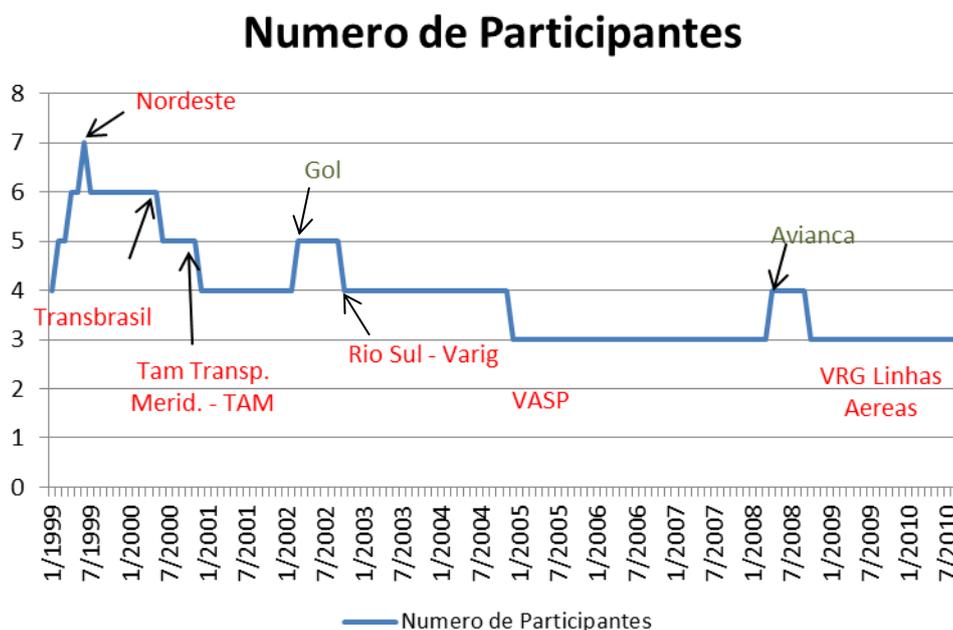


Figura 1-1 – Gráfico resumo número de participantes

Com isso, observa-se que o mercado de aviação civil possui características e histórias próprias, que acompanharam as mudanças de política econômica enfrentadas pelo Brasil nas últimas décadas. A concorrência entre as empresas no

setor possui muitas características especiais e por isso, se torna de grande interesse para análise no campo de organização industrial.

O trecho Rio-São Paulo merece grande destaque neste mercado e, como apresentado anteriormente, por sua grande relevância sempre foi alvo de grandes disputas comerciais das principais empresas da aviação civil brasileira e, por isso, se torna de grande representatividade para a análise do setor aéreo.

Data	Evento
1959	Início da Ponte Aérea com as empresas VASP, VARIG e Cruzeiro do Sul
1961	A VARIG absorveu a Real
1964	Entrada de duas novas empresas no pool de empresas da ponte-aérea, a Panair do Brasil e a Sadia
1965	Falência da Panair
1975	A Varig adquiriu a Cruzeiro do Sul
1975-1985	Época de ouro com avião eletra
1989	Entrada da TAM na ponte aérea
1990	Entrada da Rio Sul
1991	Entrada dos aviões a jato
1992	Primeira rodada de liberalização - bandas tarifárias de -50% e +32
1998	Varig deixou a ponte aérea
1998	Segunda rodada de Liberalização - Remoção da bandas tarifárias
1999	Fim da ponte aérea
2001	Entrada da Gol na ponte aérea
2001-2002	Terceira rodada de liberalização - foi implementada a total flexibilização dos preços, dos processos de entrada das firmas, do número de voos e de novos aviões
2008	Entrada da Avianca no trecho Rio -São paulo

1.2 Teste Shy (2002)

Nas seções anteriores, foram apresentadas as principais questões relacionadas aos mercados que apresentam custo de mudanças e os principais eventos ocorridos no mercado de aviação civil brasileiro nas últimas décadas. Nesta seção, será apresentada e analisada a metodologia que iremos utilizar na busca de mensurar o custo de mudança para a ponte aérea Rio-São Paulo, e com isso, identificar suas fontes e impactos.

Conforme apresentado anteriormente, o custo de mudança ocorre quando em mercados onde há a repetição da compra de um determinado produto, o consumidor apresenta custo em alterar sua decisão inicial. A razão pela qual é gerado esse custo pode ser tanto aspectos financeiros, como em casos de descontos e programas de fidelidade, e também aspectos psicológicos associados à utilidade de cada consumidor.

Com isso, o custo de mudança pode estar associado a variáveis que não podem ser observadas e por isso, sua quantificação se torna um desafio para sua análise. Neste ensaio iremos utilizar a metodologia apresentada em Shy (2002), principalmente devido a sua simplicidade de aplicação sendo necessários apenas os dados de preços e participação de mercado para o cálculo do custo de mudança. Nesta seção será apresentada esta metodologia, para os casos de duas ou mais empresas, e na próxima seção será apresentada o resultado encontrado para o caso da ponte aérea Rio-São Paulo.

Além da simplicidade de aplicação, a metodologia apresentada por Shy, o comportamento das empresas utilizado como premissa para obtenção da fórmula para o cálculo do custo de mudança, também está alinhado com o equilíbrio de, amplamente utilizado na literatura.

1.2.1 Metodologia

Inicialmente iremos apresentar o caso para duas firmas A e B produzindo bens A e B respectivamente. Além disso, temos N_a e N_b que representam os consumidores que consumiram A e B respectivamente e P_a e P_b os preços dos respectivos bens. O custo de mudança é representado por S e as utilidades dos consumidores que consumiram A e B e dado em U_a e U_b . Logo as utilidades dos consumidores seriam representadas conforme as equações abaixo.

$$U_a \stackrel{\text{def}}{=} \begin{cases} -P_a & \text{permanecendo consumindo A} \\ -P_b - S & \text{Mudando a decisão de consumo para B} \end{cases}$$

$$U_b \stackrel{\text{def}}{=} \begin{cases} -P_b & \text{permanecendo consumindo B} \\ -P_a - S & \text{Mudando a decisão de consumo para A} \end{cases}$$

Agora definindo n_a e n_b com os consumidores determinados endogenamente de A e B em um segundo período, teremos as seguintes condições abaixo.

$$n_a = \begin{cases} 0 & \text{se } P_a > P_b + S \\ N_a & \text{se } P_b - S \leq P_a \leq P_b + S \\ N_a + N_b & \text{se } P_a < P_b + S \end{cases}$$

$$n_b = \begin{cases} 0 & \text{se } P_b > P_a + S \\ N_b & \text{se } P_a - S \leq P_b \leq P_a + S \\ N_b + N_a & \text{se } P_b < P_a + S \end{cases}$$

Além disso, o autor utiliza as seguintes definições para o relacionamento com o equilíbrio de Nash.

Definição 1: A firma i irá *UnderCut* a firma J se escolher preço tal que $p_i < p_j - S$, sendo $i = A, B$ e $i \neq j$, ou seja, a firma i irá subsidiar o custo de mudança para os consumidores de B e com isso, obter todos os consumidores $N_a + N_b$.

Definição 2: O par de preços $\langle p_a^u, p_b^u \rangle$ satisfaz a condição de propriedade de Cortes para baixo (*Undercut Proof Property*) (UPP) se:

(a) Para p_b^u e n_b^u dados, a firma A escolhe um preço (p_a^u) tal que:

$$\pi_b^u = p_b^u n_b^u \geq (p_a^u - S)(N_a + N_b)$$

(b) Para p_a^u e n_a^u dados, a firma b escolhe um preço (p_b^u) tal que:

$$\pi_a^u = p_a^u n_a^u \geq (p_b - S)(N_a + N_b)$$

(c) Com isso, a distribuição dos consumidores entre as firmas será dada conforme as condições mencionadas anteriormente.

Resolvendo as condições acima para o caso de igualdade, teremos o resultado a seguir:

$$p_a^u = \frac{(N_a + N_b)(N_a + 2N_b)S}{(N_a)^2 + N_a N_b + (N_b)^2} \quad p_b^u = \frac{(N_a + N_b)(2N_a + N_b)S}{(N_a)^2 + N_a N_b + (N_b)^2}$$

Para a aplicação aos dados, será feita uma extensão do modelo apresentado acima para o caso de N firmas, que será apresentado a seguir. Iremos supor agora que temos o número de firmas $I \geq 2$ indexadas da seguinte forma $i = 1, 2, \dots, I$ e com p_i representando o preço da firma i .

Neste caso, o autor argumenta que a análise de cada firma em relação à possibilidade de cortar preços (Undercut) em relação às empresas rivais é feita para apenas uma rival em cada período, uma vez que é observada normalmente uma maior competição envolvendo dois competidores.

Além disso, considerando a condição da UPP, observa-se que a empresa mais lucrativa é aquela que possui maior participação de mercado e a menos lucrativa é aquela com menor parcela de consumidores. Com isso, a firma com menor participação de mercado é a que possui maior incentivo de cortar preços que seus rivais. Ordenando as firmas pelo seu tamanho de mercado e sendo N sua participação de mercado teremos que:

$$N_1 > N_2 > \dots > N_I$$

Pelo relacionamento da participação de mercados e da lucratividade das empresas e conseqüentemente com o incentivo para cortar preços as seguintes condições podem ser afirmadas:

- Cada firma $i \neq I$ teme ter cortes de preços iniciados pela firma I , e por isso, selecionam seu preço em referencia ao preço adotado pela firma I de modo que a firma I não ache lucrativo iniciar um corte de preços.

- A firma I , teme ter cortes de preços pela firma 1 , e por isso, selecionam seu preço em referencia ao preço adotado pela firma 1 de modo que a firma 1 não ache lucrativo iniciar um corte de preços.

Deste modo podemos construir uma equação relacionando preço e quantidade ao custo de mudança de modo que seu calculo seja possível com a obtenção destas variáveis. Logo, sendo S o custo de mudança observado pelos consumidores e pelas firmas, mas não pelo analista, obtemos o seguinte resultado.

$$\pi_I = p_I N_I = (p_i - S_i)(N_i + N_I)$$

Pela equação acima temos as firmas $i \neq I$ assumem o preço p_I como dado e escolhem seu preço p_i tal qual não seja lucrativo para a firma I cortar os preços *em relação* as demais firmas. Sendo assim, resolvendo para a igualdade teremos:

$$S_i = p_i - \frac{N_I p_I}{N_i + N_I}, \quad i \in \{1, \dots, I-1\}$$

A firma I , a firma com a menor participação no mercado, escolhe seu preço p_I , assumido o preço da firma 1 como dado, de forma que não seja lucrativo para a firma 1 cortar seu preço. Usando a mesma lógica para o caso da firma i teremos o seguinte resultado.

$$\pi_1 = p_1 N_1 = (p_I - S_I)(N_1 + N_I)$$

$$S_I = p_I - \frac{N_1 P_1}{N_1 + N_I}$$

Com a utilização dos resultados encontrados acima, poderemos calcular para o caso da Ponte-Aérea Rio-São Paulo o custo de mudança de companhia aérea para os consumidores neste mercado.

1.2.2 Resultados

Na seção anterior foi apresentada brevemente a metodologia desenvolvida em Shy (2002). Nesta seção iremos aplicar essa metodologia para os dados da ponte aérea Rio-São Paulo, na busca de medir e identificar o custo de mudança neste mercado. Antes de analisar os dados, alguns pontos qualitativos devem ser mencionados para o entendimento do custo de mudança que será calculado a seguir.

Como vimos anteriormente, o trecho da ponte aérea Rio-São Paulo é a principal rota da aviação comercial brasileira e possui características específicas que podem influenciar nos resultados que encontraremos. Um primeiro ponto é o fato da maioria dos voos nesta rota representarem viagens de negócio e por isso, as passagens são compradas com pouco período de antecedência, menos sujeitas aos preços promocionais.

Outra característica é o curto período de duração, aproximadamente 45 minutos, para percorrer uma distância de 430 km. Sendo assim, com algumas exceções, é esperado que diferenciais de serviços fossem menos relevantes na decisão do consumidor em comparação aos voos de maior duração.

Ambos os fatores acima podem contribuir para um menor impacto do custo de mudança neste mercado. No entanto outros fatores tais como imagem da empresa aérea no setor, principalmente das empresas dominantes GOL e TAM, além de programas de milhagens e acordos (code-share) e alianças podem contribuir para a formação de custos de mudança dos consumidores.

Os dados que serão utilizados para o cálculo do custo de mudança foram obtidos com a Agência Nacional de Aviação Civil (ANAC). Para a obtenção da participação de mercado de cada empresa foram calculadas as participações do número de passageiros pagos informados para cada empresa em relação ao total de passageiros pagos no período. Os preços foram obtidos através da razão entre o número de passageiros pagos pela receita operacional de voo no trecho e por isso, representam uma tarifa média paga pelo consumidor. As tarifas foram atualizadas pelo IPCA para base de setembro de 2010.

Na Tabela 2 observamos as estatísticas descritivas das variáveis switching cost, tarifa média, número de voos e número de passageiros pagos. Observamos um valor de switching cost médio bastante significativo correspondendo aproximadamente a 50 % do valor médio da passagem. Em relação ao número de passageiro e voos médios, os dados demonstram o grande circulação neste trecho.

Na tabela 3 do anexo, observamos os dados de switching cost e tarifa média para o período de 2000-2010. A VARIG possuiu o maior custo de mudança e também a maior tarifa média no período, representando a grande dominância desta companhia em seu período de atuação. A GOL e Avianca também apresentaram switching cost e tarifa médias significativas. A TAM apresentou valores baixos em relação as suas concorrentes, considerando sua participação significativa neste mercado.

Na tabela 4, os dados para cada ano são apresentados. Nos primeiros anos, ainda sem a presença do GOL, podemos observar a VARIG com destaque tanto no switching cost e na tarifa média, conforme apresentado nos dados consolidados.

Em 2002, com a entrada da GOL, seu custo de mudança calculado está abaixo das demais empresas, fato esperado para uma empresa entrante ainda buscando conquistar sua parcela de mercado. A tabela mostra também a estratégia desta empresa que praticou preços abaixo do mercado, introduzindo o sistema *Low-Cost Low Fare*.

Este mesmo padrão de switching cost e tarifas abaixo da média no primeiro ano de entrada da empresa também foram observados com a entrada da AVIANCA em 2008. Em ambos os casos, após o período de entrada, ocorreu um aumento significativo da tarifa média e também do switching cost destas empresas entrantes.

Esse comportamento aponta para uma estratégia da empresa entrante de buscar no período inicial um aumento de sua participação de mercado e com isso, construir um conjunto de consumidores *Lock-in* para em um segundo momento, quando estes consumidores já possuem um custo de mudança associado à empresa, praticarem tarifas maiores em relação à tarifa inicial.

Quando analisamos os dados da TAM, observa-se um custo de mudança significativo, porém, inferior às demais empresa concorrente, tanto em um período inicial quando seu principal competidor foi a VARIG, como também no período após a entrada da GOL.

Para analisar os efeitos destas variáveis, controlando o impacto das demais, iremos estimar uma regressão buscando analisar os principais fatores que contribuem para a formação do switching cost nas empresas, utilizando uma abordagem similar à apresentada em Fredrik e Asa (2006).

Os dados utilizados apresentam uma estrutura de Painel, com informações mensais por empresa não balanceado, devido à entrada e saída de empresas neste mercado.

$$SC = \beta_0 + \beta_1 N^{\circ} \text{ voos} + \beta_2 \text{Numero de empresas} + \beta_3 \text{dummie MilhagemGOL}$$

Onde N° de voos corresponde ao número de cada trecho voado, o número de empresas corresponde ao número de empresas participantes da Ponte aérea em cada período observado e a dummy Milhagem Gol recebe um a partir de março de 2007, data na qual foi iniciado o programa de milhagem da Gol e zero para os demais períodos.

Os resultados encontrados podem ser observados na tabela 5 do anexo, onde foram estimadas seis equações, três utilizando Pool OLS, porém, para este estimador é considerado que a constante estimada e é igual para todas as empresas e, além disso, é necessário que $cov(x_{it}, u_{ti}) = 0$ e por isso, as mesmas equações foram estimada considerando efeitos fixos.

Os coeficientes estimados são significativos e com sinal dentro do esperado. O efeito do maior número de voos no SC é positivo, pois na medida em que uma

companhia aérea tem uma maior número de voos, maior será a probabilidade dos consumidores estarem adquirindo pontos em programas de milhagens e também o hábito de voar com esta empresa.

Em relação à saída e entrada de empresas, o resultado indica um efeito no mesmo sentido do SC, ou seja, um aumento do número de participantes aumenta o SC médio enquanto a saída diminui este valor. Uma possível explicação para este resultado se deve ao fato que empresas nos períodos antecedentes a sua saída possuem um SC bem inferior às suas concorrentes.

Por outro lado, uma empresa entrante embora nos períodos iniciais seu SC ainda é muito baixo, ao longo do tempo o switching cost é construído e por isso, pode representar um aumento do SC médio, ainda mais considerando a entrada da GOL e da Avianca que possuem switching cost alto.

Outro fator que pode contribuir para a relação entre o SC e o número de firmas no mercado, está relacionado a um maior investimento em fidelização dos consumidores em períodos de maior competição no mercado.

A dummy de entrada do programa de milhagem da Gol também apresentou um efeito positivo no SC, pois, como mencionado anteriormente, a introdução destes programas é um item com um efeito positivo no custo para a troca da empresa ofertante pelo consumidor, na regressão considerando os efeitos fixos este coeficiente se torna não significativo.

Considerando o resultado do modelo de efeitos fixos, admitindo que o intercepto varie entre os componentes cross-sections, podemos observar os termos fixos de cada empresa destacando para os valores mais altos encontrados para a VARIG, AVIANCA e GOL. Além disso, destaca-se também, o baixo valor encontrado para a TAM, apesar de sua participação significativa no mercado.

1.3 Os Modelos Porter (1983), Klemperer (1989) e Ellison (1994).

Nas seções anteriores, foram analisadas algumas características importantes relacionadas ao custo de mudança no setor de aviação civil brasileiro. Neste artigo,

temos como foco principal a análise do comportamento dos mercados com a presença do custo de mudança na entrada de um novo concorrente.

Para esta análise iremos testar a hipótese do modelo elaborado em Klemperer (1989), que relaciona a entrada de novas firmas a um período de guerra de preços em mercados com custo de mudança. Em seu artigo, o autor apresenta algumas das principais explicações para os períodos em que ocorre a guerra de preços. Uma primeira explicação seria que as firmas utilizariam os preços baixos como uma sinalização para os concorrentes de que possuem custos também baixos e da sua determinação em se manter no mercado buscando a retirada de seus competidores.

Uma segunda explicação é a utilização dos preços baixos como um mecanismo de retaliação para firmas em mercados que funcionam como cartéis. Em ambos os casos é necessário à informação incompleta por parte das firmas, no primeiro caso em relação aos custos das suas competidoras e no segundo caso em relação à demanda do mercado.

Porém, na presença de custo de mudança, a guerra de preços pode surgir de forma natural como equilíbrio das estratégias das firmas mesmo com informação completa. A entrada de uma nova firma desencadeia uma guerra de preços, pois, a firma entrante pratica um preço baixo com o objetivo de capturar participação de mercado, enquanto as firmas incumbentes respondem cortando seus preços para manter sua participação no mercado.

Em muitos mercados pode ocorrer guerra de preço associada à entrada de novas firmas. Porém, Klemperer aponta que mercados com custo de mudança se diferenciam, pois, em um segundo momento os cortes de preços param. À medida que as novas firmas possuem consumidores que apresentam custos de mudança então, aumentam seus preços de forma a capturar este ganho. O autor aponta dois cenários que possam ocorrer dependendo da relevância do custo de mudança no mercado.

No primeiro caso, as firmas entrantes conseguem aumentar seus preços significativamente no segundo período, relativo ao tamanho do custo de mudança formado por seus consumidores. Neste caso as firmas incumbentes também aumentam seus preços, mas não na mesma magnitude observado pelo aumento de

preços da firma entrante. Este caso ocorre em mercados com baixo custo de mudança associados.

No segundo caso, as firmas incumbentes possuem um estoque significativo de consumidores com custo de mudança, mesmo antes da entrada da nova firma, e por isso, são capazes de manter um preço superior ao da firma entrante no período pós-entrada e também durante a entrada da nova firma. Este caso está associado a mercado com altos custos de mudança.

Além disso, é observado também nestes mercados um comportamento de preço limite, onde as firmas incumbentes praticam preços baixos no período pré-entrada, de forma a tornar o maior número de consumidores Lock-in no seu produto.

Outro aspecto importante dos mercados com custo de mudança é a forma como os consumidores tomam suas decisões de consumo, pois, o componente da expectativa futura dos preços que serão cobrados pelas firmas pode afetar de forma significativa as decisões de consumo no presente, dado que o custo de mudança gera uma barreira para a mudança na decisão inicial de cada consumidor.

Neste contexto, o autor aponta ainda a possibilidade de uma guerra de preços gerada pela entrada de um grande número de consumidores que não estão compromissados com nenhuma firma, e também no caso de informação incompleta por parte dos consumidores em relação aos custos das empresas, um cenário de guerra de preços poderia surgir como sinalização de preços futuros mais baixos para os consumidores.

Como apresentado acima, a guerra de preços se torna um aspecto relevante nos mercados com custo de mudança. Para a análise deste comportamento neste artigo, será utilizada a abordagem apresentada em Porter (1983) sendo necessário para sua aplicação, uma breve apresentação de suas principais premissas e resultados elaborados a seguir.

Em seu artigo, Porter utiliza um conjunto de dados agregados de preços e quantidades para o cartel que funcionou na ferrovia que ligou Chicago à costa do atlântico, formado em 1879 pelas principais companhias da época, para através de um modelo econométrico analisar e identificar os períodos nos quais este mercado atuou conforme o acordo formado pelo cartel e períodos nos quais o mercado

funcionou como em um equilíbrio não cooperativo. Como mecanismo de punição, uma vez detectado o desvio do acordo por parte de algum participante, era adotado preços inferiores ao praticado no cartel durante um intervalo de tempo.

A variável estratégica considerada neste mercado era o preço. Logo, o mercado funcionou em períodos colusivos quando o acordo era atendido por todas as firmas e como Bertrand em períodos de desvios deste acordo com cortes de preços durante um período de tempo.

$$C_i(q_{it}) = a_i q_{it}^\delta + F_i \quad \text{para } i = 1, \dots, N$$

Sendo δ a elasticidade dos custos variáveis com respeito à quantidade, e deve ser maior que um para ocorrer o equilíbrio. O parâmetro a representa o componente específico do custo variável de cada firma e F o custo fixo da firma i . Dado que os produtos são homogêneos, as firmas cobram o mesmo preço em equilíbrio. Conforme equação abaixo.

$$p_t \left(1 + \theta_{it}/a_i \right) = MC_i(q_{it}) \quad \text{para } i = 1, \dots, N$$

$$p_t \left(1 + \theta_{it}/a_i \right) = \delta a_i q_{it}^{\delta-1} \quad (1)$$

O preço irá depender do comportamento adotado pelas firmas. No caso do cenário de Bertrand as firmas praticam preço igual ao seu custo marginal e por isso, temos que θ_{it} será igual à zero para todo i e t . Se as firma atuam em conluio, θ_{it} será igual a um para todo i e t e se o comportamento das firmas for correspondente ao modelo de Cournot θ_{it} será igual à ao market-Share da firma i em t $s_{it} = q_{it}/Q_t$.

Para obter a relação de oferta da indústria agregada, a relação de oferta individual foi ponderada pela participação de mercado em t e somada.

$$p_t \left(1 + \theta_t/a_i\right) = \sum_i s_{it} MC_i(q_{it}) \quad \text{sendo } \theta_t = \sum_i s_{it} \theta_{it}$$

$$\begin{aligned} \sum_i s_{it} \delta a_i q_{it}^{\delta-1} &= \delta \sum_i s_i a_i \left(\frac{q_{it}}{Q_t}\right)^{\delta-1} Q_t^{\delta-1} \\ &= \delta \sum a_i s_i^\delta Q_t^{\delta-1} \end{aligned}$$

Da equação 1 temos:

$$q_{it} = \left[\frac{p_t \left(1 + \theta_{it}/a_i\right)}{\delta a_i} \right]^{\frac{1}{\delta-1}}$$

$$q_{it} = \left(\frac{P}{\delta a_i}\right)^{\frac{1}{\delta-1}} \left[\frac{(1+\theta_{it})}{a_i}\right]^{\frac{1}{\delta-1}} \quad (2)$$

Com isso, temos:

$$Q_t = \sum_i q_{it} = \sum_i \left[\frac{p_t \left(1 + \theta_{it}/a_i\right)}{\delta a_i} \right]^{\frac{1}{\delta-1}}$$

$$Q_t = \left(\frac{P}{\delta a_i}\right)^{\frac{1}{\delta-1}} \sum_i \left[\frac{(1 + \theta_{it})}{a_i}\right]^{\frac{1}{\delta-1}}$$

Sendo $s_{it} = q_{it}/Q_t$ então dividindo (2) por (3) e assumindo a hipótese que $(1 + \theta_{it}) = (1 + \theta_t)$ chegamos a participação de mercado da firma i no período t , apresentada em Porter :

$$s_{it} = \frac{a_i^{1/(1-\delta)}}{\sum_j a_j^{1/(1-\delta)}} = s_i$$

Com isso, podemos observar que a participação de mercado das firmas é invariante ao tempo e o comportamento adotado pelas firmas. O fator que influencia realmente sua participação no mercado é o seu componente específico do custo variável a_i . Sendo assim, a relação de oferta é escrita pelo autor da seguinte forma.

$$p_t \left(1 + \theta_t/a_i \right) = D Q_t^{\delta-1}$$

Sendo

$$\begin{aligned} D &= \delta \sum a_i s_i^\delta = \delta \sum a_i \left(\frac{a_i^{1/(1-\delta)}}{\sum_j a_j^{1/(1-\delta)}} \right)^\delta \\ &= \delta \sum a_i \frac{a_i^{\delta/(1-\delta)}}{\left(\sum_j a_j^{1/(1-\delta)} \right)^\delta} \\ &= \delta \sum \frac{a_i^{1/(1-\delta)}}{\left(\sum_j a_j^{1/(1-\delta)} \right)^\delta} \\ &= \delta \left(\sum a_i^{1/(1-\delta)} \right) \left(\sum a_i^{1/(1-\delta)} \right)^{-\delta} \\ D &= \delta \left(\sum_i a_i^{1/(1-\delta)} \right)^{1-\delta} \end{aligned}$$

Onde a variável D depende somente de a de cada firma e o parâmetro θ terá valor igual a zero, H e um para as condutas Bertrand, Cournot e colusiva respectivamente, sendo H o índice Herfindahl, invariante na medida em que o número de firmas permaneça constante.

Com isso, são construídas as equações estimadas do modelo estrutural de Porter baseada no modelo de Green e Porter, com as seguintes análises para os coeficientes estimados.

Demanda : $\ln Q_t = \varepsilon + -\epsilon \ln p_t + z_t \gamma + v_t$

Oferta : $\log p_t = \beta_0 + \beta_1 \log Q_t + \beta_2 S_t + \beta_3 I_t + U_{2t}$

Se os períodos onde ocorre um desvio do acordo e a retaliação por parte das firmas e dado pelo modelo de Bertrand, então os valores de $\beta_0 = \text{Log}D$ e $\beta_1 = \delta - 1$, como para ocorrer o equilíbrio temos que $\delta > 1$, então é esperado que β_1 seja maior que zero. A variável S_t é uma variável dummy que representa períodos de entrada, aquisição na indústria e U_{2t} é uma sequência de variáveis normais independentes entre si, com média zero e variância σ^2 .

Para o resultado do coeficiente β_3 é esperado um sinal positivo, pois, a variável I representa uma variável dummy que recebe um para períodos nos quais a indústria se comporta de forma colusiva e zero nos períodos de retaliação. Uma vez que o preço praticado nos períodos cooperativos são maiores que os preços do período de retaliação então β_3 deverá ser maior do que zero.

Além disso, conforme apresentado em Porter (1983) se for escolhido à estratégia ótima para o preço gatilho que desencadeará os períodos de cortes de preços, então será escolhida uma quantidade produzida maior do que aquela que maximiza o lucro esperado conjunto da firma em um único período. O valor esperado de β_3 no caso cooperativo para um único período é de $\log(a_i/1 + a_i)$, logo, assumido a estratégia ótima adotada pelo cartel, β_3 será maior que zero e menor do que $\log(a_i/1 + a_i)$.

Em Reiss e Wolak (2005), é analisado o modelo de Porter onde os autores abordam a questão da estimação do coeficiente β_3 e para isso, devem ser

considerados dois cenários. No primeiro caso I é conhecido e pode ser estimado por mínimos quadrados em dois estágios. No segundo caso I é desconhecido e deverá seguir um processo de Bernoulli com probabilidade igual τ de ser igual a um e $1 - \tau$ de ser igual a zero.

Sendo I_t uma variável observada pelas firmas, mas não disponível, então o erro da equação que representa a relação de oferta da indústria será $\beta_3 I_t + U_{2t}$ e com isso, teríamos um problema de identificação e não poderíamos recuperar os parâmetros θ e β_0 . Com isso, a estratégia de Porter foi de especificar uma distribuição para I como um processo de Bernoulli, como mencionado acima, e assim introduz uma não normalidade ao modelo.

Desta forma, a densidade condicional das variáveis endógenas $((\ln p_t, \ln Q_t))$ condicionada as variáveis exógenas $x_t = (1, S_t, Z_t)$ e a variável que indica os regimes de conclusão e guerra de preços representada por I_t é analisada reescrevendo o modelo da seguinte forma:

$$y_t' \Gamma = x_t' D + I_t \Delta + U_t'$$

Sendo,

$$\Gamma = \begin{bmatrix} 1 & -(1 - \delta) \\ -\epsilon & 1 \end{bmatrix}, \quad \Delta = [0 \ B], \quad D = \begin{bmatrix} \epsilon & \lambda \\ \gamma & 0 \\ 0 & \beta_2 \end{bmatrix} \text{ e } U_t = \begin{bmatrix} v_t \\ \eta_t \end{bmatrix} \text{ sendo } U_t \sim N(0, \Sigma)$$

Com isso, a densidade condicional de y_t dado x_t e I_t será :

$$h(y_t | I_t, x_t) = \frac{1}{2\pi} |\Sigma|^{-1/2} \exp \left(- \frac{(y_t' \Gamma - x_t' D - I_t \Delta) \Sigma^{-1} (y_t' \Gamma - x_t' D - I_t \Delta)'}{2} \right)$$

Utilizando o pressuposto que I_t é uma variável aleatório i.i.d de Bernoulli independente de U_t então a densidade condicional de y_t dado x_t será:

$$f(y_t | x_t) = \tau h(y_t | I_t = 1, x_t) + (1 - \tau) h(y_t | I_t = 0, x_t)$$

Como resultado foi encontrado para ambos os cenários, tanto para I conhecido como o estimado, uma significativa diferença de preços entre os regimes cooperativos e nos períodos de guerras de preços e com isso, a hipótese de que as mudanças de preços seria apenas consequência das variações de demanda e custo é rejeitada em relação à hipótese de além dessas variáveis o componente do regime no qual o cartel estava funcionando também ser torna relevante. Além disso, foi observado que a frequência dos períodos de preços abaixo do colusivo aumentou com o numero de participantes do mercado.

O modelo apresentado acima é utilizado em Ellison (1994), onde foram estimadas as equações de oferta e demanda para a mesma série de dados, porém, com algumas modificações no modelo, que serão utilizadas também no modelo que apresentaremos nas próximas seções. As mudanças em relação à estimação apresentada no modelo de Porter foram além da elaboração de novas variáveis para o modelo, à inclusão de um componente de autocorrelação na demanda, mostrando se significativo e a introdução de uma estrutura de Markov para as probabilidades de transição entre os regimes de colusão e guerra de preço.

Com isso, através de uma estrutura de markov switching como apresentada em Cosslett e Lee (1985) o regime cooperativo ou não cooperativo do período atual é um fator que irá impactar na determinação do regime no período seguinte e desta forma Ellison utiliza uma função logística para identificar as causas da guerra de preços.

$$Prob\{I_{t+1} = 1 | I_t, Z_t\} = \frac{e^{\gamma W_t}}{(1 + e^{\gamma W_t})}$$

Sendo assim, podemos utilizar a abordagem empírica apresentada em Ellison e Porter, para testar o modelo teórico desenvolvido por Klemperer através da utilização de uma variável que representa a entrada de novas firmas em W_t e com isso, avaliar o seu impacto nas probabilidades de ocorrência dos regimes de conluio e guerra de preços.

1.4 Dados

Os dados Utilizados no trabalho para a estimação do modelo de oferta e demanda foram séries obtidas através da ANAC para Tarifa e quantidade ofertada na ponte aérea Rio São Paulo, utilizando a média dos valores obtidos para as empresas. A série de Tarifa é a razão entre a receita do trecho e do número de passageiros, atualizados pela série do IPCA. A quantidade foi obtida diretamente dos dados mencionados.

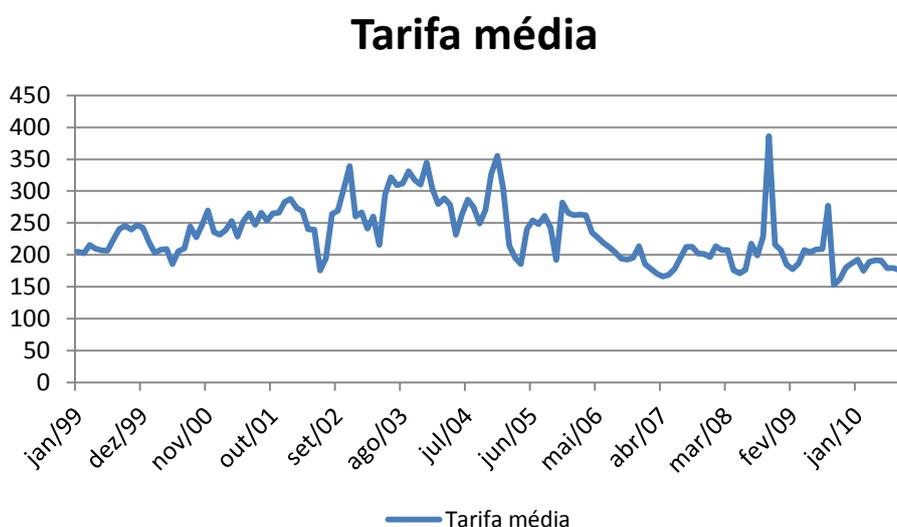


Figura 1-2 – Gráfico tarifa média

Foi elaborada uma variável dummy para o período de férias de modo a indicar uma possível queda de demanda por passagens do trecho, já que como mencionado anteriormente, a ponte aérea Rio-São Paulo é amplamente utilizada para viagens de negócios. Utilizamos com série representativa de custo a série de câmbio e QAV são componentes significativos dos gastos relacionados aos voos tendo impacto direto no preço dos combustíveis além dos demais custos.

A variável de entrada que será utilizada no modelo na próxima seção é de grande importância, pois, será utilizada para testar a hipótese apresentada em Klemperer na seção anterior. Como mencionado anteriormente a entrada causaria em um mercado com custo de mudança geraria uma guerra de preço e que se

diferenciaria dos demais mercados, pois após um período os preços voltariam uma vez que a empresa entrante já possuem consumidores lock-in.

No período que iremos utilizar para analisar o modelo a seguir, ocorreram à entrada de duas empresas. A primeira foi a GOL, em março de 2002, que conforme apresentado nas seções anteriores causou grande impacto competitivo nos preços praticados. A segunda foi a Avianca que entrou em Abril de 2008 e também foi incluída na nossa série. O período de tempo que o mercado estaria impactado por essa entrada não é de óbvia determinação e para o nosso modelo optamos por incluir uma variável dummy recebendo um em um mês antecedente a entrada, compatível com a hipótese de preço limite, um para o mês de entrada e para os quatro meses seguintes.

A escolha dos quatro meses seguintes foi baseada em análise gráfica das tarifas no período de entrada das duas empresas e pode ser observado abaixo.

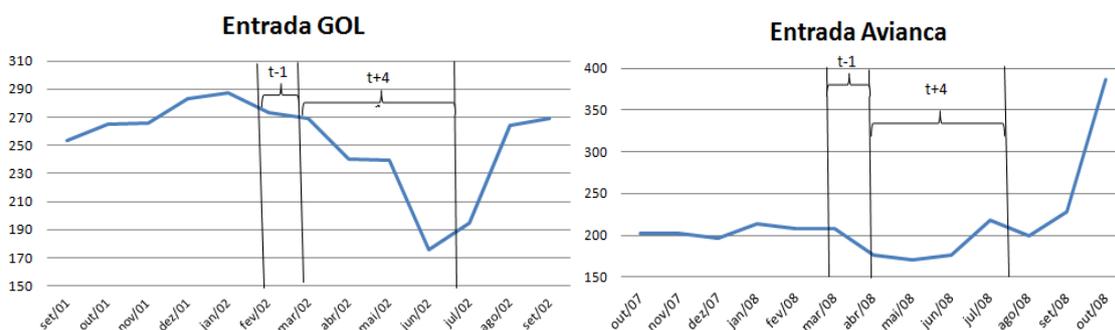


Figura 1-3– Gráfico Efeito Entrada X Preço

A Seguir segue tabela com análise descritiva das variáveis utilizadas no modelo apresentado na próxima seção.

	Quantidade	Tarifa	SWC	Câmbio	Nº de empresas
média	66366	236	140	2,4	4
desvio Padrão	16276	49	40	0,5	1
Maximo	110076	386	330	3,9	5
Mínimo	38045	153	82	1,6	3
Nº Obs	117	117	117	117	117

Tabela 1-1– Estatística Descritiva

1.5 Resultados Empíricos

Nessa seção iremos apresentar o modelo que iremos estimar, assim como os resultados encontrados. Como mencionado anteriormente, nosso modelo segue basicamente a metodologia apresentada inicialmente em Porter (1983) e posteriormente em Ellison (1994) com veremos a seguir.

Uma das vantagens da utilização desses modelos é a estimação dos regimes e com isso a identificação dos períodos de guerra de preços sem a necessidade de estabelecer hipóteses em relação a estes comportamentos. Para a Equação de demanda além da variável de preço iremos utilizar a variável dummy de férias, de forma a capturar os períodos de menor procura pelas passagens.

Na relação de oferta, além da variável de quantidade, utilizaremos também a série de câmbio, como um deslocador de custo, a variável construída na seção anterior de switching cost sendo calculada sua média no período e a variável Collude que será determinada endogenamente através da estimação do modelo que será apresentado a seguir, identificando os períodos de guerra de preços e de conluio apontados pelo modelo. Foi incluído também a série histórica do Querosene de Aviação (QAV), com valores obtidos através das distribuidoras e utilizamos a média de preços entre as cidades de Rio e São Paulo.

Nessa forma mais geral, as probabilidades de transição entre os regimes não observados são variantes no tempo e são consideradas em termos de uma função logística de variáveis econômicas relevantes, como mencionado anteriormente.

O resultado do modelo pode ser encontrado na tabela abaixo. Uma análise dos coeficientes estimados, encontramos os resultados esperados para o modelo. Na equação de demanda a variável dummy de férias apresenta um sinal negativo, colaborando com a hipótese de que as férias reduzem a demanda neste mercado para os meses de janeiro, fevereiro e julho.

Na equação de oferta, encontramos o câmbio com efeito positivo e significativo no preço como esperado. Em relação a variável de SC, como mencionado anteriormente seu impacto no preço ainda é tema de debate na literatura tanto teórica quanto empírica, mas o resultado encontrado abaixo aponta para uma

relação positiva entre o SC e a tarifa indicando que de certa forma os períodos de preços mais altos prevalecem. A última variável e collude também apresenta efeito positivo e significativo como esperado, uma vez que esta recebe um para períodos identificados como colusivo, e conseqüentemente esperado um preço mais alto e zero para períodos de guerra de preços. A tabela abaixo apresenta os resultados mencionados.

Resultado Modelo Markov Switching / logit

$$\ln(Q) = a_0 + a_1 \ln(P) + a_2 \text{Férias} + u_1$$

$$\ln(P) = b_0 + b_1 \ln(q) + b_2 \ln(qav) + b_3 \text{cambio} + b_4 \text{Swc} + b_5 \text{Collude}$$

Demanda	Coefficient	Std.Error	T-stat
Constant	5.94	1.02	5.82
Ln (P)	-.32	.19	-1.67
ferias	-.08	.02	-3.50

Oferta	Coefficient	Std.Error	T-stat
Constant	2.32	0.50	4.628
Ln (Q)	0.05	0.09	0.525
qav	0.04	0.13	0.295
cambio	0.56	0.09	6.395
swc	0.48	0.05	9.181
Collude	0.17	0.01	12.743

Tabela 1-2– Resultado modelo Markov Switching

Os regimes estimados pelo modelo apresentaram concentração de períodos nos quais o mercado se comportou de maneira mais competitiva e períodos colusivos. O Gráfico abaixo apresenta esta classificação, destacando que em ambos os casos a entrada de uma nova firma marca um início dominado pelo regime de guerra de preços.

Guerra de Preço

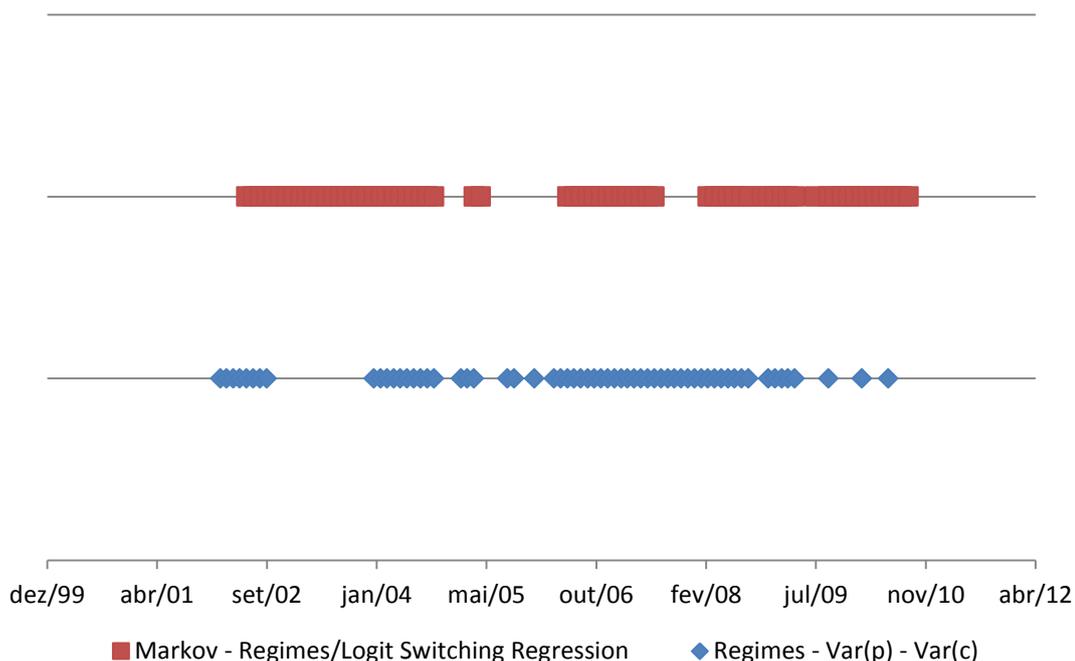


Figura 1-4– Gráfico Regimes

Muitos artigos analisam o comportamento das firmas em mercados colúcio tácito. Como mencionado acima, a estrutura de Markov utilizada para as probabilidades de transição dos regimes, identifica os regimes de guerra de preço e colúcio tácito e por isso, não é necessária nenhuma abordagem para a classificação dos regimes. Em Nascimento et. al (2011) foram analisadas para o mesmo trecho Rio-São Paulo, as possíveis causas para a ocorrência dos regimes de guerra de preço e colúcio. Como Resultado, utilizando a metodologia apresentada em Zeidan e Resende (2010), foi identificado que a TAM e GOL apresentam razões diferentes para entrarem em guerra de preço e que a segunda tem uma menor probabilidade de entrar em guerra que a primeira.

Para análise comparativa, estimamos um modelo de mínimos quadrados em 2 estágios (2sls) com a classificação dos regimes conforme abordado em Zeidan e Resende (2010) que considera que estabeleceram como período de guerra de preços aquele em que $D_{preço} - D_{custo} > 5\%$, em relação ao preço do período anterior e enquanto os preços se mantiverem em queda, ou não crescerem acima de 0,5% do preço que iniciou a guerra e também apresentado no gráfico anterior, com

os resultados apresentados na tabela a seguir, encontramos principalmente uma maior elasticidade da demanda ao preço e a manutenção da variável da classificação do regimes competitivos como significativa ao modelo.

Modelo 2sls Regimes Var(p) - Var(c)

$$\ln(Q) = a_0 + a_1 \ln(P) + a_2 \text{Férias} + u_1$$

$$\ln(P) = b_0 + b_1 \ln(q) + b_2 \ln(q_{av}) + b_3 \text{cambio} + b_4 \text{Swc} + b_5 \text{Collude}$$

Demanda	Coefficier Std.Error	
Constant	13.9	0.61
Ln (P)	-0.51	.11
ferias	-.11	.45

Oferta	Coefficier Std.Error	
Constant	3.75	2.67
Ln (Q)	-0.06	0.22
qav	0.01	0.09
cambio	0.46	0.05
swc	0.38	0.05
Collude	0.09	0.02

Tabela 1-3– Resultado modelo 2sls

Para análise das causas dos períodos de guerra de preços, utilizamos a variável de entrada apresentada na seção anterior, o numero de firmas atuando no momento e variações na quantidade que foram calculadas pela diferença do valor observado no mês com a média do valor observado nos últimos seis meses e o resíduo da equação de demanda, representando choques não esperados de quantidade.

Abaixo encontramos a tabela com o resultado do nosso , onde a variável de entrada se mostrou dentro do resultado esperado, reduzindo a probabilidade de coluio e significativa ao modelo. Outras variáveis como o de numero de firmas e a variação de quantidade não apresentaram nem sinal esperado nem significância ao modelo e choques não esperados apresentou sinal negativo e se mostrou significativo.

Parâmetros	1	2	3	4
Constante	2.18 (0.33)	2.1 (0.42)	2.2 (0.33)	
Entrada	-0.65 (0.35)	-		
Nº de Empresas	-	-0.22 (0.52)		
Var. Quantidade	-	-	0.32 (0.17)	
Vt	-	-		0.48 (0.54)

Tabela 1-4 – Resultado Causas de Guerras de preço

1.6 Conclusão

Com conclusão do artigo, podemos dividir os resultados em duas partes. Na primeira a identificação e mensuração da variável de switching cost, foram de grande relevância para o melhor entendimento do mercado da Ponte Aérea Rio-São Paulo. Com isso, foi necessário identificar as firmas nas quais os consumidores possuem um maior custo de mudança e de que forma essa variável se comportou ao longo do tempo.

Além disso, como resultado da regressão apresentada, identificaram-se alguns dos componentes que influenciam o comportamento do switching cost tais como o número de vôos, Número de firmas e a entrada do programa de milhagem da Gol. Outro componente de grande relevância foi a inclusão da variável de efeitos fixos, apontando para algum componente de diferenciação entre as firmas.

Na segunda parte temos os resultados relacionados ao modelo de oferta e demanda assim como a função logística para a estimação das variáveis que afetam a ocorrência dos períodos de guerra de preços e conluio. Com resultado encontramos um efeito positivo e significativo do switching cost no preço apontando para uma dominância do efeito de aproveitamento por parte das firmas dos consumidores que estão *locked-in*.

Além disso, foi testada a hipótese apresentada em Klemperer (1989) para a ocorrência de guerra de preços devido à entrada de novas firmas em mercados com a presença de switching Cost. Em nosso modelo, identificamos estes regimes, encontrando uma coerência entre os regimes classificados e períodos das entradas das firmas neste período, GOL em março de 2002 e Avianca em abril de 2008.

Com resultado do coeficiente do modelo Logit para o regime competitivo, encontramos um efeito negativo da entrada de novas firmas, indicando que a entrada pode ser um componente significativo na explicação de ocorrência de guerra de preço.

1.7 Referências

Arie, G. and P. L. E. Grieco (2010). Who Pays for Switching Costs? Northwestern University.

Beggs, A. and P. Klemperer (1992). Multi-Period Competition with Switching Costs. *Econometrica* 60 (3), 651—666.

Beting; Gianfranco; Quarenta anos de História da Maior Invenção da Aviação Comercial Brasileira. *Revista FLAP*; março 2007.

Cabral, Luis (2008) Small Switching Costs Lead to Lower Prices New York University and CEPR.

Carlsson , Fredrik ; Lofgren ;Asa (2006) Airline choice, switching costs and frequent flyer programmes; *Applied Economics*, 2006, 38, 1469–1475.

Carlsson Fredrik; Lofgren Asa (2006); Airline Choice, Switching Costs and Frequent Flyer programmes *Applied Economics*, 2006, 38, 1469–1475.

Chen Jiawei ;(2011) How do Switching Costs Affect Market Concentration and Prices in Network Industries?

Doganoglu, T. (2010). Switching Costs, Experience Goods and Dynamic Price Competition. *Quantitative Marketing and Economics* 8, 167—205.

Dube, Jean-Piere, GÄunter J Hitsch, and Peter E Rossi (2007), Do Switching Costs Make Markets Less Competitive?," forthcoming in *Journal of Marketing Research*.

Ellison, Glenn (1994); Theories of cartel stability and the joint executive committee; *rand journal of economics* Vol 25 n^o1.

Farrell ; Joseph; Klemperer , Paul (2007); Coordination And Lock-In: Competition Withswitching Costs And Network Effects Handbook of Industrial Organization, Volume 3.

Farrell, Joseph; Shapiro, Carl (1988); Dynamic competition with Switching Costs; RAND Journal of Economics; Vol 19 No 1 Spring.

Hannan, Timothy H. (2008) Consumer Switching Costs and Firm Pricing:Evidence FromBank Pricing of Deposit Accounts Finance and Economics Discussion SeriesDivisions of Research & Statistics and Monetary Affairs Federal Reserve Board, Washington, D.C.

Kim, Moshe; Kliger, Doron; Vale, Bent; Estimating switching costs: the case of banking journal of Financial Intermediation 12 (2003) 25–56.

KLEMPERER, PAUL (1995) Competition when Consumers have Switching Costs: An Overview with Applications to Industrial Organization, Macroeconomics, and International Trade; Review of Economic Studies Limited 62 – 515 539.

KLEMPERER, PAUL(1989); Price Wars Caused by switching costs; review of economics studies 56 -405-420.

Lovadine, D . (2009), Análise Econométrica Estrutural da Conduta Competitiva: Estudo de Caso do Transporte Aéreo Pós-Liberalização, *Revista de Literatura dos Transportes*, 3, 7-39.

Lovadine,D., Oliveira, Alessandro V. M.; Tuolla, Frederico A.(2006); Competição, Colusão e Antitruste:estimação da conduta competitiva decompanhias aéreas; RBE Rio de Janeiro v. 60 n. 4 / p. 425–459 Out-Dez 2006.

Nascimento, Ana Carolina Campana; Vieira Wilson da Cruz e Braga Marcelo José (2011); Determinantes de Guerra de Preços e Conluio no Transporte Aéreo Brasileiro Rev. Econ. Contemp., Rio de Janeiro, v. 15, n. 3, p. 441-460, set-dez/2011

Oliveira, A V. M. (2009), Estudos dos Determinantes dos preços das companhias aéreas no mercado doméstico.; Séries de Estudos Regulatórios.

Oliveira, Alessandro V. M. (2007); A experiência Brasileira na Desregulamentação do Transporte Aéreo; Um Balanço e Propositura de Diretrizes para Novas Políticas. Núcleo de Estudos em Competição e Regulação do Transporte Aéreo.

Park, M. (2009). The Economic Impact of Wireless Number Portability. University of Minnesota.

Porter , Robert H.(1983) A Study of Cartel Stability: The Joint Executive Committee, 1880-1886 The Bell Journal of Economics, Vol. 14, No. 2. (Autumn, 1983), pp. 301-314.

Reiss, Peter C.; Wolak, Frank A.(2005) Structural Econometric Modeling: Rationales and Examples for Industrial Organization, HandBook of econometrics, Volume 6.

Salgado, Lúcia Helena (2009) Caos Aéreo e Tragédia dos Comuns: Falhas de Mercado e de Governo.; Textos para Discussão nº 1388; IPEA.

Shy; Oz (2000); A quick-and-easy method for estimating switching costs; International Journal of Industrial Organization 20 (2002) 71–87.

STOLE; LARS (2007) PRICE DISCRIMINATION AND COMPETITION; Handbook of Industrial Organization, Volume 3.

To, T. (1996). Multi-Period Competition with Switching Costs: An Overlapping Generations Formulation. The Journal of Industrial Economics 44 (1), 81—87.

Viard, V. B. (2007). Do switching costs make markets more or less competitive? The case of 800-number portability. Rand Journal of Economics 38, 146—163.

Villas-Boas, J. Miguel (2011) Notes on Switching Costs and Dynamic Competition.

1.8 Anexos

1.8.1 Tabelas

Tabela 1-5- Passageiros e Voos domésticos (Fonte: Anuário Estatístico da ANAC -2010)

Tabela 6: Quantidade de assentos e voos por rota – operação doméstica – 2010 ROTA	QUANTIDADE DE ASSENTOS OFERECIDOS	QUANTIDADE DE VOOS
SÃO PAULO		
(CONGONHAS) - RIO DE JANEIRO (SANTOS DUMONT)	5.756.778	39.820
SÃO PAULO (CONGONHAS) - BRASÍLIA	2.791.112	17.273
SÃO PAULO (GUARULHOS) - SALVADOR	2.621.394	16.081
SÃO PAULO (CONGONHAS) - BELO HORIZONTE (CONFINS)	2.219.584	13.608
SÃO PAULO (GUARULHOS) - PORTO ALEGRE	2.217.924	14.180
SÃO PAULO (GUARULHOS) - RIO DE JANEIRO (GALEÃO)	1.949.295	12.137
SÃO PAULO (CONGONHAS) - CURITIBA	1.909.616	11.980
SÃO PAULO	1.903.875	10.643

(GUARULHOS) - RECIFE		
RIO DE JANEIRO	1.876.049	11.369
(GALEÃO) - SALVADOR		
SÃO PAULO	1.841.503	12.660
(GUARULHOS) - BRASÍLIA		

Tabela 1-6 - Estatística Descritiva

	SWITCH_COST	TARIFA_MEDIA	NUMERO_DE_VOOS	NUMERO_DE_PASSAGEIROS
média	137.47	235.21	981.50	75.969.68
mediana	135.36	220.84	969.	77.053.00
Desvio Padrão.	119.05	95.42	396.25	35.572.14
N. Observações	437	437	437	437

Tabela 1-7- Dados de Switch cost e Tarifa média por empresa.

Nome Empresa Aérea	Dados	
	Tarifa - média	Switch Cost - média
AVIANCA (ICAO:ONE)	257	152
GOL/VRG LINHAS AEREAS	255	171
RIO SUL	269	70
TAM	145	73
TAM-TRANSPORTE AEREOS MERIDIONAIS	158	79
TRANSBRASIL	241	12
VARIG	349	278
VASP	216	24
VRG LINHAS AEREAS	230	174

Tabela 1-8 - Dados Mensais Tarifa média e Switch cost

Ano	Nome Empresa Aérea	Dados	
		Tarifa - média	Switch Cost - média
2000	RIO SUL	269	70
	TAM	168	97
	TAM-TRANSPORTE AEREOS		
	MERIDIONAIS	158	79
	TRANSBRASIL	197	79
	VARIG	313	272
	VASP	167	-6
2001	GOL/VRG LINHAS AEREAS		
	RIO SUL		
	TAM	175	125
	TRANSBRASIL	284	-55
	VARIG	390	346
	VASP	183	12
2002	GOL/VRG LINHAS AEREAS	180	29
	RIO SUL		
	TAM	237	161
	VARIG	373	313
	VASP	226	4
2003	AVIANCA (ICAO:ONE)		
	GOL/VRG LINHAS AEREAS	259	165
	RIO SUL		
	TAM	209	129
	VARIG	399	325
	VASP	308	80

2004	AVIANCA (ICAO:ONE)		
	GOL/VRG LINHAS AEREAS	335	258
	RIO SUL		
	TAM	205	133
	VARIG	386	311
	VASP	192	29
2005	AVIANCA (ICAO:ONE)		
	GOL/VRG LINHAS AEREAS	289	185
	TAM	125	-15
	VARIG	308	194
2006	AVIANCA (ICAO:ONE)		
	GOL/VRG LINHAS AEREAS	282	176
	TAM	116	22
	VARIG	273	188
	VRG LINHAS AEREAS	208	136
2007	AVIANCA (ICAO:ONE)		
	GOL/VRG LINHAS AEREAS	234	136
	TAM	98	9
	VRG LINHAS AEREAS	235	165
2008	AVIANCA (ICAO:ONE)	204	85
	GOL/VRG LINHAS AEREAS	275	241
	TAM	106	81
	VRG LINHAS AEREAS	226	190
2009	AVIANCA (ICAO:ONE)	281	159
	GOL/VRG LINHAS AEREAS	220	174
	TAM	84	43
2010	AVIANCA (ICAO:ONE)	283	216
	GOL/VRG LINHAS AEREAS	199	150
	TAM	79	35

Tabela 1-9 - Análise de Regressão – Switch Cost.

	Pooles OLS	Efeitos Fixos	Pooles OLS	Efeitos Fixos	Pooles OLS	Efeitos Fixos
c	80.9* (15.1)	97.6 * (18.3)	32.4 (31.03)	-34.5 (29.2)	23.8 (32.06)	-35 (29)
Numero de Voos	0.05* (0.01)	0.04* (0.01)	0.06* (0.01)	0.05* (0.01)	0.05* (0.01)	0.05* (0.01)
Numero de Firmas	-	-	9.8*** (5.4)	26.1* (4.5)	11.7** (6.2)	26.0 (4.5)
Programa Smiles	-	-	-	-	37.06* (11.6)	-3.0 (15.8)
R²						

*, ** e *** Indicam significância a 1%, 5% e 10 respectivamente / Erro Padrão - White

2 Análise de Ciclo de Edgeworth no Mercado de Combustíveis no Brasil

Neste ensaio estuda-se o comportamento dos preços de combustíveis (gasolina e etanol) em mercados locais da cidade de Belo Horizonte, Minas Gerais, com o objetivo de identificar um comportamento cíclico para preços do tipo apresentado em Maskin e Tirole (1988). O mercado brasileiro se torna de interesse na análise comparativamente com demais mercados já analisados, pois, dada a introdução dos carros *flex fuel* e a coexistência de diferentes combustíveis pode alterar a dinâmica da competição de preços neste mercado. Como resultados, encontramos um comportamento típico de ciclos de Edgeworth no mercado brasileiro e ainda testamos os efeitos de variáveis chaves como o papel das pequenas e grandes empresas, a densidade e a densidade considerando a renda para as diferentes regiões de Belo Horizonte e também foi calculado uma proxy para o índice de concentração por bandeira de forma a capturar o efeito da estrutura do mercado nos ciclos. As distâncias entre os postos foram calculadas e consideradas para analisar a competição entre os postos uma vez que define melhor a atuação de cada postos e conseqüentemente na concorrência entre eles. O efeito da relação das variações dos preços de etanol e da gasolina também foi um ponto chave e uns dos diferenciais deste ensaio em relação ao debate do comportamento cíclico nos mercados de combustíveis já realizados.

2.1 Introdução

O mercado de combustíveis já foi tema de diversos trabalhos onde foram analisados diversos aspectos de seu comportamento. Ao longo desse ensaio iremos analisar o comportamento do preço dos combustíveis no mercado brasileiro com foco no seu comportamento cíclico buscando identificar sua existência e suas características.

Os principais tópicos abordados em artigos relacionados aos preços de combustíveis buscam identificar aspectos relacionados à competição, respostas assimétricas do preço ao custo e as análises do comportamento cíclico, mais especificamente, muitos artigos apontam para o alinhamento dos preços com os ciclos de Edgeworth que possuem características próprias e serão apresentadas nas próximas seções.

Como veremos adiante, o mercado de combustível no Brasil possui características bastante particulares a partir da introdução do etanol como combustível alternativo e posteriormente com a chegada dos carros *flex*, gerando maior flexibilidade a demanda e por isso, apresenta impactos de grande interesse para a análise competitiva e do comportamento dos preços nesse mercado.

Esse ensaio, além desta seção introdutória, apresentará as principais características dos mercados consistentes com padrões conhecidos como ciclos de Edgeworth. Para tanto, serão analisados os principais pontos destes ciclos como apresentado em Maskin e Tirole (1988). Na segunda seção será apresentada uma análise do mercado de combustíveis no Brasil buscando identificar quais características o torna um mercado de interesse, com características próprias que o diferenciam dos demais mercados.

Na terceira seção, discute-se a base de dados que foi utilizada neste ensaio apresentando uma breve análise descritiva e também gráfica para o comportamento dos preços da gasolina e do álcool para 56 postos de combustíveis na cidade de Belo Horizonte em Minas Gerais.

A abordagem econométrica utilizada será apresentada na quarta seção onde será discutido de que forma o modelo é capaz de analisar o comportamento de mercados com a presença de Ciclos de Edgeworth. Na quinta seção serão apresentados os resultados encontrados onde verifica-se a presença de ciclos de

Edgeworth nos mercados de gasolina e etanol e será apresentado o impacto de uma série de variáveis tanto no preço diretamente como também nas diferentes fases do ciclo. Na última seção será apresentada a conclusão deste artigo e quais próximos passos devem ser dados para a continuidade desta análise no mercado brasileiro.

2.2 Ciclos de Edgeworth

O estudo do comportamento dos preços em mercados relevantes representa um campo significativo de pesquisa desde Bertrand (1883). Em seu modelo Bertrand conclui que em mercados com produção de bens homogêneos com duas ou mais firmas simétricas produzindo com custos constantes e definindo preços simultaneamente irá gerar um equilíbrio competitivo, ou seja, aquele na qual o preço se igual ao custo marginal.

Em Maskin e Tirole (1988) os autores apresentam as principais críticas ao modelo de Bertrand, e apontam o fato de mercados com poucas firmas não praticarem preços iguais aos seus custos marginais e também mesmo nestes mercados com estabilidade tecnológica e de demanda, seus preços podem variar significativamente.

Com isso, uma das principais críticas ao modelo de Bertrand é pelo fato deste ser estático enquanto a dinâmica parece representar um importante ingrediente na competição em preço pelas firmas. Dois importantes modelos em economia industrial buscam o melhor tratamento da dinâmica na competição em preços das firmas que seriam os ciclos de Edgeworth e de equilíbrio com demanda quebrada.

Neste artigo, considera-se a primeira classe de modelos inicialmente introduzida por Edgeworth (1925) e utilizada em diversos artigos recentes sobre o tema. Em mercados que apresentam ciclos de Edgeworth as firmas reduzem seus preços, no período denominado de guerra de preços, buscando aumentar sua participação de mercado até o ponto em que esta guerra se torne muito custosa e o preço alcance o custo marginal das firmas. A partir deste ponto as firmas observando suas margens comprometidas aumentam seus preços e no momento em que atingem o topo voltam a competir no regime de guerra de preços.

Uma característica importante do ciclo de Edgeworth é a duração assimétrica desses períodos sendo, o período de subida de preço muito curto e significativo enquanto os períodos de guerra de preços graduais e longos.

A seguir iremos apresentar brevemente os principais resultados encontrados em Maskin e Tirole (1988), buscando formalizar a teoria apresentada em modelos de ciclos de Edgeworth.

Assumindo duas firmas maximizadoras de lucros que competem por preços infinitamente em vários períodos de tempo. Além disso, as firmas escolhem seus preços e mantêm essa escolha por pelo menos um período ($p_{t+1} = p_t$) e assume-se uma condição de Markov onde, a estratégia da firma depende apenas do preço escolhido pela outra firma no período anterior.

Logo, a estratégia da firma (i) é uma função de reação dinâmica $R^i(\cdot)$ onde o preço do período atual é dado pela reação da firma ao preço escolhido pela outra firma em $t-1$. Em um Equilíbrio Perfeito de Markov (MPE), um par de estratégias (R^1, R^2) deve ser tal que atende para todo \hat{p} às seguintes condições:

$$(1) \quad v^i(\hat{p}) = \max_p [\pi^i(p, \hat{p}) + \delta w^i(p)]$$

e

$$(2) \quad w^i(\hat{p}) = E_p [\pi^i(\hat{p}, p) + \delta v^i(p)]$$

Sendo na equação (1) a firma (i) está escolhendo seu preço, o preço atual da outra firma é (p) e as firmas estão agindo de acordo com (R^1, R^2) . Na segunda equação, a firma escolheu no período passado (p) a outra firma irá escolher seu preço no período corrente e as firmas estão agindo de acordo com (R^1, R^2) .

$$R^i(p) = \left\{ \begin{array}{ll} \bar{p} & \text{para } p > \bar{p} \\ p - k & \text{para } \bar{p} \geq p > \underline{p} \\ c & \text{para } \underline{p} \geq p > c \\ c & \text{com probabilidade } \mu(\delta) \\ \bar{p} + k & \text{com probabilidade } (1 - \mu(\delta)) \\ c & \text{para } \underline{p} \geq p > c \end{array} \right\} \text{ para } p = c$$

A partir da estratégia apresentada acima, onde com preço igual a \bar{p} é iniciado um período de guerra de preços até ser atingido um preço intermediário \underline{p} e então os cortes continuam, nesse período cada firma tenta induzir a outra a se mover primeiro para a fase de aumento de preços, até atingir o custo marginal c então as firmas decidem se mantêm preço igual ao custo marginal ou se aumentam seus preços, dando início ao regime de subida de preços para então ser novamente iniciado um período de cortes de preços.

Graficamente, teríamos um comportamento dos preços de mercado seguindo um comportamento cíclico assimétrico onde os períodos de cortes de preços teriam uma longa duração e os períodos de subida de preços ocorreriam praticamente em um único período. Além disso, teríamos papéis definidos para as firmas que iniciariam cada fase do ciclo, conforme apresentado no gráfico abaixo.

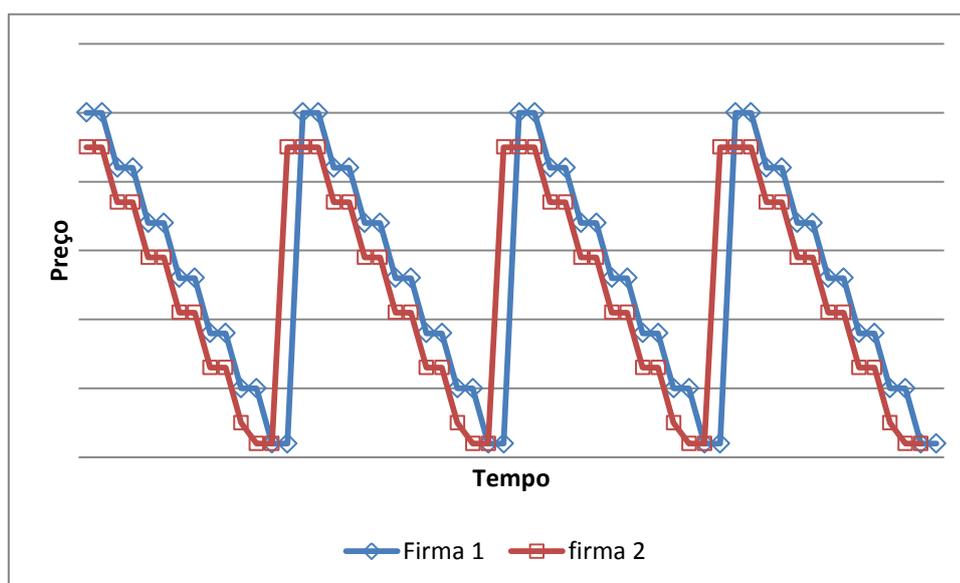


Figura 2-1– Gráfico Ciclos de Edgeworth

Diversos artigos foram elaborados para verificar se o comportamento dos preços é condizente com o ciclo de Edgeworth. Entre os principais autores do tema podemos citar Noel com diversos artigos tais como Noel (2007a), Noel (2007b), Noel (2008), Noel (2009), Lewis, e Noel (2012). Em Noel (2007a), utiliza da técnica aplicada em Ellison (1994) onde, através de uma estrutura de markov switching como apresentada em Cosslett e Lee (1985) o regime cooperativo ou não cooperativo do período atual é um fator que irá impactar na determinação do regime

no período seguinte. Com isso, Noel analisa o comportamento dos preços da gasolina em 19 cidades do Canadá. Como resultado o autor não só identificou a presença deste ciclo, como também o comportamento deste ciclo com o previsto na teoria de ciclos de Edgeworth desenvolvida em Maskin e Tirole (1988) e Eckert (2003).

Em Eckert (2003), o autor estende o modelo apresentado em Maskin e Tirole (1988), permitindo a heterogeneidade entre as firmas e com isso, possam apresentar participação de mercado diferente mesmo quando as firmas praticam preços iguais. Em seu modelo, o autor mostra que o equilíbrio cíclico do modelo se mantém na presença heterogeneidade e define o papel das diferentes firmas nas fases de ciclo onde as firmas com maior participação de mercado teriam maior probabilidade de iniciar o período do regime de subida enquanto as firmas menores teriam maior incentivo para começar o período de cortes de preço.

Em Noel (2007b) o autor encontra evidências de comportamento cíclico para o mercado de gasolina em Toronto, Canadá. Utilizando uma base de dados com 22 postos de gasolina observados a cada 12 horas durante 131 dias, o autor observou um comportamento típico ao de ciclos de Edgeworth e também testou alguns de seus aspectos tais como o comportamento em diferentes fases do ciclo, o papel das grandes e pequenas firmas e rejeitou o comportamento competitivo neste mercado, contudo a metodologia e resultados obtidos revelaram-se em ocasiões pouco explicados.

Já em Noel (2008) o autor analisa alguns pontos observados na prática em mercados de gasolina e seus impactos no modelo de jogo de duopólio de Bertrand para bens homogêneos desenvolvido em Maskin e Tirole (1988). Com isso, foi verificado de que forma o modelo se comporta com a presença de três ou mais firmas, com custos marginais variáveis ao longo do tempo e um mínimo de diferenciação do produto entre os concorrentes. Como conclusão, foi apontado que os ciclos de Edgeworth podem ser encontrados em um conjunto de premissas competitivas maiores das apresentadas no modelo teórico inicial, com destaque para

o caso com a presença de mais firmas para a possibilidade de falso início e início atrasado no ciclo⁴.

Outro ponto amplamente analisado em mercados de gasolina é a transmissão assimétrica de custos para os preços no mercado de gasolina. Diversos autores tais como Bacon (1991), Borenstein et al (1997), encontraram evidências em mercados de combustíveis. Em Noel (2009) e Lewis e Noel (2011) os autores analisam os efeitos desses dois componentes, transmissão assimétrica e ciclos de Edgeworth, buscando identificar cada um na formação do preço da gasolina. Para isso, são utilizados os preços anteriores aos choques e os preços pós-choque, ambos observáveis, e o preço que seria praticado caso não tivesse ocorrido o choque de custo. Como resultado, foi identificado que a presença do ciclo é um importante componente para a transmissão assimétrica, mas pode não explicar totalmente esse comportamento. Na presença de choques positivos as firmas se mostrariam mais propensas a iniciar uma fase de alta de preços do que de postergar um período de queda preços com um choque negativo.

Em Lewis e Noel (2011), os autores argumentam que o modelo de correção de erros normalmente estimado buscando identificar uma relação de longo prazo entre o preço final ao consumidor com o preço do atacado como inicialmente desenvolvido na literatura de choques assimétricos não é ideal para mercados com a presença de ciclos, pois, não leva em consideração a fase do ciclo na qual ocorreu este choque.

Neste artigo é analisada a velocidade da resposta de choques nos preços em mercados com e sem a presença de ciclo. De maneira geral, um choque de custos na fase de corte de preços poderá prolongar a duração dessa fase caso o choque seja negativo ou antecipar a fase de subida de preços caso o choque seja positivo. Na fase de subida de preços o efeito do choque positivo de custo tornará o preço maior que no caso onde não ocorra o choque e menor caso o choque seja negativo. Além disso, aponta para uma maior velocidade da resposta no preço em relação aos choques em mercados com ciclos.

⁴ Falso início ocorre quando a primeira firma a se mover em conjunto para o topo e início atrasado ocorre quando a segunda firma a se mover não acompanha imediatamente a subida de preços.

Em Noel (2012) é analisado de que forma o entendimento do comportamento do ciclo pode otimizar a decisão dos consumidores observando as diferentes fases do ciclo. Para isso, o autor constrói quatro estratégias de compra para o consumidor e encontra ganhos significativos de economia.

Outros artigos apontam também para a presença de ciclos de Edgeworth tais como Lewis (2009) que analisa as mudanças do preço da gasolina com a passagem do furacão Rita, para análise da presença de ciclos o autor utiliza como medida a mediana da mudança de preços médios diários. A lógica se deve ao fato de na maior parte do tempo os preços na presença de ciclos estarem caindo e, portanto a mediana seria um valor negativo. Enquanto para mercados com preços mais comportados a media ficaria próxima de zero.

Em Zimmerman et al. (2010), utilizando a abordagem de Lewis (2009) e estimando um modelo de Markov switching baseado em Neftçi (1984) sendo analisado o comportamento dos preços nos Estados Unidos para 350 cidades com dados entre 1997-2006 onde pode ser observada a presença dos ciclos considerando as diferentes regiões e seu comportamento ao longo do tempo. Com isso, foram observadas mudanças de comportamento ao longo do tempo, ou seja, região que não possuíam comportamento cíclico e passaram a ter e também diferença entre estes mercados para o efeito de variáveis de controle e o efeito no preço sendo este menor na presença de ciclos.

Outros artigos buscam identificar a presença dos ciclos através do cálculo da mediana como Eckert (2003), Lewis (2010) e Doyle *et al.*(2010). Em Doyle *et al.*(2010) o autor constrói um modelo permitindo a lealdade dos consumidores com o posto de gasolina de acordo com a proximidade (ZIP code) e também incorpora a competição por produtos secundários e estabeleceu com corte de -0.05 na mediana para ser considerada como um comportamento cíclico

2.3 Mercado de Combustíveis

Para a construção de um modelo para a análise da concorrência no setor de combustíveis automotivos, iremos apresentar a seguir algumas questões relevantes para o entendimento deste mercado.

Para isso, serão apresentadas duas seções relacionadas ao comportamento da produção e distribuição dos combustíveis automotivos para o ano de 2009, apresentados no anuário estatístico divulgado pela Agência Nacional de Petróleo (ANP), e em relação à demanda por estes produtos através do crescimento da frota de veículos e a composição desta demanda com a crescente presença dos carros flex na frota nacional.

2.3.1 Combustíveis

Nessa seção, será feita uma breve análise do setor de distribuição no Brasil, identificando suas principais características e de que forma elas impactam na concorrência deste setor. Este setor apresenta um grande número de agentes, tornando a relação entre estes um assunto de grande interesse na literatura econômica.

Os agentes que fazem parte da produção e comercialização de combustíveis no Brasil são as refinarias, os distribuidores e os revendedores. Atualmente grande parte das refinarias são propriedades da Petrobrás que possui também uma distribuidora (BR distribuidora S.A) e diversos postos no país. No setor de distribuição e na revenda de combustível o número de agentes é significativo dando maior possibilidade de competição entre os agentes.

Uma análise histórica do setor foi feita em Pinto e Silva (2008), onde é apresentado que o processo de liberação para os preços de combustíveis teve início na década de 90. Nesse período uma série de medidas foram tomadas com o objetivo de gerar uma maior desregulamentação deste mercado, possibilitando, além da liberação dos preços de venda da gasolina e do etanol para as distribuidoras e revendedoras, através da Portaria nº 59/1996 do Ministério da Fazenda, a participação de revendedores sem contratos exclusivos com as distribuidoras, chamados de postos de bandeira, possibilitando um maior número de agentes atuando neste segmento.

Além disso, neste período foram criados o Conselho Nacional de Política Energética (CNPE) e a Agência Nacional de Petróleo (ANP), através da Lei

9478/1997, com o sendo o primeiro o responsável por dar as principais diretrizes para o setor energético e o segundo responsável por sua regulação.

Esta lei também estabeleceu um período de transição para a liberação dos preços com término em 31/01/2001, sendo a partir de 1998, com a portaria MF/MME nº3 1998, o início do processo de ajustamento dos preços internos aos preços do mercado internacional. Com isso, janeiro de 2002 marcou o fim do período de transição e os preços na refinaria estavam livres para a gasolina e o óleo diesel, sendo também liberada para a importação destes combustíveis.

Um dos aspectos de grande importância para a nossa análise é a forma pela qual é formado o preço de gasolina, considerando seus custos, impostos e a margem do distribuidor. A ANP disponibiliza a estrutura de formação de preços para os combustíveis, sendo a formação do preço da gasolina C componente fundamental para a análise deste trabalho, segue seu maior detalhamento abaixo:

Composição do preço da gasolina⁵ "C" (mistura de gasolina "A" e etanol anidro combustível) a partir da distribuidora

- Frete da gasolina "A" até a base de distribuição
- Frete do Etanol anidro Combustível até a base de distribuição (frete de coleta)
- Custo de aquisição da distribuidora
- Margem da distribuidora
- Frete da base de distribuição até o posto revendedor

Composição do preço final de venda da gasolina "C" no posto revendedor

- Custo de aquisição do posto revendedor
- Margem da revenda
- Preço bomba de gasolina "C" $U = S + T$

Cabe ressaltar que para a produção da gasolina A (sem a adição de Etanol anidro) e na produção do Etanol, incidem os impostos de Contribuição de intervenção de domínio econômico (CIDE), o PIS/PASEP e Confis e o ICMS. Essa

⁵ A composição da Gasolina C é 75% de Gasolina A e 25% de Álcool Anidro

tributação poderá explicar parte das diferenças entre os preços da gasolina nas regiões do Brasil.

Como pode-se ver pela composição do preço apresentada acima, o mercado está organizado de forma que alguns agentes principais podem ser destacados na formulação do preço final do combustível.

Em relação aos derivados de petróleo, a gasolina A produzida na refinaria é enviada para as bases de distribuição, assim como o Etanol anidro produzidos nas usinas de etanol. Nas distribuidoras ocorre a mistura da gasolina A e o Etanol anidro, formando a Gasolina C e com isso, é enviada para as revendedoras chegando ao consumidor final. A forma como esses agentes estão organizados para o mercado brasileiro, é um fator chave para uma maior compreensão da definição do preço interno dos combustíveis.

Além disso, o etanol hidratado utilizado diretamente como combustível, também ganhou muita importância neste mercado desde a maior utilização dos carros flex. Sendo assim, sua produção e distribuição para o mercado consumidor também é componente fundamental na análise da relação dos preços entre os combustíveis e no preço final praticado ao consumidor.

Com isso, no mercado brasileiro de distribuição atualmente, segundo o anuário estatístico elaborado pela Agência Nacional de Petróleo (ANP) com dados de final de 2011, estão atuando 329 distribuidoras de combustíveis líquido com capacidade de 3,9 milhões de m³ sendo 3 milhões de m³ para derivados de petróleo, 720 mil m³ para etanol e 161,7 mil m³ para GLP. Grande parte deste volume encontra-se na região sudeste (41%) para os derivados e 49 % para o etanol, onde também se encontra a principal região de vendas de combustíveis.

Em relação às vendas de combustível pelas distribuidoras, em 2011 o volume comercializado alcançou 111,3 milhões de m³, sendo a Gasolina C e o Óleo Diesel, os principais combustíveis representando 32 % e 47 % respectivamente.

Os principais destinos das vendas de Diesel foram às regiões sudeste com aproximadamente 44 % das vendas, em seguida a região sul com aproximadamente 19% e a região nordeste com aproximadamente 16 %. Para as vendas de Gasolina C, o cenário é muito próximo ao apresentado acima para o mercado de Diesel, as

regiões sudeste, sul e nordeste também representam os principais mercados para as distribuidoras com 47 %, 20 % e 18 % respectivamente.

Apesar do grande número de distribuidoras, grande parte das vendas está concentrada em algumas pequenas empresas. Para o mercado de Diesel as participações nas vendas são BR (40%), Ipiranga (23%), Raizen (15%), Alesat (3%), totalizando 81 %. No mercado de gasolina C as 4 maiores distribuidoras possuem uma participação de 72,6 % , com as participações de BR (30%), Ipiranga (20%), Raizen (18 %), Alesat (5 %).

O Brasil possui, no final de 2011, 39.027 postos de revendas de combustíveis, o maior número de postos encontram-se nas regiões sudeste, sul e nordeste com 41 %, 22% e 21 % do número de postos respectivamente. Ao analisarmos a concentração deste mercado, podemos observar uma situação um pouco diferente do que foi mencionado em relação ao mercado das distribuidoras.

Nos postos revendedores, as principais bandeiras possuem 48 % do mercado, no final de 2011, sendo BR (20%), Ipiranga (14%), Raizen (10%), Alesat (4%), enquanto os postos chamados de bandeira branca, que compram combustíveis de qualquer distribuidora, possuem 43,8% do mercado.

Em relação ao mercado de etanol, a produção atingiu de 23 milhões de m³, considerando a produção de etanol anidro e hidratado para o ano de 2011. Desta produção 14 milhões de etanol hidratado, com comercialização direta como combustível automotivo, e aproximadamente de 9 milhões para o etano anidro, vendido como componente da gasolina C.

A produção brasileira está concentrada na região sudeste que correspondeu para 2011 a 62,1 % da produção nacional, sendo São Paulo o principal estado produtor com 52 % da produção neste ano. Em seguida a região Centro-Oeste, contribuiu com 23% da produção nacional sendo Goiás e Mato grosso do sul os principais estados produtores.

Quando consideramos as regiões consumidoras de etanol, podemos observar naturalmente um comportamento semelhante aos dos combustíveis derivados de petróleo que foram apresentados anteriormente. A região Sudeste representa o principal mercado consumidor de etano hidratado com aproximadamente 70 % do mercado nacional para o ano de 2011.

A distribuição de etanol quando considerado o etanol anidro segue em grande parte a distribuição da gasolina, uma vez que é vendido como seu componente, diferenciando-se apenas no transporte das regiões produtoras até as bases de distribuição.

A venda das distribuidoras de etanol hidratado neste mercado encontra-se concentrada em 56 % distribuído entre as 3 principais empresas do setor sendo estas a BR (22%), Raizen(18%) e Ipiranga (17%). O restante (44%) está pulverizado entre 150 distribuidoras.

Da produção total 2 milhões de m³ foram exportados, com destinos principais os EUA, além de países da Ásia e Pacífico.

Apresentamos acima uma visão da oferta de combustíveis, como a caracterização do mercado brasileiro com dados para o final de 2009. A seguir iremos observar de que forma tem se comportado a demanda por combustíveis e de que forma ela vem alterando o mercado nos últimos anos.

2.3.2 Frota de Veículos

Do lado da demanda por combustíveis, vamos analisar utilizando os dados divulgados no anuário estatístico divulgado pela ANFAVEA em 2011, a forma pela qual o mercado de veículos se comportou e como se deu o início da maior participação dos carros flex na frota nacional, fato que gerou maior flexibilidade na escolha do consumidor para abastecimento dos veículos e por isso, impacta diretamente o mercado de combustíveis e conseqüentemente no preço final pago pelo consumidor, tema de interesse principal deste trabalho.

Um histórico das mudanças para o mercado de automóveis foi apresentado em De Negri (1998). O início do mercado de automóveis como conhecemos hoje foi desenhado com o processo da abertura econômica ocorrida no início da década de 90 e com o enfrentamento por parte da indústria nacional da entrada dos carros importados.

Com apresentado por De Negri, na década de 90 deu-se início ao processo de abertura no mercado de automóveis com o fim das barreiras não tarifárias em 1990 e a partir de fevereiro de 1991 ocorreu um processo de redução da alíquota de importação que partiu de 85 % em maio de 1990 e atingiu em setembro de 1994 a alíquota de 20%.

Com isso, as importações de automóveis aumentaram significativamente em valores passando de US\$ 733 milhões no início da década de 90 para US\$ 11.270 milhões em 2009. A produção nacional autoveículos⁶ também cresceu nas últimas décadas passando de 914 mil unidades em 1990 para 3.182 mil unidades em 2009. Desta produção, a parcela de automóveis foi o principal componente no aumento da produção, saindo de 613 mil unidades em 1990 para 2.575 mil unidades em 2009.

Uma mudança significativa ocorreu em relação ao tipo de combustível utilizado nos automóveis, enquanto durante a década de 80, em resposta ao Programa Nacional de Álcool (Pró-Álcool), a proporção de automóveis por tipo de combustível da produção nacional alcançou aproximadamente 24 % de gasolina e 76 % de álcool, nos anos 90 essa produção passou para 90 % de gasolina e 10 % para álcool.

A partir de 2003 ocorreu o início da produção dos carros flex, que podem ser abastecidos tanto com álcool como gasolina em qualquer proporção, e já em 2009 não houve mais produção de automóveis movidos a álcool, 12 % da produção foi de automóveis á gasolina e 87% de automóveis flexfuel.

A produção de caminhões e ônibus se manteve ao longo das décadas com sendo 100 % a diesel, que também ainda é utilizado numa pequena parcela dos veículos comerciais leves.

Outro componente que apresenta grande impacto na demanda por autoveículos e conseqüentemente na demanda de derivados e a o efeito dos tributos na composição do seu preço final. No Anuário estatístico de 2010, divulgado pela ANFAVEA, foi feita uma comparação entre alguns países, identificando a grande

⁶ Considera a produção de automóveis, comerciais leves, caminhões e ônibus.

carga tributária na composição do preço final no Brasil relativamente a outros países.

Enquanto no Brasil os tributos representam cerca de 30,4 % no preço final dos automóveis em países como Reino Unido Japão e Estados unidos esse percentual em 2009 foi de 13 %, 9,1% e 6,1% respectivamente.

Recentemente, como forma de estímulo ao consumo e a indústria automobilística, vimos um período de redução do IPI no preço dos automóveis e com isso, a partir de 2008 ocorreu um grande estímulo para a venda de automóveis no Brasil, com a alteração da alíquota de imposto de 11% em 2007 passando para 5% em 2008 e 7,5% em 2009.

A frota brasileira em 2009 é estimada em 23,6 milhões de unidades de automóveis e 6 milhões de unidades considerando veículos comerciais leves, caminhões e ônibus. Como vimos acima, a frota onde a concorrência do combustível tem maior dinâmica é a de automóveis, uma vez que os veículos mais pesados como os ônibus e caminhões usam em praticamente todas as unidades o diesel.

Em relação aos estados a frota brasileira se concentra principalmente em São Paulo com 35 % dos autoveiculos e 36,6 % dos automóveis. Em seguida os estados de Minas Gerais, Paraná, Rio de Janeiro e Rio Grande do sul possuem as maiores frotas de automóveis com 10,4%, 8,2%, 8,6% e 8 % respectivamente.

Nessa seção foi feita breve análise do cenário atual para o mercado de combustível, olhando tanto para o lado da oferta com a composição da produção dos derivados pela refinaria, e a distribuição pelas companhias distribuidoras, transportadoras e as revendedoras e pelo lado da demanda, com a crescente utilização de automóveis e veículos pesados como os caminhões e ônibus como a mudança recente no mercado com a introdução dos carros flexfuel.

Com isso, na próxima seção iremos trabalhar a parte empírica do modelo para analisar o comportamento neste mercado da relação entre o poder de mercado dos revendedores e sua rentabilidade.

Como vimos na seção acima essa análise deverá levar em conta as diferenças apontadas para as regiões do Brasil e com isso, as séries que serão apresentadas na próxima seção deverão apresentar um corte regional, como veremos a seguir.

2.4 Dados

A base de dados utilizadas na elaboração deste trabalho em grande parte foi obtida através da Agência Nacional de Petróleo (ANP) de preços para a gasolina e etanol em postos da região de Belo Horizonte, Minas Gerais. As informações tem base semanal com início em 2001 até 2010. Como vimos anteriormente, neste período ocorreu a entrada e a maior participação dos carros flex no Brasil e por isso, poderemos observar de que forma essa característica relativamente singular do mercado brasileiro pode afetar o comportamento cíclico da gasolina tipicamente observado em outros mercados, como vimos na segunda seção deste artigo.

As informações obtidas no nível do posto nem sempre observadas para todas da série e por isso, foi necessária um análise da continuidade das informações para uso no modelo que iremos estimar e será apresentado na próxima seção. A escolha do período foi feita de forma a maximizar o numero de dados considerando o período da observação.

Como um dos pontos de interesse deste trabalho é identificar o efeito da entrada do carro flex e a maior competição entre a gasolina e o etanol, optamos pelo período de 18 semanas para 35 postos de abril de 2007 a agosto de 2007. Para a melhor análise foram escolhidos postos de diversas regiões e bandeira como podemos ver nas tabelas apresentadas anexo um deste artigo, buscando identificar que a amostra escolhida não possui uma distribuição adequada para estas variáveis.

No Anexo dois apresentamos as tabelas com a média dos preços tanto para as bandeiras quanto para as regiões, onde podemos observar algumas regiões com médias superiores a média total da amostra tais como, as regiões Centro-Sul e Oeste, tanto para gasolina quanto para etanol. Em relação à média dos preços nas diferentes bandeiras, podemos observar um valor menor para os postos de bandeira branca ou de companhias menores o que indica alguma diferença entre as pequenas empresas e as empresas integradas conforme previsto nos modelos de ciclos de Edgeworth.

Além disso, iremos utilizar informações específicas dos postos e verificar de que forma essas características podem afetar os preços. Com isso, informações tais como bandeira e região também serão utilizadas no modelo a seguir.

Foram obtidas também junto com a ANP informações sobre a capacidade de estocagem (tancagem) tanto de gasolina quanto de etanol e com isso, poderemos verificar o impacto do tamanho do posto em relação ao seu comportamento nas variações de preços e também nas suas probabilidades de adotar um regime de subida ou de cortes de preços. Apesar de ser uma informação relevante, esse dado tem que ser observado com cuidado, pois, para dimensionar o tamanho do posto em relação ao mercado devemos observar também outras características como a companhia a qual pertence este posto e não somente seu tamanho físico.

A formação de preço para a gasolina nas refinarias é controlado pelo governo, principal acionista da Petrobras, tendo como base o não repasse automático das flutuações de preços do mercado internacional buscando essa paridade apenas no longo prazo. Para o mercado de etanol, não existe tal regulação e por isso, pode flutuar livremente em relação aos preços internacionais. Essa maior controle pode afetar diretamente o comportamento cíclico do preço da gasolina para o consumidor uma vez que os choques de custos seriam feitos de forma menos frequentes.

Ainda em relação ao poder de mercado, gostaríamos de obter dados de vendas por posto, porém, não podemos observar esse dado diretamente e por isso, construímos uma variável de número de postos de uma determinada bandeira por região e com isso, apesar de não observar diretamente essa informação acreditamos que possa ser uma boa proxy para um índice de concentração normalmente utilizado em artigos em organização industrial.

Outra variável que utilizaremos a seguir é a distância entre os postos informados. Com os endereços dos postos observados foram obtidas as distâncias entre eles através do Google Maps. Essa fonte nos dá a opção de levar consideração o tipo de transporte que está sendo considerado para calcular a distância e por isso, se mostra bastante útil para esse trabalho uma vez que considera as ruas e suas direções para o cálculo da distância entre os postos.

Na tabela abaixo segue uma breve estatística descritiva das principais variáveis que serão utilizadas nas seções seguintes do artigo.

	PRECO DE BOMBA Gasolina r\$/l	PRECO DE NOTA Gasolina r\$/L	PRECO DE BOMBA Etanol r\$/L	PRECO DE NOTA Etanol r\$/L	Capacidade gasolina (tancagem) mil litros	Capacidade Etanol (tancagem) mil litros
Média	2,36	2,13	1,67	1,46	34	19
Maximo	2,54	2,27	2,00	1,80	75	45
Mínimo	2,16	1,98	1,27	0,98	15	10
desv. Padrão	0,09	0,06	0,17	0,17	14	9

Tabela 2-1– Estatística descritivas

2.5 Métodos

Nesta seção iremos apresentar o modelo que iremos utilizar para a estimação dos parâmetros de forma a identificar o comportamento cíclico no mercado de combustíveis brasileiro. Como apresentado na seção anterior a base de dados utilizada será para a região de Belo Horizonte Minas Gerais no período de abril de 2007 a agosto de 2007.

O modelo que será apresentado seguiu em grande parte o modelo inicialmente desenvolvido em Porter (1983) e adaptado para probabilidades variantes no tempo por Ellison (1994)⁷.

Com isso, apresentamos uma base de dados com estrutura de painel balanceado com 35 postos e 17 semanas com informações de preços de gasolina e etanol além das informações de características do próprio posto como apresentado na seção anterior.

O interesse e maior contribuição do ensaio em relação à literatura empírica sobre ciclos de Edgeworth está na relação do preço da gasolina com o preço do etanol e o desenvolvimento do mercado de carros flex no Brasil e ainda na

⁷ Para isso foi feita uma adaptação da programação em GAUSS elaborada para o artigo de Ellison(1994).

consideração de variáveis explicativas nem sempre utilizadas nos estudos anteriores. Assim, estimaremos duas equações conjuntamente, uma para as variações do preço da gasolina e outra para a variação do preço de etanol, de forma a capturar esta dinâmica entre os combustíveis. Sendo Assim teremos inicialmente:

$$(3) P_{BG_{st}} = \alpha_0 + a_1 P_{NG_{st}} + c_s + \varepsilon_1$$

e

$$(4) P_{BE_{st}} = \alpha_0 + a_1 P_{NE_{st}} + c_s + \varepsilon_1$$

Sendo P_{BG} o preço de gasolina na bomba, P_{NG} o preço de nota da gasolina comprada na distribuidora, P_{BE} o preço da bomba do etanol e P_{NE} o preço de nota do etanol comprado também da distribuidora. Além disso, como havíamos apresentado anteriormente as notações para s e t de cada variável representa o preço do posto i no período t .

Conforme apresentado em Wooldridge (2002), sendo c apresentado nas equações acima uma variável não observada para cada posto, podendo representar alguma característica que não observaremos através de nosso modelo tal como a qualidade do atendimento ou da loja de conveniência.

Assumindo que essa característica não observada é constante ao longo do tempo e variando apenas de posto para posto, ao aplicarmos a primeira diferença nas equações acima eliminaríamos esse efeito. Nesses casos, assumindo que $E(x'_t c) = 0$ podemos aplicar o modelo de *pooled OLS*.

$$(5) \Delta P_{BG_{st}} = \alpha_{G0} + a_1 \Delta P_{NG_{st}} + \alpha_2 \text{Capacidade}_{gs} + \alpha_2 I_{st}^i + \Delta \varepsilon_1$$

e

$$(6) \Delta P_{BE_{st}} = \alpha_{E0} + \beta_1 \Delta P_{NE_{st}} + \beta_2 \text{Capacidade}_{ES} + \Delta \varepsilon_2$$

Sendo assim, os dados foram considerados de forma empilhada (*stacked*) e os parâmetros foram estimados por máxima verossimilhança, considerando os as variações dos regimes ao longo do tempo como veremos a seguir. Essa estrutura de dados não foi explicitamente apresentada em Noel (2007b) porém em seu artigo

também considerou as dimensões de tempo e postos de combustíveis e com isso, representando também uma estrutura de painel.

Além da aplicação da primeira diferença na equação acima, adicionamos também uma nova variável em relação à (3) e (4). Essa nova variável irá representar o regime do ciclo i que irá depender também do posto e do período observado e receberá um para os períodos de subida e zero para os períodos de cortes de preços. Essa probabilidade será considerada variável no tempo e será estimada endogenamente no modelo assim como apresentado em Ellison (1994) e apresenta uma estrutura de Markov, onde a classificação do regime em t depende da classificação do regime em $t-1$. Os dois regimes conforme classificados em Noel (2007b) são:

- O regime de subida de preços (*Relenting Regime R*)
- O regime de cortes de preços (*Undercutting Regime U*)

As probabilidades que um posto i esteja no regime S no período $t-1$ e no período seguinte esteja no período R dependem de variáveis econômicas segundo uma função logística conforme apresentada abaixo:

$$(7) \lambda_{st}^{iU} = \Pr(I_{st} = R | I_{st-1} = S, W_{it}^i)$$

$$= \frac{\exp(W_{it}^S \Theta^i)}{1 + \exp(W_{it}^S \Theta^i)}$$

Sendo $i = R, U$ e $\lambda_{st}^{iR} = 1 - \lambda_{st}^{iU}$. Temos W_{it}^S sendo o conjunto de variáveis explicativas do regime i e Θ^i os parâmetros estimados. Além disso, ainda seguindo Noel (2007b) sendo J_{st}^i uma função indicadora igual a um quando os preços condicionados ao regime o preço do posto s não se modifica teremos:

$$(8) \Pr(J_{st}^i = 1 | I_{it}^S = i) = \gamma_{st}^i = \frac{\text{EXP}(V_{it}^S \zeta^i)}{1 + \text{EXP}(V_{it}^S \zeta^i)}$$

Com probabilidade da variação dos preços serem diferente de zero igual a $1 - \gamma_{st}^i$ e sendo V_{it}^S o conjunto de variáveis explicativas para a variável J assumir o valor 1 e ζ^i seus parâmetros estimados. Com isso, considerando a função indicadora apresentada acima teremos.

$$(9) \Delta P_{BGst} = \begin{cases} X_{st}\beta + I_{st}^i\beta^S & \text{com probabilidade } 1 - \gamma_{st}^i \\ 0 & \text{com probabilidade } \gamma_{st}^i \end{cases}$$

Com isso, para estimar o modelo Noel em seu artigo utiliza dois regimes (R,U) e dois sub-regimes $J_{st}^i \{0,1\}$. Para a estimação dos parâmetros através da máxima-verossimelhança, foi utilizado o algoritmo apresentado em Cosslett e Lee(1985) sendo;

$$Q_{ST}(I_{ST}) = \sum_{I_{st-1}=R,U} g^{I_{st}}(\varepsilon_{st}^{I_{st}} | X_{st}^{I_{st}}, V_{st}^{I_{st}}) * \Pr(I_{st} | I_{s,t-1}, W_{st}^{I_{st}}) * Q_{ST-1}(I_{ST-1})$$

Onde incluído os sub-regimes

$$g^{I_{st}}(\varepsilon_{st}^{I_{st}} | X_{st}^{I_{st}}, V_{st}^{I_{st}}) = \Pr(J_{st} = 0 | V_{st}^{I_{st}}) * \phi(\varepsilon_{st}^{I_{st}} | X_{st}^{I_{st}}) + \Pr(J_{st} = 1 | V_{st}^{I_{st}}) * D(p_{st} - p_{s,t-1})$$

Sendo ϕ uma função de densidade de uma distribuição normal, $D(x)$ uma variável indicadora igual a 1 quando $(p_{st} - p_{s,t-1}) = 0$. Dessa forma computamos a função de máxima verossimelhança da seguinte forma:

$$L = \sum_{t=1}^T \ln \left(\sum_{I_{st}=R,U} Q_{ST}(I_{ST}) \right)$$

Com isso, o conjunto de informações podem se diferenciar tanto para as equações de variações de preços representada por X , o conjunto de informações que afetariam as transições das probabilidades entre os regimes W e também as variáveis que afetariam as probabilidades consideradas para os períodos com e sem variações de preços V .

Os modelos de regressão com Markov-Switching são de grande utilidade para a análise da presença de ciclos de Edgeworth, pois, essa característica temporal destes modelos, ou seja, a classificação do regime em t depende da classificação em $t-1$ é um comportamento esperado para mercados com a presença destes ciclos, pois, os períodos de cortes de preços são longos e por isso, as probabilidades de se manter nesse regime devem ser significativas enquanto os períodos de subida de preços não apresentam continuidade e por isso, a probabilidade de se manter nesse regime dado que foi observado uma subida no período anterior dever ser baixa.

Logo será fundamental a análise da matriz de transição de probabilidades conforme apresentada abaixo

$$\begin{bmatrix} \lambda_{st}^{UU} & \lambda_{st}^{RR} \\ \lambda_{st}^{UR} & \lambda_{st}^{RU} \end{bmatrix}$$

Outra vantagem desta classe de modelos se deve a classificação dos períodos nos regimes ser estimada de forma endógena ao modelo e por isso, não é necessária nenhuma classificação *ad hoc* dos regimes.

Outro aspecto relevante da estimação das probabilidades de transição como feito em Noel (2007b) é a sua utilização para a melhor definição das características do ciclo.

A frequência será calculada através da duração esperada da fase de subida de preços somada à duração esperada da fase de queda de preços. Nesse sentido a duração do regime⁸ é calculada como sendo:

$$E(\text{Duração do Regime } i) = \frac{1}{1-\lambda^{ii}}, \text{ onde } i = R, U$$

e a frequência como

$$E(\text{Frequência do Ciclo}) = \frac{1}{1-\lambda^{UU}} + \frac{1}{1-\lambda^{RR}}$$

⁸ No Apêndice A é feita a demonstração para o cálculo da duração do regime

Por sua vez a amplitude será estimada multiplicando-se a duração esperada do regime i pela variação nos preços esperada neste regime. Tal variação é obtida da seguinte maneira: $\alpha^i = E(\Delta p_{mt} | X_{mt}^i)$, $i = S, G$. Assim temos que a amplitude será:

$$E(\text{Amplitude do Ciclo}) = \frac{\alpha^{UU}}{1 - \lambda^{UU}} \text{ ou } \frac{-\alpha^R}{1 - \lambda^{RR}}$$

Já no que se refere à assimetria dos ciclos mensuraremos a assimetria horizontal, relação entre a duração da fase de guerra de preço e a duração da fase de subida nos preços, e a assimetria vertical, como sendo o inverso da razão entre a mudança de preço média esperada da fase de guerra de preços e a mudança de preço média esperada da fase de subida. Ou seja;

$$E(\text{Assimetria Horizontal}) = \frac{1 - \lambda^{UU}}{1 - \lambda^{RR}}$$

e

$$E(\text{Assimetria Vertical}) = -\frac{\alpha^{UU}}{\alpha^{RR}}$$

Com isso, agora iremos para a próxima seção observar os resultados encontrados para os dados mencionados acima para a região de Belo Horizonte em Minas Gerais. Em nossa análise, como os dados obtidos apresentam a frequência semanal, isso poderá representar uma dificuldade na análise destas informações referentes ao ciclo em relação aos dados obtidos a cada 12 horas elaborado por Noel (2007b).

2.6 Resultados

Como resultado primeiramente analisa-se os resultados apresentados no modelo inicial conforme foi apresentado na seção anterior. Nesse modelo como vimos nas equações (5) e (6) foram utilizadas para variáveis explicativas para os preços da bomba da gasolina e do etanol apenas as variações de preço na nota e

uma variável que irá capturar o efeito do regime no comportamento da variação do preço da gasolina.

Na tabela1 abaixo, podemos os coeficientes estimados tanto para os efeitos das variáveis como também para as probabilidades de transição entre os regimes. Os coeficientes estimados para as equações de preço ficaram dentro do esperado com efeito positivo entre o preço da nota e o preço na bomba para os dois combustíveis e foram significativos na regressão, observando o erro padrão entre chaves abaixo. Os coeficientes de capacidade embora com o sinal esperado não se mostraram significativos, considerando o erro padrão apresentado na tabela.

Os valores encontrados para as transições de probabilidade apresentaram um comportamento compatível com mercados com a presença de ciclos de Edgeworth uma vez que apresentaram assimetria na matriz de probabilidade sendo, a probabilidade de se manter no período de corte (0.91) de preços superior a probabilidade de mudar para um regime de subida de preços (0.09). Já o regime de subida de preços (R) também apresentou um resultado compatível com o comportamento cíclico de mercados com o formato de ciclos de Edgeworth, com probabilidades de se manter no regime de subida bem inferior a probabilidade de voltar para um período de cortes de preços (0.999), conforme tabela abaixo.

	ΔP_{BG}	ΔP_{EG}
α_{GO}	-0.04 (0.007)	-
α_{EO}	-	-0.01 (0.002)
ΔP_{NG}	0.18 (0.09)	-
ΔP_{NE}	-	0.31 (0.07)
Capacidade G	-0.005 (0.005)	-
Capacidade E	-	-0.006 (0.01)
I	0.141 (0.014)	-
Probabilidades de Tran Probabilidade de variação = 0		
Regime de Subida - R	$\lambda^{RR} \rightarrow 5E-07$	$\gamma^R \rightarrow 0,003$
	$\lambda^{RU} \rightarrow 0,999$	$1 - \gamma^R \rightarrow 0,997$
Regime de Cortes - U	$\lambda^{UR} \rightarrow 0,09$	$\gamma^U \rightarrow 0,219$
	$\lambda^{UU} \rightarrow 0,910$	$1 - \gamma^U \rightarrow 0,78$

Tabela 2-2– Resultado modelo Inicial

Com isso, utilizando as equações apresentadas na seção anterior podemos analisar o comportamento do ciclo da variação dos preços da gasolina. A duração do regime calculada através $(1/1 - \lambda^{ii})$ encontrada para o regime de subida de preços foi 1 semana, enquanto o regime de descida de preços foi de 11 semanas. A frequência do ciclo obtida através das somas das durações das fases dos ciclos foi de 12 semanas ou aproximadamente de um mês.

Com o objetivo de analisar o impacto das variáveis nas probabilidades de transições entre os regimes, podemos identificar seu efeito marginal conforme apresentado abaixo:

$$\frac{\partial \lambda^{UU}}{\partial x} = \theta_x^U * \lambda^{UR} * \lambda^{UU}$$

Na próxima tabela apresentaremos o modelo incorporando as variáveis proxy para a demanda, uma vez que os dados de quantidade não estão disponíveis, utilizando a densidade e a renda per capita das regiões de Belo Horizonte. As variáveis analisadas foram inicialmente a densidade/KM² e também utilizamos o produto da densidade (habitantes/km²) e a renda per capita dos habitantes (Densidade X Renda). Como análise preliminar podemos destacar as duas regiões de maior preço apontadas na seção 4, como também as duas maiores regiões em relação ao produto da densidade e renda.

Tabela 2-3– Efeito Marginal Densidade

$\frac{\partial \ln P}{\partial \text{Densidade}}$	=	-2.82			
<hr/>					
Regime de Cortes - U	$\frac{\partial \ln P}{\partial \text{Densidade}}$	0.08	Regime de Subida - R	$\frac{\partial \ln P}{\partial \text{Densidade}}$	0.27
	$\frac{\partial \ln P}{\partial \text{Densidade}}$	0.920		$\frac{\partial \ln P}{\partial \text{Densidade}}$	0.73

Considerando a renda per capita das regiões temos:

Tabela 2-4–Efeito Marginal – Densidade X Renda

$\frac{\partial \ln P}{\partial \text{Densidade X Renda}}$	=	-0.01565			
<hr/>					
Regime de Cortes - U	$\frac{\partial \ln P}{\partial \text{Densidade X Renda}}$	0.157	Regime de Subida - R	$\frac{\partial \ln P}{\partial \text{Densidade X Renda}}$	0.297
	$\frac{\partial \ln P}{\partial \text{Densidade X Renda}}$	0.843		$\frac{\partial \ln P}{\partial \text{Densidade X Renda}}$	0.703

Outra variável que iremos incorporar ao modelo inicial é a variável dummy que indica um para postos de bandeira branca e zero caso contrário. Como vimos anteriormente essa variável em Eckert (2003) o autor analisa o papel das pequenas firmas nos ciclos de Edgeworth, cabendo a elas o papel de início do processo de cortes de preços enquanto as firmas maiores iniciariam a fase de subida de preços.

Tabela 2-5–Efeito Marginal Pequenas empresas

		$\frac{\partial \ln P}{\partial Pequena Empresa}$	=	0.031212		
Regimes de Cortes - U	$\frac{\partial \ln P}{\partial U}$	0.1	Regimes de Subida - R	$\frac{\partial \ln P}{\partial R}$	0.232	
	$\frac{\partial \ln P}{\partial U^2}$	0.9		$\frac{\partial \ln P}{\partial R^2}$	0.768	

Com desenvolvido em Noel (2007b) para avaliarmos os efeitos dessas variáveis iremos utilizar as variáveis em três conjuntos de informações conforme apresentadas anteriormente além do conjunto de informações da equação de preços da variação de etanol.

Logo, a variável dummy será incluída no conjunto de informações do regime de cortes de preços w^u , como apresentado na seção e por isso, poderemos analisar seu efeito nas probabilidades de transição estimadas para o modelo.

Considerando a base total de 454 postos de gasolina para a região de Belo Horizonte foram obtidas duas novas variáveis que também iremos testar no modelo. A primeira foi calculada um índice de concentração através do numero de postos por bandeira, uma vez que não obtemos dados de vendas por posto, para cada região considerada. A segunda e a terceira foram obtidas através das rotas entre pontos do Google Maps, a distância de automóvel e com isso, foram calculados o numero de postos por distancia buscando refinar a competição entre os postos, considerando sua área de atuação.

Tabela 2-6– Efeito Marginal Índice de Concentração

$\frac{\partial Q^U}{\partial \text{Índice de concentração}}$	=	-0.76877		
Regime de Cortes - U	$\frac{\partial Q^U}{\partial F^U} \rightarrow$	0.168	Regime de Subida - R	$\frac{\partial Q^U}{\partial F^R} \rightarrow$
	$\frac{\partial Q^U}{\partial F^R} \rightarrow$	0.832		$\frac{\partial Q^U}{\partial F^U} \rightarrow$
				0.291
				0.709

Tabela 2-7 – Efeito Marginal Numero de postos (proximidade < 5km)

$\frac{\partial Q^U}{\partial \text{Numero de Postos}}$	=	0.2065		
Regimes de Cortes - U	$\frac{\partial Q^U}{\partial F^R}$	0.11	Regimes de Subida - R	$\frac{\partial Q^U}{\partial F^R}$
	$\frac{\partial Q^U}{\partial F^U}$	0.89		$\frac{\partial Q^U}{\partial F^U}$
				0.22
				0.78

2.6.1 Ciclo Gasolina X Ciclo Etanol

Nessa seção iremos analisar de que forma a presença no ciclo da gasolina é afetado pelo também conhecido ciclo no etanol. Como vimos anteriormente, a relação destes combustíveis ocorre de duas formas. Na primeira o etanol afeta gasolina como um insumo da sua composição sendo definido como uma variável chave pelos órgãos responsáveis pela política energética brasileira de forma a equilibrar os preços do mercado. A segunda forma concorrendo diretamente como combustível de abastecimento direto aos veículos.

Os ciclos de preço do etanol não estão relacionados somente com os preços do combustível e sofrem influência direta dos preços do açúcar no mercado internacional. Sendo assim, iremos nessa seção avaliar de que forma esses ciclos pode afetar e qual sua relevância e impactos nos ciclos de Edgeworth para a gasolina conforme observado na seção anterior.

Inicialmente como comentamos acima, os ciclos do etanol estão relacionados diretamente como os períodos de safra e podem ser bem definidos e por isso, poderemos avaliar de que forma o ciclo da gasolina reage ao período de baixa de preços do etanol como também nos períodos de alta.

Como a base utilizada não cobre um período grande o suficiente para observar as fases de safra e entre safra do etanol, utilizaremos como variável em nosso modelo uma dummy que receberá um no caso em que o preço do etanol esteja inferior a 70% do preço da gasolina, ou seja, dadas os rendimentos dos combustíveis estaria vantajoso para os consumidores de carro flex abastecer com etanol.

Conforme observado na tabela abaixo, esses períodos afetam positivamente a probabilidade de se manter no regime de cortes de preços.

Tabela 2-8– Efeito Marginal Ciclo Etanol

$\frac{\partial \ln P_{gas}}{\partial \text{Ciclo Etanol}} = 0.120039$																	
<p>Regime de Cortes - U</p> <table style="width: 100%; border-collapse: collapse;"> <tr> <td style="width: 10%;"></td> <td style="width: 10%; text-align: center;">↑</td> <td style="width: 10%; text-align: center;">→</td> <td style="width: 70%; text-align: center;">0.109</td> </tr> <tr> <td></td> <td style="text-align: center;">↓</td> <td style="text-align: center;">→</td> <td style="text-align: center;">0.891</td> </tr> </table>		↑	→	0.109		↓	→	0.891	<p>Regime de Subida - R</p> <table style="width: 100%; border-collapse: collapse;"> <tr> <td style="width: 10%;"></td> <td style="width: 10%; text-align: center;">↑</td> <td style="width: 10%; text-align: center;">→</td> <td style="width: 70%; text-align: center;">0.281</td> </tr> <tr> <td></td> <td style="text-align: center;">↓</td> <td style="text-align: center;">→</td> <td style="text-align: center;">0.719</td> </tr> </table>		↑	→	0.281		↓	→	0.719
	↑	→	0.109														
	↓	→	0.891														
	↑	→	0.281														
	↓	→	0.719														

Este fato torna-se de grande interesse para o ciclo da gasolina, pois, como etanol tornou se um produto substituto (etanol é 30% menos eficiente) a gasolina para os carros flex, essa relação pode afetar diretamente o comportamento do preço da gasolina e representa mais um ingrediente para análise nesses mercados.

2.7 Conclusão

Como conclusão da análise de ciclos de Edgeworth no mercado de gasolina no Brasil, encontramos fatores que indicam a sua presença para o mercado de Belo Horizonte, Minas Gerais. Para isso, estimamos duas equações de variações de preços de gasolina e etanol, neste mercado.

Como resultado inicial, encontramos um comportamento típico de ciclos de Edgeworth para a gasolina no mercado analisado e etanol. Esse comportamento pode ser observado considerando as assimetrias das probabilidades de transição, com grande persistência do regime de cortes de preço e grande probabilidade da mudança de um período de subida de preço para o início de novos cortes.

Como uma base no nível do posto de combustíveis para 35 postos durante 18 semanas, foi possível testar a influência destas variáveis específicas onde encontramos um efeito negativo das variáveis de densidade e densidadeXRenda na probabilidade de manutenção, implicando que em regiões com maior população e com maior população considerando sua renda apresentam maior probabilidade de sair do regime de cortes de preço para períodos de subida de preço além de apresentarem na análise inicial um maior preço médio em relação às demais regiões.

Outras variáveis testadas foram a dummy para pequenas empresas, que apresentou um comportamento compatível com o apresentado por Eckert e também encontrado nos artigos mencionados do Noel. As pequenas empresas tem maior probabilidade de se manter nos períodos de cortes de preços e conseqüentemente as maiores empresas tem maior probabilidade de mover ser do regime de corte de preços para o regime de subida.

Esse resultado é compatível com a teoria de ciclos de Edgeworth, pois, argumenta que o papel de iniciar a subida de preços esta com as grandes empresas enquanto que as pequenas empresas começariam os períodos de cortes.

Foi calculado também um índice de concentração, utilizando o número de postos da mesma bandeira por região de Belo Horizonte. Desta forma, de maneira aproximada, uma vez que possuímos as quantidades vendidas, calculamos um

índice de concentração para as 4 maiores empresas em numero de postos por região.

Esta variável apresentou um efeito negativo na probabilidade de se manter no regime de cortes, indicando que mercados mais concentrados estariam mais sujeitos a subidas de preços em relação aos mercados com maior competição.

Como ultimo elemento de analise, introduzimos uma analise da relação entre os ciclos dos mercados de gasolina e do etanol. Como vimos anteriormente os períodos nos quais a gasolina estaria desfavorável em relação ao preço de venda do etanol, tem efeito positivo para a manutenção dos períodos de cortes de preço e por isso, causa efeito direto no ciclo de Edgeworth da gasolina.

Com isso, a análise dos ciclos no mercado de combustível brasileiro se torna um ambiente bastante rico para a pesquisa acadêmica. Cabe lembrar, que além da relação entre o etanol e a gasolina, os consumidores ainda possuem uma terceira opção para abastecimento dos veículos o Gás Natural Veicular (GNV) e acrescenta ainda mais um componente na dinâmica deste mercado.

2.8 Referências

Bertrand, J. (1883) "Book review of *theorie mathematique de la richesse sociale* and of *recherches sur les principes mathematiques de la theorie des richesses*", *Journal de Savants* 67: 499–508.

Cosslett, S. and Lee, L., (1985), 'Serial Correlation in Latent Variable Models,' *Journal of Econometrics*, 27, pp. 79–97.

Doyle, Joseph, Erich Muehlegger, and Krislert Samphantharak (2010), "Edgeworth Cycles Revisited," *Energy Economics* 32: 651-60.

Eckert, A (2003), Retail Price Cycles and Presence of Small Firms, *International Journal of Industrial Organization*, 21, 151-170.

Eckert, A. "Retail Price Cycles and Response Asymmetry", *Canadian Journal of Economics* 35 (2002) 55-77.

Edgeworth, F.Y. (1925), "The Pure Theory of Monopoly", in *Papers Relating to Political Economy* Volume I, London: McMillan, pp.111-142.

Ellison, G. (1994), Theories of Cartel Stability and the Joint Executive Committee, *RAND Journal of Economics*, 25 , pp. 37-57.

Engle, Robert F. and Clive W. J. Granger, "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing," *Econometrica* 55:2 (1987), 251–276.

Lewis, Matthew S (2009) Temporary wholesale gasoline price spikes have long-lasting retail effects: The aftermath of Hurricane Rita, *Journal of Law and Economics*, 52(3), pp. 581-605.

Lewis, Matthew S. and Noel, Michael D. (2011). "The Speed of Gasoline Price Response in Markets with and without Edgeworth Cycles", *Review of Economics and Statistics* 92(3), pp. 672-682.

Maskin, Eric. Tirole Jean. (1988) A Theory of Dynamic Oligopoly, II: Price Competition, Kinked Demand Curves, and Edgeworth Cycles *Econometrica*, Vol. 56, No. 3 pp. 571-599. Noel, M. D. (2007a), Edgeworth price cycles, cost-based pricing and sticky pricing in retail gasoline markets, *Review of Economics and Statistics*, 89, 324-334.

Noel, M. D. (2011). Edgeworth Price Cycles, In S. N. Durlauf e L. E. Blume (eds.), *New Palgrave Dictionary of Economics*, New York: Macmillan.

Noel, Michael D. (2007b). "Edgeworth Price Cycles: Evidence from the Toronto Retail Gasoline Market", *Journal of Industrial Economics* 55:1, pp. 69-92.

Noel, Michael D. (2008). "Edgeworth Cycles and Focal Prices: Computational Dynamic Markov Equilibria", *Journal of Economics and Management Strategy* 17:2, pp. 345-377.

Noel, Michael D. (2009). "Do Gasoline Prices Respond Asymmetrically to Cost Shocks? The Effect of Edgeworth Cycles", *RAND Journal of Economics* 40:3, pp.582-595.

Noel, Michael D. (2012). "Edgeworth Price Cycles and Intertemporal Price Discrimination", *Energy Economics* 34(4), pp. 942-954.

Resende, M. (2012), Sincronização de Preços no Mercado de Varejo para Combustíveis: uma Nota Empírica, *Revista Brasileira de Energia*, 18, 197-204, mencionar que existe esse estudo para BH

Rotemberg, J. and G. Saloner (1986), A Supergame-Theoretic Model of Price Wars during Booms, *American Economic Review*, 76, pp. 390-407.

Tirole, J. (1988), *The Theory of Industrial Organization*, Cambridge-MA: MIT Press.

Wooldridge, Jeffrey M. (2002), *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*; MIT PRESS.

Zimmerman, Paul R. Yun, John M. Taylor, Christopher T. (2010) Edgeworth Price Cycles in Gasoline: Evidence from the U.S. *BUREAU OF ECONOMICS FEDERAL TRADE COMMISSION WASHINGTON, WORKING PAPERS, DC 20580.*

2.9 Anexos

2.9.1 Anexo 1 – Tabelas Dados Postos

Tabela 2-9– número de postos por Bandeira

	Número de postos
BRANCA	4
IPIRANGA	9
ESSO	6
SHELL	2
BR	9
TEXACO	2
ALE	2
ASTER	1
total	35

Tabela 2-10– Postos por Região

	Número de postos
Nordeste	5
Noroeste	7
Centro-Sul	9
Leste	5
Oeste	6
Barreiro	2
Venda Nova	1
total	35

Tabela 2-11— Postos por Bandeira X Postos por Região

Posto/Região	Nordeste	Noroeste	Centro-Sul	Leste	Oeste	Barreiro	Venda Nova	Total
BRANCA	2	0	1	1	0	0	0	4
IPIRANGA	1	4	3	0	0	1	0	9
ESSO	1	1	3	0	1	0	0	6
SHELL	0	1	0	0	0	1	0	2
BR	0	0	1	3	4	0	1	9
TEXACO	0	0	1	0	1	0	0	2
ALE	0	1	0	1	0	0	0	2
ASTER	1	0	0	0	0	0	0	1
total	5	7	9	5	6	2	1	35

2.9.2 Anexo 2 – Média dos Preços

Tabela 2-12 Preço Médio Gasolina X Região

	Média Preço Gasolina R\$/l
Nordeste	2,32
Noroeste	2,32
Centro-Sul	2,41
Leste	2,32
Oeste	2,41
Barreiro	2,32
Venda Nova	2,30
Média total	2,36

Tabela 2-13— Preço Médio Etanol X Região

	Média Preço Etanol R\$/l
Nordeste	1,60
Noroeste	1,67
Centro-Sul	1,70
Leste	1,63
Oeste	1,70
Barreiro	1,69
Venda Nova	1,68
Média total	1,67

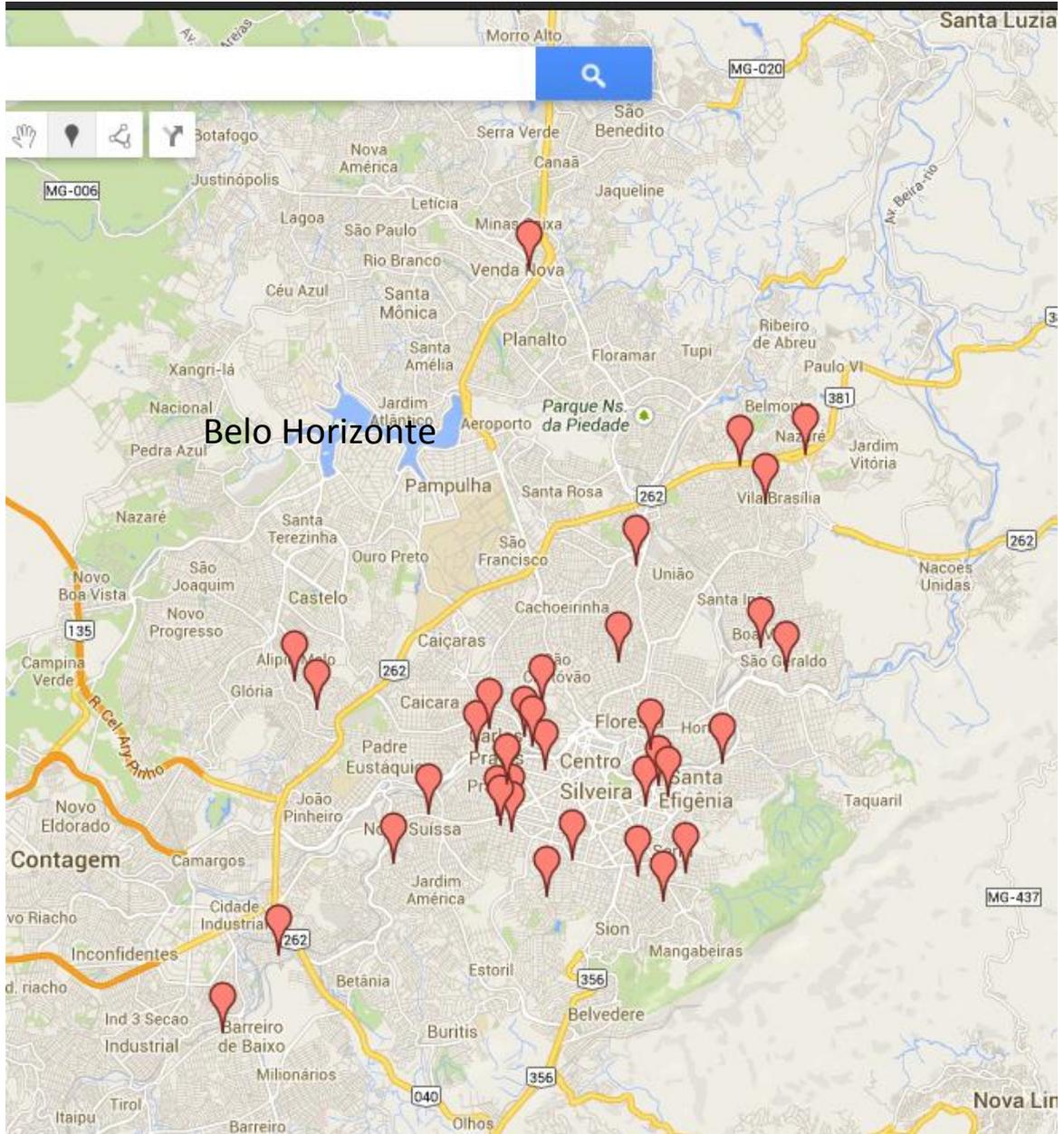
2.9.3 Gráfico Gasolina X Etanol

Tabela 2-14 – Média Preço

	Média Preço Etanol R\$/l
BRANCA	1,60
IPIRANGA	1,70
ESSO	1,66
SHELL	1,68
BR	1,69
TEXACO	1,65
ALE	1,68
ASTER	1,60
Média total	1,67

	Média Preço Gasolina R\$/l
BRANCA	2,32
IPIRANGA	2,37
ESSO	2,36
SHELL	2,30
BR	2,38
TEXACO	2,37
ALE	2,32
ASTER	2,30
Média total	2,36

2.9.4 Mapa Postos



Apêndice A

Para demonstrar o cálculo da duração do regime apresentada. Sendo D a duração do estado J e p_{jj} a probabilidade que o regime j observado no período t permaneça em $t+1$ teremos:

$$D = 1, \text{ se } S_t = j \text{ e } S_{t+1} \neq j ; Pr[D = 1] = (1 - p_{jj})$$

$$D = 2, \text{ se } S_t = S_{t+1} = j \text{ e } S_{t+2} \neq j ; Pr[D = 2] = p_{jj}(1 - p_{jj})$$

$$D = 3, \text{ se } S_t = S_{t+1} = S_{t+2} = j \text{ e } S_{t+3} \neq j ; Pr[D = 3] = p_{jj}^2(1 - p_{jj})$$

$$D = 4, \text{ se } S_t = S_{t+1} = S_{t+2} = S_{t+3} = j \text{ e } S_{t+4} \neq j ; Pr[D = 4] = p_{jj}^3(1 - p_{jj})$$

....

Então a duração esperada do regime pode ser obtida através da expressão abaixo:

$$E(D) = \sum_{j=1}^{\infty} j Pr[D = j]$$

$$= 1 \times Pr[S_{t+1} \neq j | S_t = j]$$

$$+ 2 \times Pr[S_{t+1} = j, S_{t+2} \neq j | S_t = j]$$

$$+ 3 \times Pr[S_{t+1} = j, S_{t+2} = j, S_{t+3} \neq j | S_t = j]$$

$$+ 4 \times Pr[S_{t+1} = j, S_{t+2} = j, S_{t+3} = j, S_{t+4} \neq j | S_t = j]$$

+

$$= 1 \times (1 - p_{jj}) + 2 \times p_{jj}(1 - p_{jj}) + 3 \times p_{jj}^2(1 - p_{jj}) + \dots$$

$$= \frac{1}{(1-p_{jj})}$$

3 Persistência dos Lucros na Indústria Brasileira: Um Estudo Econométrico

Resumo

Neste ensaio, iremos avaliar o comportamento de uma série de lucro para diversas firmas da economia brasileira, com o objetivo de identificar a persistência de desvios de lucro em relação ao esperado para o mercado. A persistência destes desvios gera grande debate na literatura econômica, pois, a teoria microeconômica tradicional argumenta que desvios de lucros fora do esperado para um mercado deveriam ser diluídos com o tempo através dos efeitos competitivos como, por exemplo, com a entrada de novas firmas. No entanto, diversos trabalhos empíricos encontram certa persistência nos lucros que podem ser geradas pela baixa competitividade entre as firmas ou pela constante busca por inovações e diferenciação de produtos que levem a ganhos diferenciados em relação ao mercado. Para avaliar essa persistência utilizando uma abordagem econométrica, iremos aplicar para dados da economia brasileira um teste de raiz unitária para dados em painel desenvolvido em Bai e Ng (2004) denominado como PANIC (Panel Analysis of Nonstationarity in Indiosyncratic and Common Components) e com isso, identificar se a série de lucros apresenta um comportamento de grande persistência típico de séries com a presença de raiz unitária ou se esses desvios seriam diluídos com o tempo revertendo para o lucro esperado do mercado. Como resultado, encontramos a presença de raiz unitária em diversas séries de desvio de lucro observadas nas diferentes firmas, porém, quando aplicamos o teste para o conjunto das firmas rejeitamos a hipótese nula de raiz unitária, considerando 97 firmas e 41 períodos de dados para setores variados da economia brasileira no período entre 1995 e 2005.

3.1 Introdução

A literatura empírica sobre persistência dos lucros se desenvolveu mais fortemente a partir de Mueller (1977), Mueller (1986) e Geroski (1990) e tem como objetivo identificar se desvios do lucro em relação ao lucro de equilíbrio do mercado terá efeitos duradouros na definição do lucro neste mercado ou se será rapidamente diluído convergindo para a taxa de equilíbrio.

Como veremos ao longo deste artigo, diversos autores apresentam trabalhos teóricos e empíricos sobre o tema buscando além de identificar e quantificar a presença da persistência dos lucros, justificar os resultados encontrados com aspectos da teoria econômica. Na teoria microeconômica tradicional, a obtenção de um lucro acima do normal deverá atrair novos competidores sob livre entrada e como resultado esse lucro será diluído de forma que não estimule a entrada de novas firmas.

Para avaliar esse dinamismo, diversos autores buscam através da estimação de modelos AR(1) capturar a magnitude da persistência de curto prazo dos lucros e estimar o lucro de equilíbrio de longo prazo. Tais modelos podem ser justificados a partir de modelos teóricos bem simplificados [ver Geroski (1990)]. Trabalhos empíricos nesta mesma linha buscam identificar um comportamento envolvendo persistência extrema no caso de presença de raiz unitária ou um comportamento de convergência para lucros de equilíbrio encontrados em modelos AR(1) sem a presença de raiz unitária.

Com isso, testar a presença de raiz unitária é um importante fator na análise de persistência de lucros. Mais especificamente, o desenvolvimento destes testes para dados em painel auxilia a elaboração de trabalhos empíricos em Organização Industrial onde é possível incorporar as informações das unidades cross-section e dos períodos de tempo.

Com isso, o desenvolvimento deste artigo se dará da seguinte forma. Além deste capítulo introdutório, o restante do artigo será dividido da seguinte forma: na segunda seção será apresentado um resumo do debate sobre a persistência de lucro e seus principais aspectos teóricos envolvidos assim como, alguns resultados

empíricos encontrados. Na terceira seção serão apresentados os dados utilizados para a análise da persistência dos lucros, tendo em mente o período da economia brasileira observado na época e a forma como as mudanças ocorridas ao longo deste período poderiam afetar o comportamento dos lucros. Na quarta seção, iremos apresentar a abordagem econométrica e seus resultados divididos em duas sub-seções. Na primeira iremos aplicar testes de dependência em *cross-section* necessários para a interpretação dos resultados e na seção seguinte iremos apresentar um teste de raiz unitária para dados em painel desenvolvido em Bai e Ng (2004) e com isso, verificar o comportamento da série de lucros apresentados no capítulo três. Por último, na quinta seção teremos as conclusões e os principais resultados encontrados neste artigo.

3.2 Persistência de Lucros

Como mencionado anteriormente, temos como objetivo principal deste artigo avaliar o comportamento dos lucros em diversos setores da economia brasileira. Em especial, estamos interessados na avaliação da persistência desses lucros, ou seja, uma vez que uma firma consiga de alguma forma obter um lucro acima do normal para o mercado iremos avaliar se esses lucros são mantidos por essas firmas ou se convergem para uma taxa de lucro considerada normal para o mercado em análise.

De acordo com a literatura microeconômica tradicional, a obtenção de um lucro acima do normal por uma firma irá atrair novos competidores na ausência de barreiras à entrada e por isso, esse lucro será diluído de forma que não estimule a entrada de novas firmas. Desta forma, o lucro gerado hoje é um fator relevante para a formação do lucro no futuro e com isso, devemos observar um comportamento dinâmico desta variável na economia.

Em Geroski (1990) são analisados os efeitos dos novos entrantes e dos potenciais entrantes nos preços e margens do mercado, afetando diretamente seus lucros. O autor aponta dois efeitos causados pela entrada ou ameaça de entrada pelos novos competidores. O primeiro seria uma competição direta por mercado feita via preço, podendo ser iniciado um período de guerra de preços. Já o segundo efeito

seria uma competição não via preços como, por exemplo, o uso de propaganda, a busca por diferenciação e outros fatores que poderiam afetar os custos atuais da indústria. O resultado destes dois efeitos não necessariamente seria negativo e depende da dinâmica competitiva que ocorrerá com a entrada da nova firma.

Para analisar os trabalhos empíricos utilizados para avaliar os efeitos competitivos das entradas reais e potenciais de novos participantes no mercado, em seu artigo Geroski apresenta três modelos. O primeiro representa um modelo de mercado estrutural, não permitindo o efeito de potenciais entrantes na dinâmica competitiva. O segundo modelo de persistência de lucros permite ambos os efeitos das entradas efetivas e potenciais, porém, não permitindo a separação de seus efeitos. Por último, é apresentado um modelo estrutural completo, onde é possível identificar cada efeito separadamente.

Uma vez que modelos que buscam capturar essa dinâmica competitiva e modelam a formação dos lucros nas indústrias são fundamentais na análise de persistência dos lucros, iremos apresentar brevemente os modelos avaliados em Geroski (1990). Em um modelo simples temos que:

$$\pi(t) = \beta S(t) \quad (1)$$

Onde $\pi(t)$ denota o lucro de uma firma em (t) , S a estrutura do mercado em (t) e se $\beta > 0$ teríamos que o lucro estaria relacionado à estrutura do mercado. Assumindo, que a observação dos lucros ocorre um período após sua ocorrência temos :

$$E(t) = \gamma [\pi(t - 1) - \pi^*] \quad (2)$$

Com isso, sendo $\gamma > 0$ a entrada (E) é motivada em um período seguinte ao desvio do lucro (π) em relação ao lucro de longo prazo (π^*). E por último as variações da estrutura de mercado (S) ocorrem na medida em que os novos entrantes afetam a participação de mercado das firmas existentes.

$$\Delta S(t) = \phi E(t) \quad (3)$$

Sendo $\phi < 0$. Com isso, o modelo apresentado acima onde temos $\beta > 0$, $\gamma > 0$ e $\phi < 0$ os lucros acima do lucro de longo prazo, irá estimular a entrada de novos competidores que por sua vez irão afetar a estrutura de mercado e com isso, reduzirão os lucros. Resolvendo o modelo acima temos que os lucros serão determinados da seguinte forma.

$$\pi(t) = -\beta\phi\gamma\pi^* + (1 + \beta\phi\gamma)\pi(t-1) \quad (4)$$

O ponto fraco destes modelos está relacionado ao fato que alterações nos lucros são ocasionadas somente por alterações na estrutura do mercado e com isso, apesar de ser observada essa relação ela não explica totalmente as mudanças nos lucros. Com isso, os modelos de persistência dos lucros buscam capturar todos os efeitos ocasionados quando é observado um lucro acima do lucro de longo prazo em uma indústria, ou seja, $\pi(t-1) > \pi^*$.

No segundo modelo, quando consideramos os potenciais entrantes, a equação de lucro é alterada da seguinte forma.

$$\pi(t) = \beta_0 S(t) + \beta_1 P(t) \quad (5)$$

Sendo $\beta_0 > 0$ e $\beta_1 < 0$. Além disso, ambos dependem do desvio do lucro em (t-1) e do lucro de longo prazo.

$$P(t) = \gamma_0 [\pi(t-1) - \pi^*] \quad (6)$$

$$E(t) = \gamma_1 [\pi(t-1) - \pi^*] \quad (7)$$

Sendo γ_0 e $\gamma_1 > 0$. Em relação à terceira equação do modelo anterior, esta não sofre alteração uma vez que a entrada potencial (P) não altera a estrutura de

mercado e com isso, $\Delta S(t) = \phi E(t)$ continua valendo. Neste caso, o lucro em (t) agora seria determinado pela seguinte equação. Substituindo as equações (6), (7) e (3) em (5) termos:

$$\Delta\pi(t) = \lambda[\pi(t-1) - \pi^*] \quad (8)$$

Onde $\lambda = (\beta_0\phi\gamma_1 + \beta_1\gamma_0)$. Com isso, na forma do modelo são estimados os efeitos combinados das entradas de novas firmas e do potencial de entrada através do parâmetro λ como feito em Geroski e Jacquemin (1988).

No terceiro modelo, assumindo que as firmas entrantes continuem usando (2) para avaliar se entram ou não no mercado, então pelo modelo anterior, fica claro que as firmas existentes no mercado no período pré-entrada na verdade observam que o seu lucro em (t-1) afeta o seu lucro presente em (t). Com isso, dado uma taxa de desconto δ então a condição de primeira ordem para a maximização de lucros dado (2) será:

$$\pi(t) + \phi S(t) + \delta\pi^e(t+1) = 0 \quad (9)$$

Logo, agora o lucro presente e o comportamento das firmas dependem da taxa de desconto e também do lucro futuro que terão dado que este será observado pelos potenciais entrantes e pode gerar um incentivo a entrada de novas firmas. Sendo assim, movimentos pré-entrada ganham importância uma vez que as firmas estão maximizando uma soma de lucros presentes e futuros.

Desta forma, uma vez que apesar de observamos as entradas em diferentes mercados, não podemos observar diretamente a variável de potencial entrada e por isso, modelos na forma reduzida buscam estimar coeficientes que avaliam o comportamento dos lucros de forma a capturar a dinâmica competitiva de um determinado mercado. Esta literatura teve início em trabalhos como Mueller (1977) e Mueller (1986) onde o autor utiliza um modelo auto-regressivo da seguinte forma.

$$\rho_{it} = (1 - \lambda_i)\gamma_i + \lambda_i\rho_{it-1} + \mu_{it} \quad (10)$$

Onde, ρ_{it} é uma medida de lucro padronizado apresentado pela firma i no período t , μ_{it} é uma variável que representa os demais fatores que influenciam a taxa de lucro e assume-se que tenha uma distribuição normal com média zero e variância constante igual a v_{it}^2 sendo $\mu_{it} \sim N(0, v_{it}^2)$. Para a análise de persistência dos lucros os parâmetros de interesse são γ_i, λ_i e v_i . Sendo γ_i a média de longo prazo da medida de lucro obtida, λ_i representa a persistência de curto prazo, e v_i a variabilidade dos fatores não incluídos no modelo.

Em Goddard e Wilson (1999) os autores apresentam os casos possíveis para os resultados dos coeficientes estimados na equação (10) acima e seus principais resultados. Podemos separar em três casos definidos por (i) $\lambda_i = 0$, (ii) $0 < \lambda_i < 1$ e (iii) $\lambda_i = 1$ sendo $\gamma = 0$. No primeiro caso, a medida de lucro se comporta como um ruído branco e representa um caso de grande pressão competitiva sobre os lucros e por isso, lucros acima do normal seriam rapidamente diluídos e neste caso teríamos um mercado com barreiras de entrada insignificantes e com grande taxa de transmissão de informações.

Para o caso (ii) a medida de lucro se comporta como um modelo autoregressivo do tipo AR(1) e seu comportamento dependerá da magnitude do parâmetro λ sendo quanto maior o seu valor menor será a taxa com que o lucro acima do normal irá decair ao longo do tempo e por último o caso (iii) onde a persistência do lucro é significativa sendo o lucro futuro fortemente determinado pelos lucros gerados no presente. Neste mercado poderíamos interpretar que os fatores competitivos não possuem influência nos lucros acima do normal das firmas participantes.

Neste artigo os autores estimam os parâmetros encontrando persistência nos lucros de 0.59. Em relação ao lucro de longo prazo foi observado que as firmas não convergem para o mesmo valor sendo, portanto específico para cada firma assim como a variabilidade dos fatores não incorporados ao modelo que também apresentou um comportamento inverso com o parâmetro de persistência de lucro no curto prazo, ou seja, aquelas firmas que possuem uma maior proteção em relação às forças competitivas e conseguem manter por mais tempo os lucros acima do lucro

de longo prazo também teriam uma menor variabilidade dos choques dos fatores não incorporados ao modelo.

Em Cable e Mueller (2008) a metodologia para se testar a persistência dos lucros é avaliada, sendo aplicada para uma base de dados de firmas do Estados Unidos e Inglaterra. Além disso, os autores buscam incorporar o efeito da dinâmica competitiva apresentada em Schumpeter (1934, 1950), onde a dinâmica do lucro é modificada pela firma através das suas inovações, buscando ganhos de monopólio através das grandes mudanças competitivas que são diluídos ao longo do tempo pelos imitadores do mercado. Com isso, Cable e Mueller apontam que essa mudança inicialmente foi proposta a ser incorporado em modelos do tipo da equação (10) em μ_{it} porém, não consideram adequada essa análise.

Com isso, os autores apontam para um fator complicador uma vez que se considerado em μ_{it} e a inovação do tipo apontada em Schumpeter de forma esta seria relacionada com a própria dinâmica do ajustamento dos lucros em relação ao lucro de longo prazo, então teríamos estimadores viesados para avaliarmos λ_i com um parâmetro de ajustamento através da entrada de fato e do potencial de entrada de novos participantes no mercado e com isso, a interpretação de λ_i seria o efeito combinado das forças competitivas e inovadoras do mercado.

Além disso, Cable e Mueller apontam que os efeitos das inovações permanentes podem ter sido capturados implicitamente pelo parâmetro de desvio do lucro no longo prazo γ , porém ainda apresentaria problemas, pois, estariam assumindo que as inovações ocorreram anteriormente e não estariam sendo realizadas no período da análise e apontam que o efeito da inovação deveria ser incorporado como um deslocador do intercepto.

Nesta linha, Eklund e Wiberg. (2007) e Johansson e Hööf (2008) apontam para o esforço em pesquisa e inovação como causa da persistência dos lucros observados nas indústrias como fator essencial para análise e não só fatores estruturais de mercado tais como o numero de firmas, potenciais entrantes e barreiras à entrada e saída seriam suficientes para explicar a persistência de lucros acima do competitivo. Com isso, os autores buscam fazer o link entre o esforço em Pesquisa & Desenvolvimento (P&D) das empresas e a persistência dos lucros observada. Para isso, utilizam uma base de dados com o retorno total dos ativos e

investimento reportado em P&D das 293 maiores firmas europeias por um período de 21 anos entre 1984 e 2004.

Com o objetivo de avaliar os desvios dos retornos em relação ao mercado e também separar efeitos dos ciclos econômicos e reduzir a variabilidade dos dados os autores aplicam uma medida amplamente utilizada na literatura com a diferença dos retornos em relação à média da amostra. Como resultado encontram um valor estimado em média para $\hat{\lambda}$ de 0.475 o que implica que os lucros são reduzidos a cada período em $(1 - \hat{\lambda})$ sendo calculado em 0.525.

Além disso, separando as firmas em grupos de acordo com a magnitude dos lucros foram encontrados significativos desvios em relação ao lucro de equilíbrio em todos os grupos analisados. Para testar o efeito de P&D nos desvios foi estimado um modelo de efeitos fixos utilizando os valores de investimento reportados em P&D com defasagens como variáveis dependentes e como resultado foi encontrado um efeito significativo da variável de P&D e uma redução do valor estimado para $\hat{\lambda}$.

Os autores apresentam um resumo dos principais estudos relacionados à persistência de lucro reportando seus coeficientes estimados e as principais características de cada artigo. Os valores estimados para λ encontram se bem próximos considerando o diferencial de cada artigo que apresentam dados para diferentes países e intervalos de tempo.

Como vimos até o momento, grande parte da literatura utiliza modelos como apresento pela equação (10) e buscam avaliar a persistência dos lucros através da estimação dos coeficientes λ , considerado como a persistência dos lucros no curto prazo, e γ , considerado o desvio do lucro de longo prazo em relação ao lucro competitivo.

Consideramos que γ seja o desvio de longo prazo, pois este representa o valor esperado não condicional para modelos AR(1) de ρ , uma medida de desvio de risco no mercado, porém, isso só será verdadeiro para os casos em que o modelo for estacionário, ou seja, temos $\lambda_i \in (-1, 1)$. No entanto, a não estacionariedade já foi reportada em estudos tais como Kambhampati (1995) Goddard and Wilson (1999) e Gschwandtner (2003).

Outros autores buscam refinar os métodos para estimar os valores de λ . Em Cuaresma e Gschwandtner (2008) foi permitindo que a persistência varie com o

tempo, o que pode ser bastante razoável uma vez que esses estudos lidam com uma base de dados para um horizonte longo do tempo e com isso, conseguem capturar como esse parâmetro se comportou para diferentes momentos da economia onde as firmas estão inseridas. Para isso, utilizam uma modificação em relação aos modelos normalmente estimados para avaliar a persistências dos lucros como apresentado pela equação (10) da seguinte forma.

$$\rho_{it} = \alpha_i + \lambda_{it}\rho_{it-1} + \mu_{it} \quad (11)$$

Sendo $\alpha_i = (1 - \lambda_i)\gamma_i$. E incorporam uma dinâmica de um processo AR(1) também para λ_i da seguinte forma.

$$\lambda_{it} = \phi_{i,0} + \phi_{i,1}\lambda_{i,t-1} + v_{it} \quad (12)$$

E consideram também o caso de passeio aleatório para λ_{it}

$$\lambda_{it} = \phi_{i,0} + \lambda_{i,t-1} + v_{it} \quad (13)$$

Os autores utilizam como variável de medida de lucro o percentual de desvio do lucro da firma i em relação à média da amostra que possui 156 firmas para um período entre 1950 e 1999. Para análise consideram três casos, o primeiro como uma modelo AR(1) normalmente apresentado na literatura e representado pela equação (10). No segundo e terceiro utilizam no algoritmo de máxima verossimilhança os dois casos representados por (12) e (13), onde para (12) temos com média de longo prazo para o parâmetro variante no tempo λ_{it} igual a $\frac{\phi_{i,0}}{(1-\phi_{i,1})}$ e o caso onde temos $\phi_{i,1} = 1$ e comparam os modelos através da medida AIC.

Para as firmas analisadas, inicialmente testou-se a presença de raiz unitária para as séries da medida de lucro e não foi possível rejeitar a hipótese de raiz unitária em algumas firmas, inviabilizando a análise de lucro de longo prazo via γ . Além disso, foi encontrado persistência dos lucros para todas as firmas. Em relação

ao modelo foi escolhido em todos os casos menos um o modelo de passeio aleatório para λ_{it} .

A questão apresentada acima, em relação à presença ou não de raiz unitária na medida de lucro utilizada como forma de avaliar os desvios do lucro em relação ao lucro competitivo, é avaliada em Canarella et al. (2007) onde os autores apresentam a interpretação para os casos com e sem raiz unitária. Em mercados onde rejeita-se a presença de raiz unitária, ou seja, os desvios do lucro são estacionários então choques se tornam transitórios e os retornos tendem a voltar ao equilíbrio competitivo como observamos em uma série de estudos apresentado acima, onde considera-se que as forças competitivas do mercado estão atuando de forma a controlar de certa forma os lucros acima do esperado.

No entanto, quando não podemos rejeitar a presença de raiz unitária, temos que os lucros em relação ao lucro competitivo tem a dinâmica de um passeio aleatório e com isso, teremos um mercado onde o lucro não apresenta limites bem definidos e torna-se imprevisível. Com isso, medidas regulatórias baseadas na lucratividade das empresas podem se tornar ineficazes e o mercado não funcionaria como mecanismo de correção para a convergência dos lucros com o lucro competitivo.

Com isso, os testes de raiz unitária buscam identificar casos em que podemos considerar uma persistência extrema de lucros onde o lucro em t seja igual a $t-1$ mais um termo estocástico. Dessa forma, caso seja identificado presença de raiz unitária estaríamos aceitando a hipótese de persistência e ainda de que estaríamos em seu caso extremo. No entanto, ao rejeitar essa hipótese, não estamos rejeitando a hipótese de persistência dos lucros uma vez que coeficiente estimado do componente AR(1) pode estar entre 0 e 1, indicando assim, persistência de uma forma mais branda.

Sendo assim, essa questão torna-se essencial para avaliarmos esses modelos. Diversos autores tais como Kambhampati (1995), Goddard and Wilson (1999) e Gschwandtner (2005), utilizam para testar a presença de raiz unitária métodos univariados desenvolvidos e normalmente aplicados para séries de tempo. Na medida, que dados em painel para a indústria ou no nível da firma estão disponíveis, torna-se interessante para o estudo em organização industrial que essa

informação possa ser utilizada e com isso, testes de raiz unitária que possam ser aplicados em dados em painel são de grande relevância.

Sendo assim, autores como Yurtoglu (2004), Bentzen, Madsen, *et al.* (2005), Resende (2006), Aslan, *et al.* (2010), and Aslan, *et al.* (2011) utilizam testes com dados em painel. Iremos dar maior destaque nestes modelos, pois iremos seguir nesta linha e testar a presença da raiz unitária em nossa base de dados que será apresentada na seção seguinte.

Os testes de raiz unitária para dados em painel poderiam ser separados em duas classes. Na primeira estão os testes de Levin *et al.* (2002) e Harris and Tzavalis (1999) onde assume-se homogeneidade dos coeficientes auto-regressivos ou seja, teríamos $\varphi_1 = \varphi_2 = \varphi_3 = \dots = \varphi_N = \varphi$ e seria testada a hipótese nula $H_0 : \varphi_i = \varphi = 0$ contra a hipótese alternativa de $H_1 : \varphi_i = \varphi < 0$. A segunda classe, representada por Im *et al.* (2003), a hipótese de homogeneidade é relaxada onde é testada a hipótese nula $H_0 : \varphi_i = 0$ contra a hipótese alternativa $H_0 : \varphi_i < 0$ para $i = 1 \dots N_1$ e $\varphi_i = 0$ para $i = N_1 + 1, \dots, N$

Em Resende (2006), o autor através de uma formulação teórica próxima a apresentada ao longo desta seção utiliza um modelo autoregressivo para os desvios dos lucros e utiliza o ferramental de testes de presença de raiz unitária com dados em painel. Para isso, foram considerados dados de firmas industriais no Brasil para dois períodos (1986 – 1998) e (1994 – 1999).

Para o primeiro período foram utilizados dados de lucro antes dos impostos dividido pelo total dos ativos e também o lucro após os impostos dividido pelo total dos ativos, com informações das 1000 maiores empresas do Brasil. Para o segundo período foram utilizados dados trimestrais para 147 firmas. Em ambos os casos foram utilizados dados em painel balanceados.

Com isso, a hipótese de raiz unitária foi avaliada, através do teste desenvolvido por Im *et al.* (2003) (IPS), que como vimos considera a heterogeneidade para os parâmetros. Como resultado, mesmo analisando períodos considerados após a maior liberalização da economia, com a redução das taxas de importação e a introdução do Plano Real, não foi possível rejeitar a hipótese nula de raiz unitária para as duas séries de lucro e conforme apontado em seu artigo, Demais autores reportaram o mesmo para dados do Brasil como Glen *et al.* (2001),

e Lima e Resende (2004) e (2005) avaliam a persistência da participação de mercado das firmas.

A principal crítica relacionada aos testes utilizados para verificar a presença de raiz unitária com dados em painel se deve por assumir independência entre *cross-sections* e por isso, uma nova classe de modelos passou a lidar com essa dependência que pode ser resultado de tendência estocásticas comuns não-observadas, fatores comuns não observados e choques macroeconômicos, ou seja, fatores comuns não incluídos no modelo. Com isso, os testes apresentados que assumem independência entre *cross-sections* são os chamados de 1ª geração enquanto os que relaxam essa hipótese são chamados de 2ª geração.

Sendo assim, testes convencionais desenvolvidos para painel tais como Levin et al. (2002), Harris and Tzavalis (1999), e Im et al. (2003) foram substituídos por trabalhos utilizando testes que permitam a presença de dependência entre *cross-sections* como desenvolvido em Pesaran (2007) e Bai e Ng (2004). Tanto os testes para dependência *entre cross-sections* como os testes de raiz unitária que consideram essa questão serão temas das seções seguintes onde apresentaremos em maior detalhe de seus mecanismos e onde aplicaremos os testes para nossa base de dados.

3.3 Dados

Nesta seção iremos apresentar os dados utilizados nas seções seguintes onde iremos realizar alguns testes de dependência entre *cross-sections* e de presença de raiz unitária. Os testes de dependência entre *cross-sections* buscam motivar a utilização de um teste de raiz unitária para dados em painel que possa lidar com essa característica observada. Com a maior integração econômica e a presença de fatores comuns que afetam diversas empresas, setores ou regiões a análise de dependência entre *cross-sections* torna se de grande relevância em base de dados em painel assim como, os testes de raiz unitária para os desvio de lucro representam uma grande fonte de debate na literatura econômica, como apresentado na seção anterior.

Para isso, estamos interessados na análise da persistência de lucros em uma economia e precisamos de alguma medida de lucro que possa representar os desvios de lucros em relação às demais unidades cross-section. Sendo assim, a medida de rentabilidade que iremos utilizar será o lucro depois do imposto (liq) dividido por ativos totais e contamos com informações para 97 empresas para um período de 40 trimestres entre o terceiro trimestre de 1995 e o terceiro trimestre de 2005 (3T/95 - 3T/05), extraídos da Economática.

Para identificar se as empresas conseguem manter sua lucratividade acima do mercado ou do lucro esperado, utilizamos duas formas de desvio. No primeiro aplicamos a diferença do dado observado para a empresa em relação à média das empresas observadas para um mesmo período. Na segunda consideramos apenas as empresa do mesmo setor, e quando esta não possuía número significativo de empresas, consideramos agrupamentos que serão apresentados a seguir.

A classificação dos setores foi feita com base na definição elaborada pela North American Industry Classification System (NAICS) - Nível 2 e os agrupamentos foram feitos a partir dos setores que possuíam menos de cinco firmas e dentro desses os de maior semelhança foram agrupados. Com isso, a tabela abaixo o apresenta número de empresas divida em seus setores ou agrupamentos.

Setor / Agrupamento	Numero de empresas
Indústria de alimentos	6
Agregado 1	6
Indústria de artigos de couro e afins	2
Indústria de artigos de madeira	2
Indústria de bebidas e fumo	2
Agregado 2	5
Indústria de computadores e produtos eletrônicos	2
Ind. de eletrodomésticos, equip. e componentes elétricos	3
Indústria de equipamentos de transporte	13
Indústria de fios e tecidos / Indústria de tecidos	7
Agregado 3	5
Indústria de produtos de minerais não metálicos	1
Indústria de produtos de petróleo e carvão	1
Indústria de produtos de plástico e borracha	3
Agregado 4	7
Indústria de máquinas	4
Outras indústrias	3
Indústria de papel	6
Indústria de produtos de metal	8
Indústria de roupas	9
Indústria química	15
Siderurgia e indústria básica de outros metais	10
total	97

Tabela 3-1 – resumo empresas

Para melhor visualização dos dados, no anexo 1 deste artigo apresentamos os dados para 97 firmas ao longo dos 41 períodos observados. Os gráficos mostram tanto as informações de desvio no período, considerando todas as firmas observadas, como também com os desvios somente do setor. Com isso, podemos verificar diferentes comportamentos dos lucros das firmas, onde em alguns casos podemos ver uma trajetória bastante estável enquanto em outras firmas apresentaram bastante volatilidade e até alguma indicação de tendência tanto para cima quanto para baixo.

Além disso, apresentamos todas as séries das firmas em apenas um gráfico, também no anexo 1, para as duas informações de desvio de lucro e com isso, podemos observar o diferencial de comportamento das trajetórias das séries para cada empresa.

O comportamento observado graficamente pode ser verificado através do anexo 2 onde são apresentadas algumas estatísticas descritivas para a nossa série de dados. A grande diferença entre as empresa pode ser observada em todas as estatísticas calculadas (média, mediana, máximo, mínimo e desvio padrão) .

3.4 Abordagem Econométrica

Como vimos anteriormente, os testes de raiz unitária para bases de dados com estrutura de painel, tem grande utilidade para a literatura empírica de economia industrial, uma vez que, incorpora informações tanto de diferentes firmas como diferentes períodos. Além disso, vimos que existem testes que permitem ou não a heterogeneidade dos coeficientes autoregressivos e também testes que incorporam ou não a dependência entre *cross-sections*.

Com isso, esta seção será dividida em duas partes. Na primeira iremos apresentar alguns testes para identificar a presença de dependência entre *cross-sections* e aplicaremos a nossa base de dados como forma de verificar sua presença e motivar a utilização do teste de raiz unitária apresentado em Bai e Ng (2002) que consegue lidar com essa dependência.

3.4.1 Teste de Dependência Cross-Section com dados em Painel

Como mencionado acima, nesta seção iremos apresentar os principais testes utilizados para identificar a dependência entre *cross-sections* e para isso, iremos seguir basicamente o detalhamento destes testes conforme apresentado em De Hoyos e Vasilis (2006), uma vez que, iremos utilizar o desenvolvimento feito em Stata para os testes que serão apresentados, através do comando **XTCS**D.

O impacto da presença de dependência entre *cross-sections* em modelos de estimação dependerá basicamente da magnitude da correlação entre as unidades cross-section e da natureza dessa dependência. Nos casos onde temos uma dependência de fatores comuns não observados e esta dependência é sentida somente nos resíduos, mas não estão correlacionados com as variáveis explicativas incluídas no modelo, então os estimadores de efeito fixo e efeito aleatório serão

consistentes, porém, não eficientes e tem erro padrão estimado viesado. Para lidar com isso, uma solução seria corrigir o desvio padrão estimado.

Por outro lado, se fatores comuns não observados causadores da dependência cross-section forem correlacionados com os regressores incluídos ao modelo, então os estimadores de efeito fixo e aleatório serão viesados e inconsistentes. Nesse caso, poderiam ser utilizados estimadores de variáveis instrumentais para efeitos fixos e aleatórios, porém, é levantado também muitas vezes a dificuldade em encontrar tal instrumento.

O impacto da dependência entre *cross-sections* em estimadores dinâmicos de painel são apontados como ainda mais severos segundo Phillips e Sul (2003) onde os autores apontam que nestes casos dependendo da magnitude da dependência e se esta for ignorada no modelo, a perda de eficiência é tão grande que a estimação via *Pooled OLS* apresentaria poucos ganhos em relação à regressão para cada uma das unidades do painel,

Para casos onde temos uma base de dados reduzida, Sarafidis and Robertson (2006) apontam que estimadores baseados em variáveis instrumentais e métodos generalizados de momentos (GMM) serão inconsistentes na medida em que o número de unidades cross-section seja maior do que as unidades de tempo.

Sendo assim, como vimos testar a dependência entre *cross-sections* é relevante assim como utilizar modelos que possa lidar com ela. Para testar a dependência em base de dados onde $T > N$. De Hoyos e Vasilis argumentam que poderiam ser feito através de teste Lagrange multiplier (LM), porém, quando temos $N > T$ testes deste tipo apresentam problemas.

Como vimos anteriormente nossa base de dados apresenta $N = 97$ e $T = 41$. Por isso, deveremos utilizar testes que lidem com essa estrutura de dados e a seguir apresentaremos brevemente os três testes apresentados que serão utilizados: teste de Pesaran, Teste de Friedman e o teste de Frees.

Assumindo um modelo para dados em painel da seguinte forma:

$$y_{it} = a_i + \beta' X_{it} + \mu_{it} \text{ sendo } i = 1, \dots, N \text{ e } t = 1, \dots, T$$

Onde X_{it} é um vetor $K \times 1$ de variáveis explicativas, podendo ser tanto variáveis exógenas como também defasagens da variável dependente, β um vetor $K \times 1$ de

parâmetros que serão estimados, a_i representa o vetor de parâmetros não variante com o tempo, mas variante com as unidades do painel e μ_{it} que sob a hipótese nula é independente e identicamente distribuído (i.i.d) em relação aos períodos de tempo e as unidades de cross-section e sob a hipótese nula μ_{it} será correlacionado em relação às unidades cross-section, porém, a hipótese de não correlação serial permanece.

$$H_0 = \rho_{ij} = \rho_{ji} = \text{Cov}(u_{it}, u_{jt}) = 0 \text{ para } i \neq j$$

e

$$H_1 = \rho_{ij} = \rho_{ji} \neq 0 \text{ para algum } i \neq j$$

Sendo ρ_{ij} o coeficiente de correlação definido por :

$$\rho_{ij} = \rho_{ji} = \frac{\sum_{t=1}^T u_{it} u_{jt}}{(\sum_{t=1}^T u_{it}^2)^{1/2} (\sum_{t=1}^T u_{jt}^2)^{1/2}}$$

Com isso, vamos apresentar alguns testes que iremos aplicar em nossos dados de desvio de lucro. O primeiro teste apresentado em Pesaran (2004) que apresenta um teste na linha do teste LM de Breusch and Pagan (1980).

$$LM = T \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=1+1}^N \widehat{\rho}_{ij}^2$$

Onde $\widehat{\rho}_{ij}$ representa a estimativa do par de correlação dos resíduos da amostra

$$\widehat{\rho}_{ij} = \widehat{\rho}_{ji} = \frac{\sum_{t=1}^T \hat{u}_{it} \hat{u}_{jt}}{(\sum_{t=1}^T \hat{u}_{it}^2)^{1/2} (\sum_{t=1}^T \hat{u}_{jt}^2)^{1/2}}$$

A estatística LM é assintoticamente distribuída sob a hipótese nula como χ^2 com $\frac{N(N-1)}{2}$ graus de liberdade. Porém, como mencionamos anteriormente este teste é válido para N fixo e $T \rightarrow \infty$. Quando temos o caso onde $N \rightarrow \infty$ e T finito então o teste LM apresenta Distorção de tamanho e por isso, Pesaran (2004) propõe a estatística CD abaixo:

$$CD = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}} \left(\sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \widehat{\rho}_{ij}^2 \right)$$

Sob a hipótese nula de não dependência entre *cross-sections* então $CD \xrightarrow{d} N(0,1)$ para $N \rightarrow \infty$ e T grande. Diferentemente da estatística LM, a estatística proposta por Pesaran apresenta média zero para um amplo grupo de dados em painel como homogêneo / heterogêneo, dinâmico e não estacionário. Para dados com formato de painel não balanceado Pesaran (2004) propõe uma modificação em relação a estatística apresentada acima.

$$CD = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}} \left(\sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N T_{ij} \widehat{\rho}_{ij}^2 \right)$$

Seja $T = \#(T_i \cap T_j)$, ou seja, o número períodos em comum observados pelas unidades cross-section *i* e *j*.⁹

O segundo teste que iremos apresentar, foi proposto em Friedman (1937) como um teste não paramétrico baseado no coeficiente de correlação Spearman Rank..¹⁰

⁹ E para $\widehat{\rho}_{ij}$ temos

$$\widehat{\rho}_{ij} = \widehat{\rho}_{ji} = \frac{\sum_{t \in T_i \cap T_j} (\widehat{u}_{it} - \overline{\widehat{u}_{it}})(\widehat{u}_{jt} - \overline{\widehat{u}_{jt}})}{\left[\sum_{t \in T_i \cap T_j} (\widehat{u}_{it} - \overline{\widehat{u}_{it}})^2 \right]^{\frac{1}{2}} \left[\sum_{t \in T_i \cap T_j} (\widehat{u}_{jt} - \overline{\widehat{u}_{jt}})^2 \right]^{\frac{1}{2}}}, \quad \overline{\widehat{u}}_i = \frac{\sum_{t \in T_i \cap T_j} \widehat{u}_{it}}{\#(T_i \cap T_j)}$$

Logo, a estatística proposta por Friedman é baseada na média do Spearman Rank abaixo:

$$R_{ave} = \frac{2}{N(N-1)} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{r}_{ij}$$

A estatística proposta por Friedman $FR = (T-1)\{(N-1)R_{ave} + 1\}$ seguirá assintoticamente uma distribuição χ^2 com T-1 graus de liberdade. para T fixo e N grande.

As duas estatísticas apresentadas acima são baseadas na soma dos pares de coeficientes de correlação e não na soma dos coeficientes de correlação ao quadrado como proposto na estatística LM apresentada acima. Por isso, algumas formas de dependência entre *cross-sections* poderiam não ser identificadas nos testes acima, em casos onde existirem correlação com sinais alternados entres os resíduos das unidades cross-section. Com isso, o último teste que iremos apresentar busca resolver essa questão adotando a soma da média do Spearman Rank ao quadrado como apresentado abaixo:

$$R^2_{ave} = \frac{2}{N(N-1)} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{r}_{ij}^2$$

Free (1995) e (2004) mostra que uma função de R^2_{ave} , denominada FRE, seguirá uma distribuição conjunta de duas χ^2 idenpendentes.

¹⁰ Sendo o *rank* definido por $\{r_{i,1}, \dots, r_{i,T}\}$ dos resíduos $\{u_{i,1}, \dots, u_{i,T}\}$ e o *rank* médio dado por $\frac{(T+1)}{2}$ Sendo o coeficiente de correlação de Spearman Rank será definido como:

$$r_{ij} = r_{ji} = \frac{\sum_{t=1}^T \left\{ r_{i,t} - \frac{(T+1)}{2} \right\} \left\{ r_{j,t} - \frac{(T+1)}{2} \right\}}{\sum_{t=1}^T \left\{ r_{i,t} - \frac{(T+1)}{2} \right\}^2}$$

$$\begin{aligned}
FRE &= N \{R^2_{ave} - (T - 1)^{-1}\} \xrightarrow{d} Q \\
&= a(T)\{x^2_{1,T-1} - (T - 1)\} + b(T)\{x^2_{2,T(T-3)/2} - T(T - 3)/2\}
\end{aligned}$$

As propriedades assintóticas de FRE foram testadas para painéis estáticos e uma maior desenvolvimento dessas propriedades para painéis dinâmicos ainda deverão ser feitas, ao contrario de CD e FR onde já foram testadas.

Uma vez apresentados os testes que iremos aplicar para a nossa base de dados, agora iremos apresentar os resultados encontrados. Como modelo de painel, iremos utilizar uma estrutura simples de um modelo AR(1) onde teremos as medidas de lucro apresentadas anteriormente em uma regressão com a sua defasagem em um período como apresentado em modelos do tipo apresentado na equação (10) deste artigo.

Como mencionado anteriormente, iremos seguir o comando **XTCS** no Stata, apresentado em De Hoyos e Vasilis (2006), e base para a apresentação dos testes desta seção. No anexo 1 reportamos os valores das regressões utilizando as variáveis de desvio de lucro em relação à média do período e de desvio em relação à média do período considerando o setor de cada firma.

Utilizamos três modelos para estimarmos esta regressão. A primeira simplesmente considerando como variável explicativa uma constante e uma defasagem da variável dependente. No segundo utilizamos uma regressão considerando efeitos fixos de modo a permitir que a constante do modelo possa variar entre as unidades cross-section e por ultimo, consideramos o modelo com efeitos fixos.

Primeiramente analisaremos os resultados encontrados para os desvios em relação à amostra. Em todos os casos encontramos um coeficiente dos termos autoregressivo estimado maior do que zero e significativo o que não foi observado para o parâmetro estimado para a constante. Para esse modelo foram aplicados os três testes de dependência cross-section onde para as três regressões (Polled, Efeitos Fixos e Efeitos Aleatórios) os três testes (Pesaran, Friedman e Frees) rejeitaram a hipótese nula de independência cross-section para os dados utilizados.

Como apresentado anteriormente essa dependência traz uma série de implicações para a avaliação dos parâmetros estimados e também para os testes de raiz unitária aplicados em dados em painel.

Em relação aos dados de desvio em relação às empresas do mesmo setor, verificamos da mesma forma em todos os casos um coeficiente dos termos autoregressivos estimados maior do que zero e significativo o que não foi observado para o parâmetro estimado para a constante. Em relação aos testes de dependência cross-section, não foi possível rejeitar a hipótese nula de independência cross-section considerando os testes de Pesaran e Friedman em todas as três regressões estimadas. No entanto, a hipótese nula foi rejeitada em todos os casos pelo teste de Frees.

Como isso, para testar a presença de raiz unitária nas duas bases de dados apresentadas acima, é interessante que o teste a ser aplicado possa incorporar a presença de dependência cross-section. Neste sentido, conforme comentado anteriormente, iremos aplicar o teste desenvolvido em Bai e Ng (2004) e para isso, conforme feito nesta seção, uma breve apresentação deste teste será feita com o objetivo de seu maior entendimento e em seguida, na mesma seção, iremos aplicar para nossa base de dados e serão avaliados os resultados encontrados.

3.4.2 Teste PANIC

Como mencionado na seção anterior iremos agora apresentar o teste desenvolvido em Bai e Ng (2004) e em seguida iremos aplicar para as medidas de lucro apresentada anteriormente dos desvios dos lucros em relação a media de toda a amostra como também os desvios considerando somente os dados do mesmo setor.

Os testes de raiz unitária univariados, ou seja, quando consideram apenas a dados de uma unidades seja ela país, empresa, indivíduos ou qualquer outra unidade de análise, tendem a apresentar um baixo poder dado que em alguns casos não é possível obter longos períodos de dados tanto em séries macroeconômicas como em dados microeconômicos.

Neste sentido, testes que permitam uma estrutura de dados em painel auxiliam no sentido que incorporam informação aos dados através das diferentes

unidades cross-section. Porém, isso só poderá ser válido quando as diferentes unidades forem independentes, o que não parece muito razoável dado os co-movimentos apresentados pelas variáveis econômicas.

Com isso, em Bai e Ng (2004) os autores apresentam uma nova abordagem onde exploram esse co-movimento das variáveis para desenvolver um teste para dados em painel que seja válido para testar a hipótese nula de não-estacionariedade. Este teste é aplicado a dois componentes não observados da série de dados, um fortemente correlacionado entre as unidades e outro específico a cada uma delas conforme apresentado abaixo:

$$X_{it} = D_{it} + \lambda_i' F_t + e_{it}$$

Sendo D uma função de tendência polinomial, F_t é um vetor $r \times 1$ de fatores comuns, λ_i é um vetor de carga dos fatores e e_{it} o erro altamente idiossincrático. Com isso, a série com a estrutura apresentada acima será não-estacionária se um ou mais componentes comuns for não-estacionário ou o erro idiossincrático for não-estacionário ou ambos forem.

A soma de diferentes séries como o caso da equação acima, pode apresentar dinâmica diferente das partes. Em um caso onde temos um componente $I(1)$ e outro componente $I(0)$, os autores argumentam que será difícil estabelecer se existe raiz unitária ou não testando somente X_{it} pois, testando somente X_{it} teremos um teste de raiz unitária *oversized* e um teste de estacionariedade com baixo poder.

Com isso, a proposta apresentada em seu artigo não é testar a não-estacionariedade em X_{it} e sim nos componentes comuns e no erro idiossincrático e referem-se a este teste como PANIC (*Panel Analysis of Nonstationarity in Indiosyncratic and Common Components*). Este teste apresenta dois principais objetivos. O primeiro é determinar se a não-estacionariedade vem de fatores comuns ou dos erros idiossincráticos e o segundo é construir um teste *Pooled* válido quando as unidades cross-section forem correlacionadas.

Além disso, o teste Panic resolve três problemas econométricos encontrados na literatura de testes de estacionariedade com dados em painel. (1) distorção do tamanho, já mencionado anteriormente, ocorre quando uma variável é a soma de um componente fraco $I(1)$ e um componente forte $I(0)$ e com isso, tendem a sobre

rejeitar a hipótese de não estacionariedade. (2) O segundo ponto se deve ao fato que os componentes idiossincráticos em um modelo de fatores só poderão ser fracamente correlacionados entre as unidades por construção. Com isso, testes baseados em e_{it} terão maior chance de satisfazer a condição de independência cross-section. Por fim, (3) o ultimo problema econométrico resolvido através do teste PANIC está relacionado ao poder do teste uma vez que permite o dado *Pooled* e por isso, possui mais informação em relação aos chamados teste de raiz unitária univariados.

Como os termos que serão testados não são observados, é necessário estimar consistentemente desses componentes sem saber a priori se estes são I (0) ou I (1). Para isso, é proposto um método de decomposição entre os termos comuns e idiossincráticos (I – C) e para isso, é necessária uma base de dados com N numero de unidades cross-section e T número de períodos, ambos grandes.

Outros autores apresentam alguns trabalhos anteriores que também resolvem a questão da correlação dos erros para testes de raiz unitária como Chang (2002), Moon e Perron (2003), Chang e Song (2002), Phillips e Sul (2003) e Choi (2002). Porém, os autores argumentam que a vantagem do PANIC em relação aos demais é que além de testar a presença de raiz unitária, em seu teste à fonte dessa raiz unitária pode ser analisada e com isso torna se uma ferramenta para o estudo de raiz unitária, ciclos comuns e tendências comuns.

Assumindo que os dados $X_{it} = (i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T)$ são gerados da seguinte forma:

$$(1) X_{it} = c_i + \beta_i t + \lambda_i' F_t + e_{it} ,$$

$$(2) (1 - L)F_t = C(L)u_t ,$$

$$(3) (1 - \rho_i L)e_{it} = D_i(L)e_{it}$$

Sendo $C(L) = \sum_{j=0}^{\infty} C_j L^j$ e $D_i(L) = \sum_{j=0}^{\infty} D_{ij} L^j$. O erro idiossincrático e_{it} será I (1) se $\rho_i = 1$ e será estacionário se $|\rho_i| < 1$. O posto de C(1) é r_1 . Com isso, o objetivo em PANIC é determinar r_1 e testar $\rho_i = 1$ além de estimar F_t e e_{it} através do método de componentes principais.

Para estimar F_t e e_{it} utilizando o método de componentes principais, quando e_{it} é I(0) esse estimador é consistente podendo ser os fatores I(0) ou I(1). Porém quando e_{it} é I(1), nesse caso a regressão de X_{it} em F_t será espúria e os estimadores de λ_i e conseqüentemente e_{it} não serão consistentes.

O método apresentado em PANIC servirá para ambos os casos, quando e_{it} for I(0) ou quando for I(1). Para isso, os autores apontam que o truque será aplicar o método de componentes principais para a primeira diferença dos dados.

Se for apenas um fator, então PANIC irá testar se esse segue um processo com raiz unitária. Se forem mais de um fator, então PANIC irá determinar r_1 , o número de tendências estocásticas independentes entre os r fatores comuns além de testar a presença de raiz unitária em cada um dos erros idiossincráticos. Outro ponto importante é que os testes de raiz unitária dos erros e dos fatores são independentes, ou seja, é possível testar a presença de raiz unitária nos erros tanto para fatores estacionários ou não estacionários e vice versa. Serão permitidos também que as séries diferenciadas e estacionárias tenham correlação serial com representação autorregressiva.

Os testes univariados ($r=1$) serão representados por $ADF_{\hat{\epsilon}}(i)$ e $ADF_{\hat{F}}$. Para o caso multivariado ($r>1$) serão considerados dois testes. O primeiro filtra os fatores considerando que tenham uma representação VAR de ordem finita e o segundo corrige a correlação serial através da estimação não paramétrica dos parâmetros. Os testes filtrados serão denominados MQ_f e o corrigido MQ_c e serão apresentados em detalhe no anexo deste artigo.

Para o teste considerando apenas a constante, a distribuição assintótica de $ADF_{\hat{\epsilon}}^c$ coincide com a do teste DF sem constante, desenvolvida em Dickey e Fuller (1979), enquanto $ADF_{\hat{F}}^c$ tem mesma distribuição assintótica do teste DF com constante. Já a distribuição assintótica de $ADF_{\hat{F}}^t$ também coincide com a DF para com constante e tendência linear enquanto $ADF_{\hat{\epsilon}}^t$ sua distribuição assintótica não é a igual a DF e sim uma proporcional recíproca de uma ponte browniana.

Em relação aos testes $MQ_{c,f}^c$ e $MQ_{c,f}^t$, os valores críticos foram apresentados em Bai e Ng (2004) e apresentados na tabela abaixo:

TABLE I
CRITICAL VALUES FOR MQ_c AND MQ_f FOR TESTING $H_0: r_1 = m$
AT SIGNIFICANCE LEVEL φ

$m \setminus \varphi$	$MQ_{c,f}^c$			$MQ_{c,f}^r$		
	.01	.05	.10	.01	.05	.10
1	-20.151	-13.730	-11.022	-29.246	-21.313	-17.829
2	-31.621	-23.535	-19.923	-38.619	-31.356	-27.435
3	-41.064	-32.296	-28.399	-50.019	-40.180	-35.685
4	-48.501	-40.442	-36.592	-58.140	-48.421	-44.079
5	-58.383	-48.617	-44.111	-64.729	-55.818	-55.286
6	-66.978	-57.040	-52.312	-74.251	-64.393	-59.555

Tabela 3-2 – Valores Críticos MQ

Para a construção do teste considerando uma base de dados *Pooled* os autores destacam três importantes características do teste PANIC.

- 1- Teste aplicado nos fatores pode ser feito independente dos erros idiossincráticos serem estacionários ou não.
- 2- O teste de raiz unitária em e_{it} é válido sendo $e_{jt}, J \neq i$ ser $I(1)$ ou $I(0)$.
- 3- O teste nos erros idiossincráticos não dependem de F_t ser $I(1)$ ou $I(0)$ e com isso, as distribuições limites de $ADF_{\hat{e}}^c$ e $ADF_{\hat{e}}^r$ não dependem dos fatores comuns.

Se toda a correlação serial for capturada pelos fatores comuns então, os testes univariados baseados em \hat{e}_{it} não dependerá assintoticamente pelos inovações comuns u_t . Então se e_{it} for independente em relação a i , então um teste baseado em \hat{e}_{it} também será independente assintoticamente em relação a i . E com isso, os autores propõe a seguinte estatística para o teste *Pooled*:

$$P_{\hat{e}}^c = \frac{-2 \sum_{i=1}^N \log p_{\hat{e}}^c(i) - 2N \frac{d}{4}}{\sqrt{4N}} \rightarrow N(0,1),$$

e

$$P_{\hat{e}}^r = \frac{-2 \sum_{i=1}^N \log p_{\hat{e}}^r(i) - 2N \frac{d}{4}}{\sqrt{4N}} \rightarrow N(0,1),$$

Sendo $p_{\hat{\epsilon}}^c$ e $p_{\hat{\epsilon}}^r$ os p-valores associados aos testes $ADF_{\hat{\epsilon}}^c$ e $ADF_{\hat{\epsilon}}^r$ respectivamente.

O ultimo ponto que iremos analisar antes da aplicação do teste PANIC para a nossa base de dados, refere se a determinação do numero de fatores. E item é ponto chave para o teste que iremos aplicar e será brevemente apresentado conforme desenvolvido em Bai e NG (2002). Considere $V(k, F^K)$ como a soma dos quadrados dos resíduos divididos por $N \cdot T$.

$$V(k, \hat{F}^K) = \min_{\Lambda} \frac{1}{NT} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (X_{it} - \lambda_i^{k'} \hat{F}_t^k)^2$$

Como a introdução de um novo fator sempre irá estimar o modelo de forma igual ou melhor que sem o novo fator, porém em contrapartida ocorre perda de eficiência com a entrada de um novo fator então é necessário construir uma função tal $V(k, F^K) + kg(N, T)$, onde $g(N, T)$ é uma função que penaliza a estimação de um fator adicional ao modelo, sendo proposto por Bai e NG (2002) os seguintes critérios.

$$IC_{p1}(k) = \ln V(k, \hat{F}^K) + k \left(\frac{N+T}{NT} \right) \ln \left(\frac{NT}{N+T} \right)$$

$$IC_{p2}(k) = \ln V(k, \hat{F}^K) + k \left(\frac{N+T}{NT} \right) \ln(\min\{N, T\})$$

$$IC_{p3}(k) = \ln V(k, \hat{F}^K) + k \left(\frac{N+T}{NT} \right) \frac{\ln(\min\{N, T\})}{\min\{N, T\}}$$

Os resultados podem ser encontrados no anexo 7 deste artigo. Para a série de desvio de lucros em relação a média do período o modelo PANIC como passo inicial foram encontrados 2 fatores utilizando a função IC_{p2} apresentada acima. Para identificarmos o número de fatores utilizamos a rotina implementada no software RATS (@BAING) como também rotinas em MATLAB disponibilizada pela autora. Para isso, é necessário a escolha do número máximo de fatores (K_{max}), na tabela

abaixo podemos observar os resultados encontrados para as duas séries de desvio, considerando o K_{max} entre 1 e 10.

k max.	Desvio do lucro no período			Desvio do lucro no período no setor		
	ICp1	ICp2	ICp3	ICp1	ICp2	ICp3
1	1	1	1	1	1	1
2	2	2	2	2	2	2
3	3	2 *	3	3	3	3
4	4	2	4	4	3 *	4
5	5	2	5	5	3	5
6	6	2	6	6	3	6
7	7	2	7	7	7	7
8	7	2	8	8	8	8
9	9	2	9	9	9	9
10	10	2	10	10	9	10

Tabela 3-3 Escolha do número de fatores

Podemos observar que a escolha através de ICp3 do número de fatores sempre foi igual ao K_{max} . Como critério foi utilizado a primeira função que indicou o número de fatores diferente do K_{max} , em ambos os casos ICp2.

Foram efetuados testes ADF para cada uma das unidades cross-section e com isso, podemos calcular a estatística de teste Pooled apresentado acima.

Como podemos observar no anexo 7, utilizando como valores críticos -2.93 e -2.60 para o nível de significância de 5% e 10% respectivamente, para testar individualmente as 97 firmas através do teste ADF encontramos em alguns casos onde se aceitou a hipótese nula e outros onde a hipótese de raiz unitária foi rejeitada. Mais especificamente considerando o desvio do lucro em relação a média observada no período, em 29 das 97 séries rejeitamos a hipótese nula como o nível de significância de 10 %.

Em relação aos dois fatores estimados através do método de componentes principais, rejeitamos a hipótese nula para ambos considerando o nível de significância de 10 %. Em relação ao teste *Pooled* apresentamos as estatísticas para o teste feito na série de desvio de lucros como também para o teste feito nos resíduos como proposto no teste PANIC. Como mencionado anteriormente, sob a hipótese nula de raiz unitária as estatísticas $P_{\hat{\epsilon}}^c$ e $P_{\hat{\epsilon}}^r$ seguem uma distribuição normal padrão com $N(0,1)$. Com isso, rejeitamos a hipótese nula do desvio de lucros

como um todo para as empresas avaliadas terem raiz unitária e por isso, observaríamos um comportamento dos lucros de uma maneira mais bem comportada e de acordo com as hipóteses de competição apresentadas anteriormente.

	$P_{\hat{\epsilon}}^c$
Desvio do lucro no período	-3.545
Desvio do lucro no período no setor	-5.139

Tabela 3-4 – Estatística de Teste PANIC

Quando consideramos os desvios em relação ao lucro do setor ou do agrupamento, o resultado não foi muito diferente do observado para o desvio em relação à média do período. Em relação aos testes ADF individuais foram rejeitados em 35 dos 97 casos a hipótese nula de raiz unitária considerando um nível de significância de 10 %.

Foram estimados tres fatores para esse caso, onde a hipótese nula de raiz unitária foi rejeitada em dois fatores e não foi possível rejeita-la em um deles. Considerando o teste *Pooled* rejeitamos a presença de raiz unitária tanto quando aplicado na série de desvio como também nos resíduos.

3.5 Conclusões

Neste artigo apresentamos o debate sobre a análise de desvio de lucro em relação ao lucro considerado normal em uma economia ou setor. Como vimos, a análise de persistência é realizada através dos modelos que capturam o comportamento da dinâmica desta série e por isso, é utilizado como ferramental a estimação de modelos AR assim como, teste que buscam identificar a presença de raiz unitária.

O objetivo destas análises é identificar o comportamento persistente de uma observação pode apresentar para os demais períodos, ou seja, um lucro acima do normal em um período t ira persistir no período $t+1$, $t+2$, $t+N$. Como observamos no desenvolvimento deste artigo, uma série de trabalhos nesta linha foram apresentados e em diversos setores e economias foram observadas persistência relativa dos lucros e com isso, todo o debate relacionado aos fatores que levariam a essa persistência ganhou argumentos como o baixo nível de competitividade observado ou a busca constante de fatores que possibilitem ganhos acima do normal para uma firma possa de fato surtir efeito e gere persistência em seus lucros.

No entanto como vimos nas seções anteriores quando consideramos uma base de dados em painel, ou seja, com observações de diferentes unidades cross-section ao longo do tempo grande parte da análise com modelos AR tanto para a análise da persistência do lucro como também para estimação do lucro de longo prazo é impactada a mediada que encontramos a dependência cross-section, ou seja, $Cov(u_{it}, u_{jt}) \neq 0$ sendo i e j diferentes unidades cross-section

Sendo assim, utilizamos como medida de rentabilidade o lucro depois do imposto (liq) dividido por ativos totais com informações para 97 empresas para um período de 40 trimestres entre o terceiro trimestre de 1995 e o terceiro trimestre de 2005 (3T/95 - 3T/05), extraídos da Economática.

Como primeira abordagem, estimamos modelos *pooled*, efeitos fixos e efeitos dinâmicos para avaliar o efeito da primeira defasagem dos desvios de lucros em relação à média do período de todo conjunto de empresas e também dos desvios dos lucros em relação à média setorial em cada setor e aos agrupamentos propostos nas seções anteriores e também testamos a presença de dependência

cross-section através dos testes apresentados em Pesaran (2004), Friedman (1937) e Free (1995).

Como resultado, encontramos parâmetros que apresentam sinais de persistência dos lucros, porém, encontramos a presença de dependência cross-section para as duas séries analisadas. Com isso, utilizamos a abordagem apresentada em Bai e Ng (2004) e (2002) para testar a presença de raiz unitária com uma base de dados em painel.

O teste PANIC apresentado por Bai e Ng (2004) rejeitou a hipótese nula de raiz unitária quando considerado o teste *pooled* e por isso, nossa base de dados aponta para um comportamento onde os desvios de lucro podem apresentar uma certa persistência porém, não encontramos um impacto definitivo dos lucros atuais em relação aos lucros futuros como fora obtido em estudos anteriores baseados em testes que assumiam independência entre *cross-sections*.

3.6 Referencias

Bai, J. and S. Ng (2002), "Determining the number of factors in approximate factor models," *Econometrica*, 70, 191–221.

Bai, J. and S. Ng (2004), "A PANIC Attack on Unit Roots and Cointegration," *Econometrica*, 70, 191–221.

Bain, Joe S. (1956), *Barriers to New Competition*, Cambridge: Harvard University Press.

Cable, J. and Mueller, D. (2008). 'Testing for Persistence of Profits' Differences across Firms', *International Journal of the Economics of Business*, Vol. 15, No. 2, pp. 201–228.

Canarella et al (2012) Firm Profitability: Mean-Reverting or Random-Walk Behavior? University of Connecticut, Department of economics Working papers.

Crespo-Cuaresma, J. and Gschwandtner, A. (2006). 'The Competitive Environment Hypothesis Revisited: Nonlinearity, Nonstationarity and Profit Persistence', *Applied Economics*, Vol. 38, pp. 465–472.

Crespo-Cuaresma, J. and Gschwandtner, A. (2008). 'Tracing the Dynamics of Competition: Evidence from Company Profits', *Economic Inquiry*, Vol. 46, No. 2, pp. 208–213.

De Hoyos, Rafael E., Sarafidis, Vasilis. **Testing for cross-sectional dependence in panel-data models**. *The Stata Journal* (2006) 6, Number 4, pp. 482–496.

DICKEY, D. A., AND W. A. FULLER (1979): "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427–431.

Eklund Johan E, Wiberg. Daniel (2007) PERSISTENCE OF PROFITS AND THE SYSTEMATIC SEARCH FOR KNOWLEDGE - R&D links to firm above-norm profits. CESIS Electronic Working Paper Series 85.

GEROSKI P. and JACQUEMIN A. (1988), "The Persistence of Profits : A European Comparison" ,*Economie Journal*, 98, 375-89.

Geroski, P A. (1990) Entry and the dynamics of profit margins In: *Revue d'économie industrielle*. Vol. 54. 4e trimestre 1990. pp. 7-21.

Geroski, P A. (1990) Modelling persistent profitability, in D C Mueller (ed) *The Dynamics of Company Profits*, Cambridge: Cambridge University Press.

Glen, J.; Lee, K.; Singh, A.(2001) Persistence of profitability and competition in emerging markets. *Economics Letters*, 72, p. 257-253.

Goddard J.A. ,Wilson, J.O.S, 1999 The persistence of profit: a new empirical interpretation *International Journal of Industrial Organization* 17 663–687 .

Gschwandtner, A. (2005). Profit persistence in the 'very' long run: evidence from survivors and exiters. *Applied Economics*, 37, 793-806.

Im, K. S., Pesaran, M. H., and Shin, Y., (2003). Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels. *Journal of Econometrics* 115, 53-74.

Johansson, Börje. Lööf, Hans (2008) The Impact of Firm's R&D Strategy on Profit and Productivity CESIS Electronic Working Paper Series 156.

Levin, A., Lin, C. F., and Chu, C. S. J., (2002). Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties. *Journal of Econometrics* 108, 1-24.

Lima, M, A.; Resende, M. (2004) Firm leadership stability in the Brazilian industry: an empirical note. *Economia Aplicada*, v. 8, n. 4, p. 606-618, out./dez.

Mueller, D.C., (1977). The persistence of profits above the norm. *Economica* 44, 369–380.

Mueller, D.C., (1986). *Profits in the Long Run*. Cambridge University Press, Cambridge.

Pesaran, M. H., (2004). General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels. *Cambridge Working Papers in Economics*, Department of Applied Economics, University of Cambridge.

Pesaran, M. H., (2007). A Simple Panel Unit Root Test in the Presence of Cross-section Dependence. *Journal of Applied Econometrics* 22, 265–312.

Phillips, P., and D. Sul. 2003. Dynamic panel estimation and homogeneity testing under cross section dependence. *Econometrics Journal* 6: 217–259.

Resende, M., (2006). Profit Persistence in Brazil: A Panel Data Study. *Estudos Economicos* 36, 115-126.

Resende, M.; Lima (2005), M. A. Market share instability in the Brazilian industry: a dynamic Panel data analysis. *Applied Economics*, 37, p. 713-718,

3.7 Anexos

3.7.1 Anexo 1 - Gráficos

Figura 3-1 – Gráfico desvio por Empresa

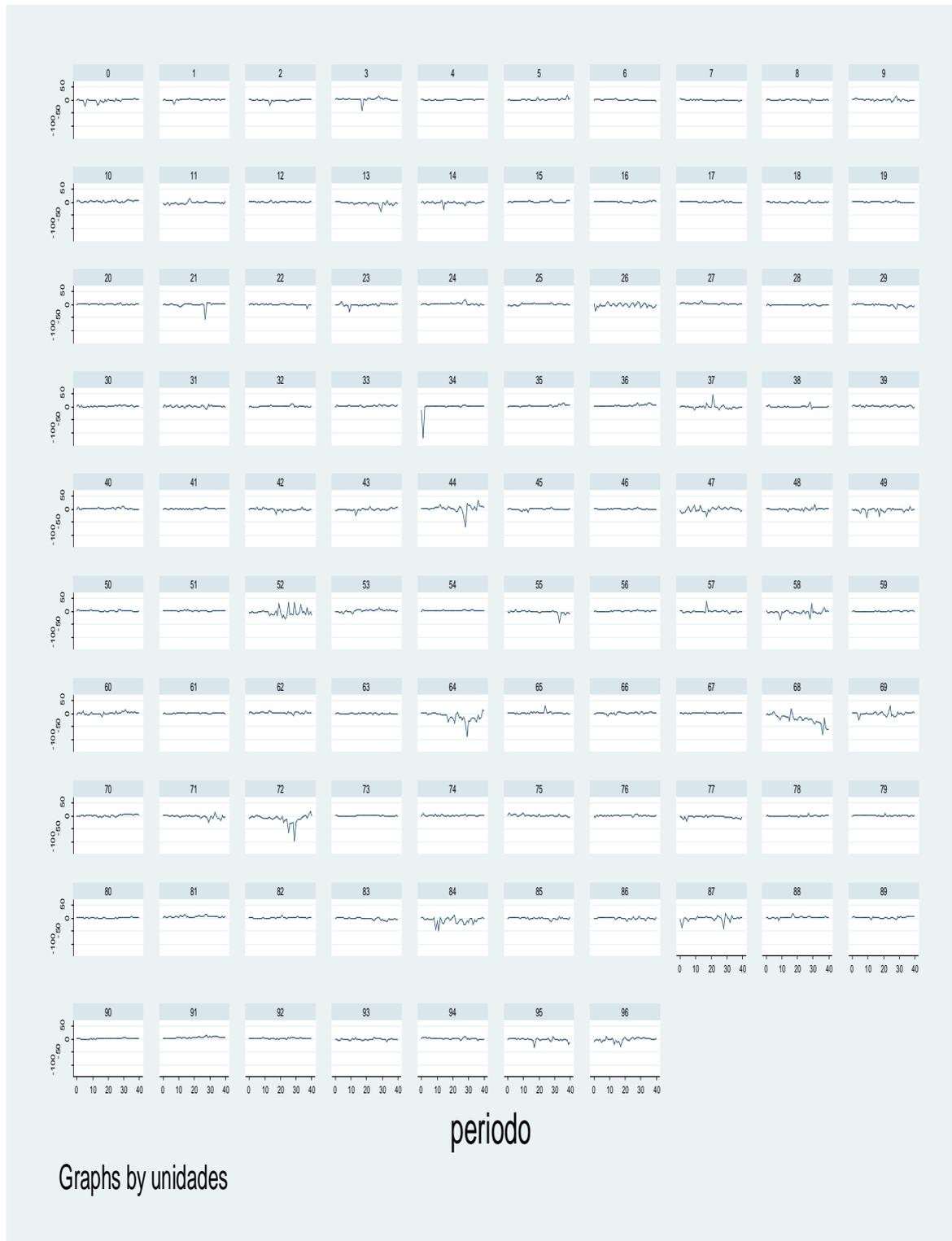


Figura 3-2 – Grafico desvio por empresa no setor

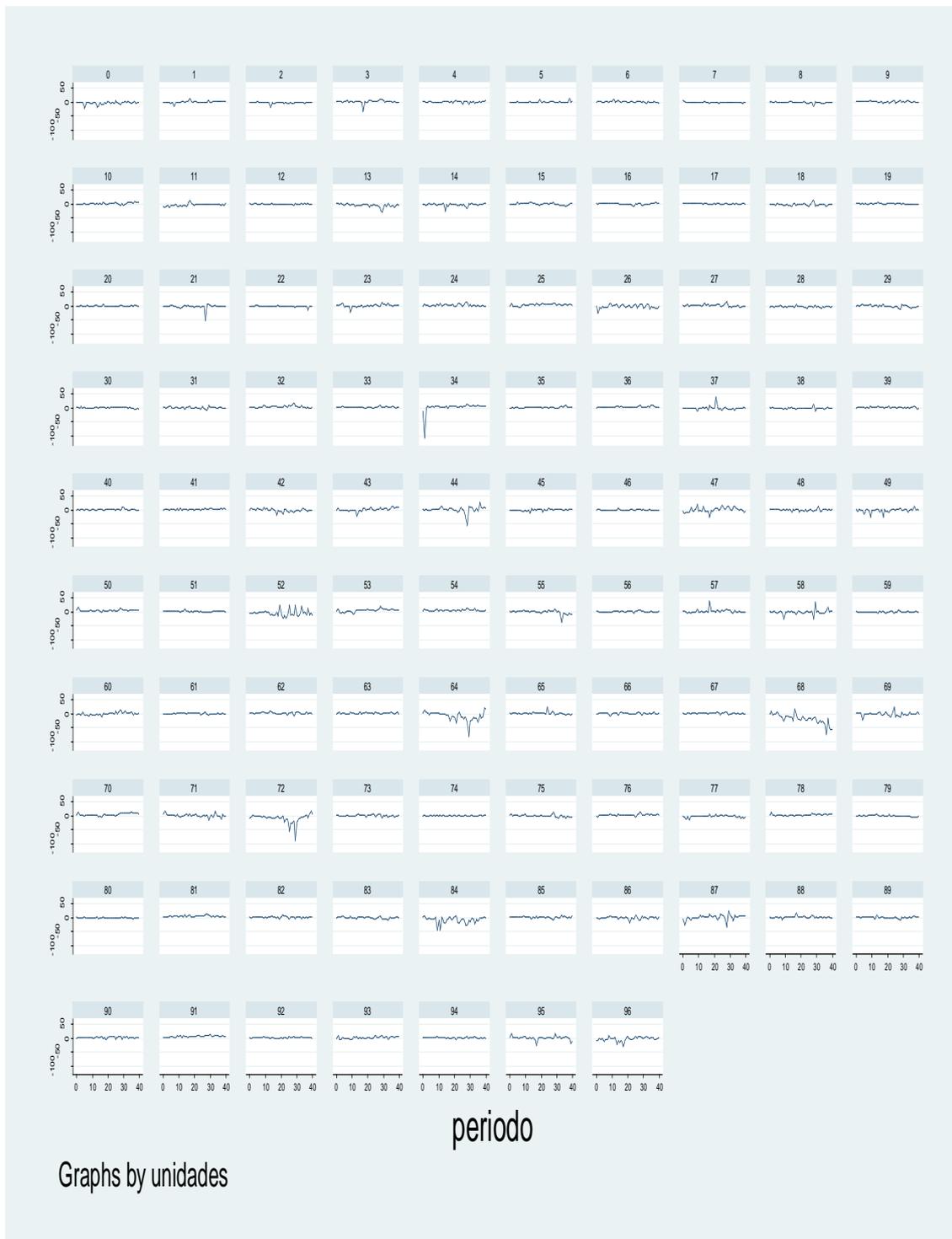


Figura 3-3 – Gráfico Agrupado de desvio

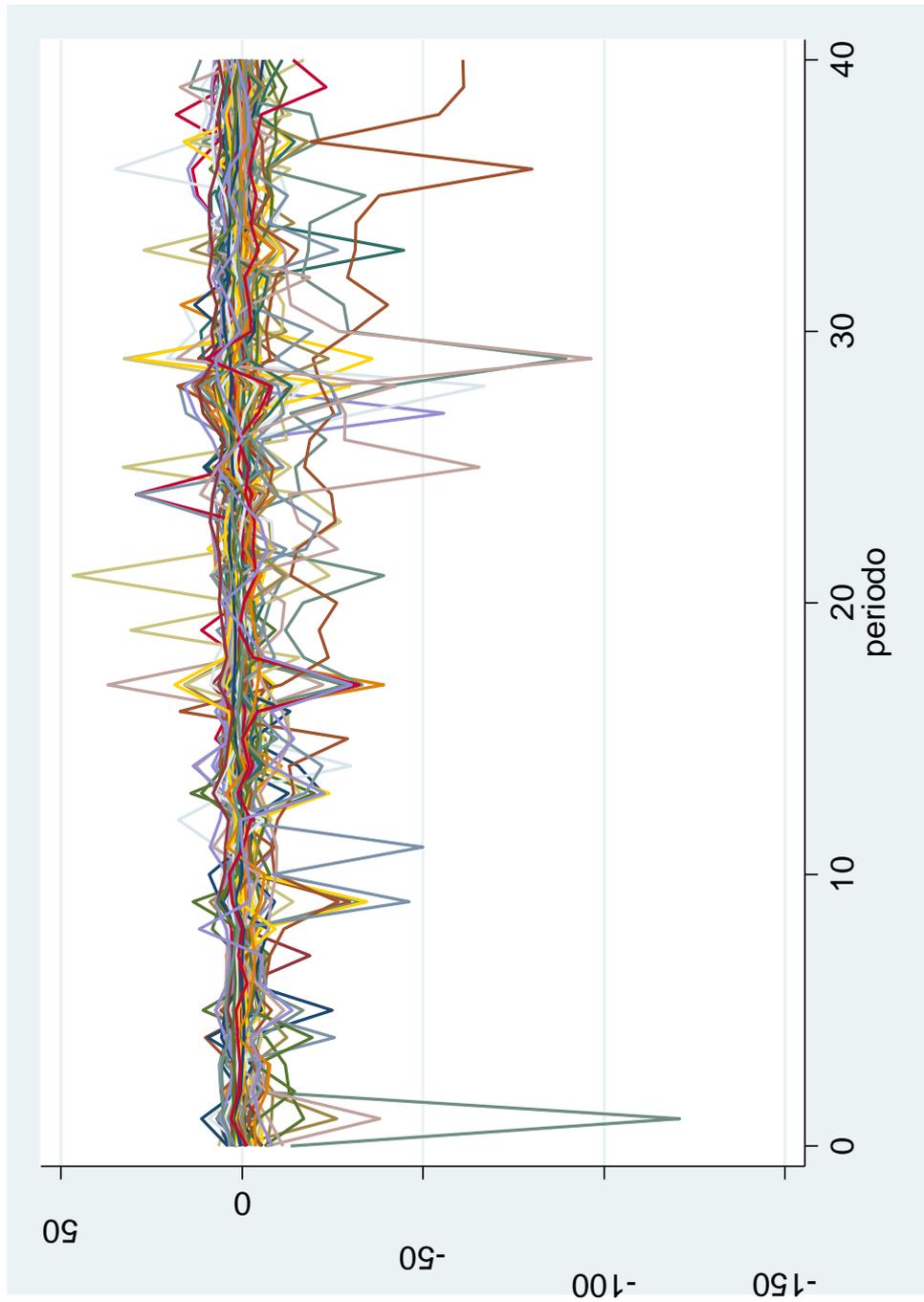
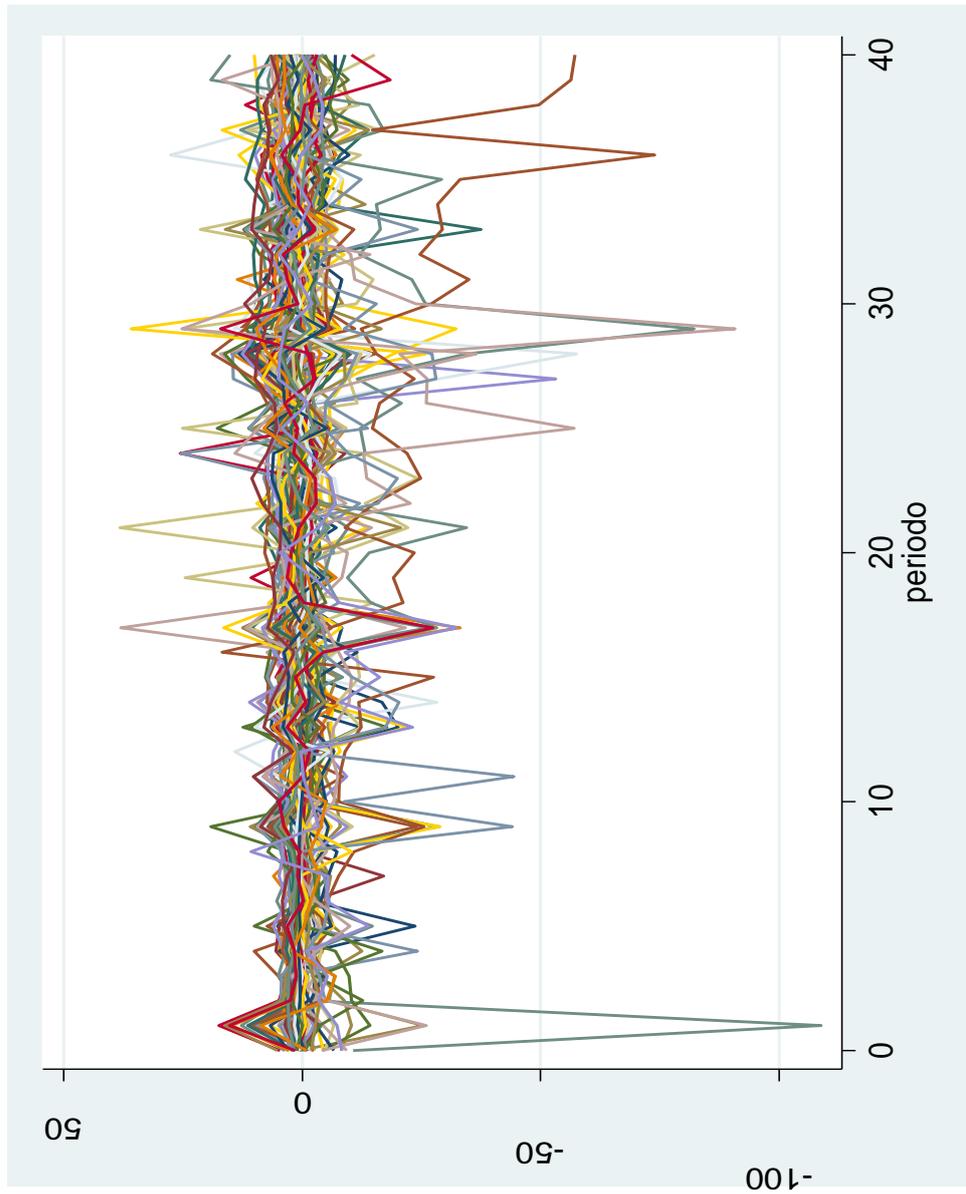


Figura 3-4 - Gráfico Agrupado de desvio no setor



3.7.2 Anexo 2 – Estatística Descritiva

Tabela 3-5 Dados – Desvio do lucro considerando todas as empresas.

Firma	Média	Mediana	Máximo	Mínimo	Desvio padrão
0	-1,3	-0,5	6,76	-24,	6,47
1	1,19	1,59	6,29	-18,	3,60
2	-0,3	-0,3	4,77	-19,	3,82
3	2,54	3,08	13,8	-39,	7,36
4	1,36	1,16	4,90	-1,	1,47
5	2,54	1,33	18,1	-0,5	3,37
6	0,67	0,60	5,61	-3,9	1,86
7	0,06	0,03	6,62	-3,2	1,69
8	0,19	0,45	8,19	-13,	2,86
9	1,41	1,07	13,7	-8,1	3,56
10	3,37	3,13	10,4	-2,4	3,21
11	-2,2	-1,7	15,8	-12,	4,69
12	1,28	1,20	5,11	-1,0	1,33
13	-3,9	-3,3	6,85	-35,	6,82
14	-1,6	-0,8	4,85	-29,	5,56
15	2,03	1,95	10,0	-2,8	2,72
16	1,85	1,63	8,39	-5,4	2,43
17	1,60	1,06	6,53	-0,0	1,33
18	0,21	0,31	5,45	-6,3	1,91
19	1,34	1,21	5,22	-1,8	1,43
20	1,17	0,97	5,08	-0,5	1,13
21	-1,0	0,91	8,22	-55,	9,27
22	0,18	0,52	3,80	-18,	3,28
23	-1,2	-1,0	10,1	-29,	5,68
24	2,60	1,95	17,3	-3,4	3,90
25	1,31	1,73	5,62	-4,4	2,74
26	-2,3	-4,0	9,24	-26,	7,22
27	3,62	3,36	12,7	-0,6	2,36
28	-1,5	-1,6	3,50	-5,8	1,63
29	-2,3	-1,1	4,32	-15,	4,53
30	2,60	2,53	7,24	-1,3	2,21
31	1,76	1,64	12,0	-8,4	3,71
32	2,16	1,78	12,3	-1,4	2,65
33	3,54	3,56	10,2	0,49	2,16
34	-0,8	2,42	5,97	-121	19,4
35	3,59	2,38	13,7	0,59	3,14
36	5,25	4,33	14,9	0,99	3,39
37	-0,3	-1,6	46,7	-14,	9,01
38	0,45	-0,3	17,8	-9,9	3,73
39	2,35	2,19	6,24	-6,2	2,33
40	2,69	2,13	11,4	-1,8	2,81
41	1,58	1,06	5,75	-1,2	1,61
42	-1,6	-0,8	7,29	-22,	5,07
43	-1,2	-2,0	9,50	-24,	5,19
44	2,78	3,54	34,9	-66,	14,8
45	-0,3	0,23	5,00	-12,	3,07
46	0,83	0,46	5,11	-2,0	1,57
47	-1,6	-1,2	14,2	-28,	8,29
48	0,27	0,60	16,8	-10,	4,28
49	-3,6	-2,3	10,8	-33,	7,90
50	1,86	1,72	6,38	-2,1	1,76
51	2,03	1,99	7,21	-0,9	1,60
52	-4,2	-5,1	32,8	-27,	13,8
53	2,28	2,85	12,8	-8,8	4,14
54	2,96	2,57	8,07	0,22	1,59
55	-3,0	-1,2	4,67	-44,	7,58
56	1,43	0,98	6,68	-2,2	1,72
57	-0,3	-1,1	37,0	-7,9	6,56
58	-3,2	-3,4	30,1	-34,	9,58
59	0,16	0,19	3,90	-3,3	1,86
60	1,18	0,71	13,1	-13,	5,01
61	1,31	1,44	4,08	-1,5	1,48
62	2,67	1,91	11,2	-7,6	3,17
63	-0,0	-0,2	3,40	-5,4	1,97
64	-11,	-5,0	14,4	-89,	18,3
65	2,27	1,46	29,2	-3,1	4,94
66	1,80	1,70	8,32	-8,2	2,88
67	2,14	2,15	6,89	-2,4	1,62
68	-21,	-18,	17,0	-80,	18,6
69	-0,4	-0,4	29,0	-25,	7,89
70	1,35	1,28	7,46	-5,3	3,13
71	-2,3	-1,7	14,2	-23,	6,12
72	-12,	-9,3	17,2	-96,	18,4
73	0,68	0,46	4,29	-1,8	1,66
74	1,51	1,20	8,98	-1,2	2,14
75	0,91	0,71	11,2	-5,7	3,50
76	0,67	0,70	8,10	-6,6	2,17
77	-4,2	-3,3	3,14	-19,	4,22
78	0,00	-0,1	8,56	-5,4	1,85
79	1,17	1,00	8,60	-1,2	1,63
80	1,02	0,80	5,04	-3,0	1,65
81	5,73	4,92	15,8	1,76	3,10
82	1,57	1,53	8,36	-1,0	1,84
83	-2,4	-1,1	2,84	-15,	3,85
84	-8,9	-5,0	8,35	-50,	12,6
85	-0,7	0,00	5,93	-13,	3,41
86	-0,9	-0,0	6,00	-12,	3,59
87	-2,0	0,25	18,0	-42,	11,0
88	2,51	2,40	18,6	-9,2	3,57
89	2,22	1,74	8,25	-5,7	2,96
90	1,83	1,92	5,19	-0,5	1,51
91	5,77	5,92	12,1	1,69	2,55
92	2,22	2,04	7,54	-1,4	1,93
93	-1,6	-1,2	5,49	-9,0	3,12
94	1,22	0,73	11,6	-6,5	3,10
95	-2,6	-1,6	9,99	-32,	6,88
96	-2,3	-1,4	11,7	-30,	7,85

Dados – Desvio do lucro considerando as empresas do setor ou agrupamento.

Tabela 3-6 Desvio do lucro considerando empresas do setor

Firma	Média	Mediana	Máximo	Mínimo	Desvio padrão
0	-3,2	-1,9	4,96	-23,5	5,44
1	0,34	0,37	12,4	-17,	3,75
2	-2,2	-1,6	2,67	-17,	2,99
3	1,69	2,05	10,5	-33,	6,21
4	1,10	1,49	4,56	-7,6	2,80
5	0,67	-0,0	11,8	-2,3	2,69
6	1,00	1,10	8,25	-3,9	2,49
7	-0,6	-0,6	5,41	-3,2	1,58
8	-0,9	-0,3	4,41	-15,	2,92
9	1,19	1,15	6,97	-4,8	2,45
10	1,78	1,55	8,34	-5,8	3,11
11	-2,9	-2,1	12,3	-12,	4,26
12	-0,2	-0,3	3,26	-4,1	1,29
13	-4,8	-3,2	4,02	-32,	6,24
14	-2,3	-1,3	3,08	-28,	5,30
15	0,15	0,48	6,53	-6,8	3,17
16	0,66	0,98	6,16	-9,0	2,64
17	0,87	0,77	3,73	-2,4	1,16
18	-1,5	-1,0	14,8	-9,1	3,94
19	0,61	0,68	5,82	-1,5	1,30
20	0,32	0,18	6,23	-2,2	1,46
21	-2,2	-0,7	5,33	-53,	8,59
22	-1,4	-1,0	1,58	-16,	2,60
23	0,87	1,02	12,8	-24,	5,56
24	2,93	2,55	14,5	-2,6	3,92
25	4,17	4,62	11,2	-3,3	3,63
26	-2,0	-2,5	11,0	-25,	6,61
27	1,87	1,48	17,2	-5,9	4,21
28	-2,4	-2,5	6,18	-7,5	2,39
29	-0,5	0,32	6,36	-11,	3,87
30	0,72	0,97	4,44	-3,7	2,07
31	0,57	0,55	8,22	-10,	3,35
32	4,27	3,76	16,2	-2,2	3,68
33	2,35	2,36	8,56	-1,4	1,93
34	1,98	5,14	12,0	-108	18,0
35	1,71	1,17	8,59	-2,1	2,13
36	3,37	3,16	9,82	0,35	2,36
37	-0,5	-1,4	38,2	-10,	7,11
38	-1,1	-1,5	12,4	-10,	3,12
39	1,62	1,65	5,92	-5,1	1,97
40	1,11	1,13	9,71	-3,2	2,56
41	1,91	1,50	6,33	-3,1	2,01
42	-1,2	-0,9	8,77	-21,	5,54
43	1,61	1,07	13,3	-22,	6,04
44	1,03	1,44	27,5	-57,	12,4
45	-0,5	-0,2	5,08	-12,	3,19
46	0,10	-0,0	5,22	-2,3	1,40
47	0,42	0,12	19,2	-27,	8,82
48	0,01	0,59	13,5	-8,5	3,55
49	-1,8	-0,0	13,0	-28,	7,38
50	4,72	4,43	17,5	0,13	3,07
51	1,30	1,35	9,02	-2,2	1,87
52	-4,4	-4,8	25,1	-24,	11,4
53	5,14	6,67	18,9	-8,5	5,06
54	5,06	4,53	11,9	0,71	2,91
55	-0,9	0,71	9,29	-37,	7,31
56	0,24	0,27	6,08	-3,7	1,74
57	1,74	0,19	38,0	-5,8	6,73
58	-1,1	-1,1	35,9	-28,	9,18
59	-1,0	-1,2	5,54	-4,9	1,88
60	-0,5	-0,0	13,2	-11,	4,79
61	0,12	0,13	5,01	-5,3	1,96
62	1,48	1,21	10,9	-9,3	3,12
63	1,75	2,01	5,00	-1,5	1,86
64	-9,1	-4,7	19,2	-82,	17,3
65	1,08	0,57	25,6	-6,1	4,77
66	0,61	0,72	7,72	-9,4	2,89
67	0,96	0,92	6,21	-4,2	2,07
68	-18,	-15,	16,7	-73,	17,9
69	-1,6	-1,6	25,3	-24,	7,19
70	4,21	2,73	11,9	-4,5	4,39
71	0,52	0,23	16,1	-16,	5,89
72	-10,	-6,6	16,8	-90,	17,2
73	0,43	0,29	5,58	-7,9	3,03
74	-0,0	-0,2	3,96	-2,5	1,38
75	-0,8	-0,7	12,2	-9,8	4,20
76	2,50	2,55	12,0	-3,6	2,56
77	-2,3	-2,0	6,06	-16,	3,87
78	2,85	2,44	14,8	-0,8	3,07
79	-0,7	-0,9	6,96	-4,6	2,38
80	-0,8	-0,6	2,73	-4,3	1,40
81	4,88	4,93	12,6	1,42	2,57
82	1,32	1,08	10,3	-4,6	2,85
83	-0,5	-0,6	7,27	-10,	3,47
84	-8,6	-4,8	6,86	-44,	11,7
85	1,05	1,11	10,2	-9,7	3,37
86	-1,1	-0,6	10,2	-20,	4,71
87	0,83	2,86	25,2	-36,	10,4
88	1,32	0,98	16,5	-10,	3,65
89	0,34	0,51	9,83	-8,0	2,64
90	1,58	1,56	6,40	-5,1	2,66
91	6,10	6,26	12,0	0,28	2,96
92	1,49	1,34	5,97	-3,5	1,88
93	1,21	1,05	9,73	-7,1	4,15
94	1,00	1,03	5,83	-5,6	2,15
95	0,19	0,89	17,1	-27,	6,95
96	-3,5	-2,4	10,6	-32,	7,68

3.7.3 Anexo 3 – Testes Dependencia cross-section

Regressões e testes de Dependência Cross-section – Desvio dos Lucros

- Polled

```
. xtreg desvio L.desvio
```

```
Random-effects GLS regression           Number of obs   =   3880
Group variable: unidades                Number of groups =    97

R-sq:  within = 0.0502                  Obs per group:  min =    40
        between = 0.9980                  avg =           40.0
        overall = 0.1829                  max =           40

Random effects u_i ~ Gaussian           Wald chi2(1)    =   868.24
corr(u_i, X) = 0 (assumed)             Prob > chi2     =    0.0000
```

desvio	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
desvio						
l1.	.4325583	.01468	29.47	0.000	.4037861	.4613305
_cons	2.79e-09	.1039841	0.00	1.000	-.2038052	.2038052
sigma_u	0					
sigma_e	6.0575391					
rho	0	(fraction of variance due to u_i)				

xtcsd, pesaran abs

```
Pesaran's test of cross sectional independence = 14.338, Pr = 0.0000
Average absolute value of the off-diagonal elements = 0.203
```

xtcsd, friedman

```
Friedman's test of cross sectional independence = 253.906, Pr = 0.0000
```

xtcsd, frees

```
Frees' test of cross sectional independence = 3.249, Pr = 0.0000
```

Warning: A normal distribution had been used to approximate Frees' Q distribution

• **Efeitos Fixos**

xtreg desvio L.desvio, fe

```

Fixed-effects (within) regression      Number of obs   =   3880
Group variable: unidades               Number of groups =    97

R-sq:  within = 0.0502                 Obs per group:  min =    40
        between = 0.9980                avg =           40.0
        overall = 0.1829                max =           40

corr(u_i, Xb) = 0.5085                 F(1,3782)       =   199.83
                                           Prob > F         =    0.0000

```

desvio	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
-----+-----						
desvio						
L1.	.2255315	.0159541	14.14	0.000	.194252	.2568111
_cons	3.89e-09	.0972479	0.00	1.000	-.1906635	.1906635
-----+-----						
sigma_u	2.8985831					
sigma_e	6.0575391					
rho	.18631065	(fraction of variance due to u_i)				

F test that all u_i=0: F(96, 3782) = 6.79 Prob > F = 0.0000

xtcsd, pesaran abs

Pesaran's test of cross sectional independence = 13.187, Pr = 0.0000

Average absolute value of the off-diagonal elements = 0.202

xtcsd, friedman

Friedman's test of cross sectional independence = 225.053, Pr = 0.0000

xtcsd, frees

Frees' test of cross sectional independence = 3.440, Pr = 0.0000

Warning: A normal distribution had been used to approximate Frees' Q distribution

- **Efeitos Aleatórios**

xtreg desvio L.desvio, re

```

Random-effects GLS regression           Number of obs   =   3880
Group variable: unidades                Number of groups =    97

R-sq:  within = 0.0502                  Obs per group:  min =    40
        between = 0.9980                  avg   =   40.0
        overall = 0.1829                  max   =    40

Random effects u_i ~ Gaussian           Wald chi2(1)    =   868.24
corr(u_i, X) = 0 (assumed)              Prob > chi2     =    0.0000

```

desvio	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
desvio						
L1.	.4325583	.01468	29.47	0.000	.4037861	.4613305
_cons	2.79e-09	.1039841	0.00	1.000	-.2038052	.2038052
sigma_u	0					
sigma_e	6.0575391					
rho	0	(fraction of variance due to u_i)				

xtcsd, pesaran abs

```

Pesaran's test of cross sectional independence =   14.338, Pr = 0.0000
Average absolute value of the off-diagonal elements =   0.203

```

xtcsd, friedman

```

Friedman's test of cross sectional independence =   253.906, Pr = 0.0000

```

xtcsd, frees

```

Frees' test of cross sectional independence =   3.249, Pr = 0.0000

```

Warning: A normal distribution had been used to approximate Frees' Q distribution

Regressões e testes de Dependência Cross-section – Desvio dos Lucros do Setor

- Polled

```
xtreg desvio_setor L.desvio_setor
```

```
Random-effects GLS regression           Number of obs   =   3880
Group variable: unidades                Number of groups =    97

R-sq:  within = 0.0508                  Obs per group:  min =    40
      between = 0.9975                    avg   =   40.0
      overall = 0.1689                    max   =    40

Random effects u_i ~ Gaussian           Wald chi2(1)    =   788.07
corr(u_i, X) = 0 (assumed)              Prob > chi2     =   0.0000
```

```
-----+-----
desvio_setor |          Coef.   Std. Err.      z    P>|z|     [95% Conf. Interval]
-----+-----
desvio_setor |
   L1.        |   .4159114     .0148155    28.07  0.000     .3868735   .4449493
   _cons      |  -1.03e-09     .0980554   -0.00  1.000     -.192185   .192185
-----+-----
   sigma_u    |           0
   sigma_e    |   5.7492316
   rho        |           0   (fraction of variance due to u_i)
-----+-----
```

```
xtcsd, pesaran abs
```

Pesaran's test of cross sectional independence = 1.886, Pr = 0.0592

Average absolute value of the off-diagonal elements = 0.199

```
xtcsd, friedman
```

Friedman's test of cross sectional independence = 70.211, Pr = 0.9778

```
xtcsd, frees
```

Frees' test of cross sectional independence = 2.342, Pr = 0.0000

Warning: A normal distribution had been used to approximate Frees' Q distribution

• **Efeitos Fixos**

xtreg desvio_setor L.desvio_setor, fe

```
Fixed-effects (within) regression      Number of obs   =    3880
Group variable: unidades              Number of groups =     97

R-sq:  within = 0.0508                Obs per group: min =    40
      between = 0.9975                    avg =    40.0
      overall = 0.1689                    max =    40

corr(u_i, Xb) = 0.4852                F(1,3782)      =    202.59
                                         Prob > F       =     0.0000
```

```
-----+-----
desvio_setor |      Coef.   Std. Err.      t    P>|t|     [95% Conf. Interval]
-----+-----
desvio_setor |
   L1. |   .2271521   .0159592    14.23  0.000   .1958625   .2584417
   _cons |  -1.45e-09   .0922984    -0.00  1.000  - .1809594   .1809594
-----+-----
   sigma_u |  2.5879304
   sigma_e |  5.7492316
   rho     |  .16848321   (fraction of variance due to u_i)
-----+-----
F test that all u_i=0:      F(96, 3782) =      6.20          Prob > F = 0.0000
```

xtcsd, pesaran abs

```
Pesaran's test of cross sectional independence =    1.637, Pr = 0.1017
Average absolute value of the off-diagonal elements =    0.195
```

xtcsd, friedman

```
Friedman's test of cross sectional independence =    68.990, Pr = 0.9830
```

xtcsd, frees

```
Frees' test of cross sectional independence =    2.456, Pr = 0.0000
```

Warning: A normal distribution had been used to approximate Frees' Q distribution

- **Efeitos Aleatórios**

```
. xtreg desvio_setor L.desvio_setor, re
```

```
Random-effects GLS regression           Number of obs   =       3880
Group variable: unidades                Number of groups =         97

R-sq:  within = 0.0508                   Obs per group: min =         40
      between = 0.9975                               avg =        40.0
      overall  = 0.1689                               max =         40

Random effects u_i ~ Gaussian           Wald chi2(1)    =       788.07
corr(u_i, X) = 0 (assumed)              Prob > chi2     =       0.0000
```

desvio_setor	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
desvio_setor						
L1.	.4159114	.0148155	28.07	0.000	.3868735	.4449493
_cons	-1.03e-09	.0980554	-0.00	1.000	-.192185	.192185
sigma_u	0					
sigma_e	5.7492316					
rho	0	(fraction of variance due to u_i)				

```
xtcsd, pesaran abs
```

```
Pesaran's test of cross sectional independence =      1.886, Pr = 0.0592
Average absolute value of the off-diagonal elements =      0.199
```

```
xtcsd, friedman
```

```
Friedman's test of cross sectional independence =      70.211, Pr = 0.9778
```

```
xtcsd, frees
```

```
Frees' test of cross sectional independence =      2.342, Pr = 0.0000
```

```
Warning: A normal distribution had been used to approximate Frees' Q distribution
```

3.7.4 Anexo 4 – Pressupostos do teste PANIC

Como apoio para a elaboração do capítulo 2 desta seção, tendo em vista a importância para o seu resultado final, iremos apresentar os pressupostos do teste PANIC apresentados em BAI e NG (2004).

Seja $M < \infty$ um número positivo genérico que não depende de N ou T . Seja $\|A\| = \text{traço}(A'A)^{1/2}$ então seguem os pressupostos para o teste PANIC.

Pressuposto A: (i) Para λ_i não aleatório temos $\|\lambda_i\| < M$. Para λ_i aleatório $E\|\lambda_i\|^4 \leq M$; (ii) $N^{-1} \sum_{i=1}^N \lambda_i \lambda_i' \xrightarrow{p} \Sigma_\Lambda$ uma matriz $r \times r$ positiva definida.

Pressuposto B: (i) $\mathbf{u}_t \sim iid(\mathbf{0}, \Sigma_u)$, $E\|\mathbf{u}_t\|^4 \leq M$; (ii) $\text{Var}(\Delta F_t) = \sum_{j=0}^{\infty} C_j \Sigma_u C_j' > 0$, (iii) $\sum_{j=0}^{\infty} j \|C_j\| < M$; (iv) $C(1)$ tem posto r_1 , $0 < r_1 < r$.

Pressuposto C: (i) Para cada i , $e_{it} \sim iid(0, \sigma_{\epsilon_i}^2)$, $E|\epsilon_{it}|^8 \leq M$, $\sum_{j=0}^{\infty} j \|D_j\| < M$, $\omega_{\epsilon_i}^2 = D_i(1)^2 \sigma_{\epsilon_i}^2 > 0$; (ii) $E(\epsilon_{it} \epsilon_{jt}) = \tau_{ij}$ com $\sum_{i=1}^N |\tau_{ij}| \leq M$ para todo j ; (iii) $E\left|N^{-1/2} \sum_{i=1}^N [\epsilon_{is} \epsilon_{jt} - E(\epsilon_{is} \epsilon_{jt})]\right|^4 \leq M$ para todo (t, s) .

Pressuposto D: Os erros ϵ_{it} , \mathbf{u}_t e λ_i são três grupos mutuamente independentes.

Pressuposto E: $E\|F_0\| \leq M$, e para todo $i = 1, \dots, N$, $E\|e_{i0}\| \leq M$.

3.7.5 Anexo 5 - Teste PANIC – Intercepto

O modelo de fatores com apenas o intercepto será da seguinte forma:

$$X_{it} = C_i + \lambda'_i F_t + e_{it}$$

Sendo $x_{it} = \Delta X_{it}$, $f_t = \Delta F_t$ e $z_{it} = \Delta e_{it}$ o modelo para primeira diferença será

$$x_{it} = \lambda'_i f_t + z_{it}$$

Aplicando o método de componentes principais em x resultará em r fatores estimados \hat{f}_t associados com os coeficientes $\hat{\lambda}_t$ e os resíduos estimados $z_{it} = x_{it} - \lambda'_i f_t$. sendo $t=2, \dots, T$ podemos definir $\hat{e}_{it} = \sum_{s=2}^t \hat{z}_{it}$ e $\hat{F}_t = \sum_{s=2}^t \hat{f}_s$ um vetor $r \times 1$.

Seja $ADF_{\hat{e}}^c(i)$ a estatística t para testar se $d_{i0} = 0$ na regressão univariada aumentada abaixo:

$$\Delta \hat{e}_{it} = d_{i0} \hat{e}_{it} + d_{i1} \Delta \hat{e}_{it-1} + \dots + d_{ip} \Delta \hat{e}_{it-p} + \text{error}$$

E se $r=1$, então $ADF_{\hat{F}}^c(i)$ a estatística t para testar se $\delta_0 = 0$ na regressão univariada aumentada abaixo:

$$\Delta \hat{F}_t = c + \delta_0 \hat{F}_{t-1} + \dots + \delta_p \hat{F}_{t-p} + \text{error}$$

Se $r > 1$, diminuindo a média em \hat{F}_t e definindo $\hat{F}_t^c = \hat{F}_t - \bar{\hat{F}}$ sendo $\bar{\hat{F}} = (T-1)^{-1} \sum_{t=2}^T \hat{F}_t$. Então segue o procedimento abaixo começando com $r=m$. Sendo $\hat{\beta}_\perp$ os m autovetores associados aos maiores autovalores de $T^{-2} \sum_{t=2}^T \hat{F}_t^c \hat{F}_t^{c'}$ e $\hat{Y}_t^c = \hat{\beta}'_\perp \hat{F}_t^c$. Então define-se duas estatísticas de teste.

(1) Sendo $K(j) = (1-j)/(J+1)$, $j = 0, 1, \dots, J$

(i) seja $\hat{\xi}_t^c$ o resíduo ao estimar um modelo VAR de primeira ordem para \hat{Y}_t^c e

$$\hat{\Sigma}_1^c = \sum_{j=1}^J K(j) (T^{-1} \sum_{t=2}^T \hat{\xi}_{t-j}^c \hat{\xi}_t^{c'})$$

(ii) seja $v_c^c(m)$ o maior autovalor de $\hat{\Phi}_c^c = 0.5 \left[\sum_{t=2}^T (\hat{Y}_t^c \hat{Y}_{t-1}^{c'} + \sum_{t=2}^T \hat{Y}_{t-1}^c \hat{Y}_t^{c'}) - T(\hat{\Sigma}_1^c - \hat{\Sigma}_1^{c'}) \right] (\sum_{t=2}^T \hat{Y}_{t-1}^c \hat{Y}_{t-1}^{c'})^{-1}$. (iii) Então a estatística do teste PANIC será $MQ_c^c(m) = T[\hat{v}_c^c(m) - 1]$

(2) Para p fixo independente de N ou T .

(i) estimar o modelo VAR de ordem p em $\Delta \hat{Y}_t^c$ e obter $\hat{\pi}(L) = I_m - \hat{\pi}_1 L - \dots - \hat{\pi}_p L^p$. Filtrando \hat{Y}_t^c de $\hat{\pi}(L)$ obteremos $\hat{y}_t^c = \hat{\pi}(L) \hat{Y}_t^c$. (ii) Sendo $v_f^c(m)$ o menor autovalor de :

$\hat{\Phi}_f^c(m) = 0.5 \left[\sum_{t=2}^T (\hat{y}_t^c \hat{y}_{t-1}^{c'} + \sum_{t=2}^T \hat{y}_{t-1}^c \hat{y}_t^{c'}) \right] (\sum_{t=2}^T \hat{y}_{t-1}^c \hat{y}_{t-1}^{c'})^{-1}$ (iii) Então define-se a estatística de teste $MQ_f^c(m) = T[\hat{v}_f^c(m) - 1]$

(3) Se $H_0: r = m$, então defina $m = m-1$ e retorne ao passo (1). Caso contrário $r_1 = m$ e pare.

3.7.6 Anexo 6- Teste PANIC tendência Linear

Considerando agora o modelo de fator com uma tendência linear da seguinte forma:

$$X_{it} = C_i + \beta_i t + \lambda_i' F_t + e_{it}$$

É $\Delta X_{it} = \beta_i + \lambda_i' \Delta F_t + \Delta e_{it}$. Seja

$$\overline{\Delta F} = (T - 1)^{-1} \sum_{t=2}^T \Delta F_t, \overline{\Delta e_i} = (T - 1)^{-1} \sum_{t=2}^T \Delta e_{it} \quad e \quad \overline{\Delta X_i} = (T - 1)^{-1} \sum_{t=2}^T \Delta X_{it}$$

Então temos:

$$\Delta X_{it} - \overline{\Delta X_i} = \lambda_i' (\Delta F_t - \overline{\Delta F}) + (\Delta e_{it} - \overline{\Delta e_i})$$

Podendo ser reescrito como

$$x_{it} = \lambda_i' f_t + z_{it}$$

$$\text{Sendo } x_{it} = \Delta X_{it} - \overline{\Delta X_i}, f_t = \Delta F_t - \overline{\Delta F}, z_{it} = \Delta e_{it} - \overline{\Delta e_i}$$

Seja \hat{f}_t e $\hat{\lambda}_i$ estimados através do método de componentes principais para x diferenciado e diminuído de sua média e $\hat{z}_{it} = \hat{x}_{it} - \hat{\lambda}_i' \hat{f}_t$, podemos definir $\hat{e}_{it} = \sum_{s=2}^t \hat{z}_{is}$ e $\hat{F}_t = \sum_{s=2}^t \hat{f}_s$ um vetor r X 1.

(1) Seja $ADF_{\hat{e}}^t(i)$ a estatística t para testar se $d_{i0} = \mathbf{0}$ na regressão univariada aumentada abaixo:

$$\Delta \hat{e}_{it} = d_{i0} \hat{e}_{it} + d_{i1} \Delta \hat{e}_{it-1} + \dots + d_{ip} \Delta \hat{e}_{it-p} + \text{error}$$

(2) E se r=1, então $ADF_{\hat{F}}^t(i)$ a estatística t para testar se $\delta_0 = \mathbf{0}$ na regressão univariada aumentada abaixo:

$$\Delta \hat{F}_t = c_0 + c_1 t + \delta_0 \hat{F}_{t-1} + \dots + \delta_p \hat{F}_{t-p} + \text{error}$$

(3) Se r>1, seja \widehat{F}_t^r o resíduo da regressão de \hat{F}_t em relação a uma constante e uma tendência temporal. Repita (3) considerando somente o intercepto substituindo

$$\widehat{F}_t^r \text{ por } \widehat{F}_t^c \text{ para construir } \widehat{Y}_t^r \text{ e } \widehat{y}_t^r \text{ e como isso, gerar } MQ_f^r(m) \text{ e } MQ_c^r(m)$$

3.7.7 Anexo 7– Resultados Panic

	adf	ehat1	R2	sigF/sigE
Series 0	-1.748	-2.023	0.948	0.196
Series 1	-2.025	-2.441	0.923	0.246
Series 2	-1.502	-1.530	0.994	0.064
Series 3	-2.579	-2.260	0.735	0.479
Series 4	-1.862	-2.402	0.593	0.549
Series 5	-0.674	-1.024	0.934	0.225
Series 6	-0.427	-0.36	0.673	0.458
Series 7	-1.993	-1.310	0.913	0.229
Series 8	-2.748	-2.172	0.368	1.190
Series 9	-2.664	-2.882	0.466	0.87
Series 10	-2.959	-2.867	0.446	0.612
Series 11	-2.553	-2.187	0.86	0.27
Series 12	-2.995	-3.241	0.956	0.187
Series 13	-2.794	-2.889	0.846	0.325
Series 14	-3.014	-2.855	0.662	0.71
Series 15	-3.210	-3.720	0.486	0.548
Series 16	-1.665	-1.722	0.768	0.374
Series 17	-1.635	-1.859	0.26	0.967
Series 18	-2.787	-2.656	0.568	0.689
Series 19	-1.434	-0.788	0.404	0.698
Series 20	-3.156	-2.689	0.32	1.397
Series 21	-3.149	-3.324	0.999	0.024
Series 22	-0.768	-0.799	0.832	0.434
Series 23	-3.218	-2.937	0.558	0.659
Series 24	-1.776	-1.818	0.27	1.302
Series 25	-2.040	-1.961	0.425	0.389
Series 26	-2.075	-1.149	0.997	0.045
Series 27	-1.635	-1.523	0.551	0.656
Series 28	-2.338	-2.031	0.686	0.509
Series 29	-1.636	-1.767	0.276	0.703
Series 30	-1.661	-1.331	0.728	0.476
Series 31	-3.588	-2.469	0.149	2.023
Series 32	-1.769	-1.644	0.212	1.063
Series 33	-1.843	-1.457	0.763	0.408
Series 34	-4.038	-1.989	0.831	0.368
Series 35	-0.431	-1.291	0.59	0.385
Series 36	-0.908	-1.347	0.408	0.504
Series 37	-2.970	-2.742	0.987	0.114
Series 38	-3.219	-3.360	0.273	1.631
Series 39	-2.482	-2.112	0.633	0.667
Series 40	-2.361	-2.253	0.998	0.037
Series 41	-1.086	-0.514	0.578	0.594
Series 42	-1.813	-1.857	0.921	0.222
Series 43	-1.479	-1.548	0.854	0.308
Series 44	-1.874	-2.616	0.313	1.457
Series 45	-2.106	-2.007	0.846	0.312
Series 46	-2.446	-2.701	0.459	0.929
Series 47	-2.918	-2.067	0.998	0.031
Series 48	-2.899	-2.147	0.504	0.954
Series 49	-3.075	-2.241	0.5	0.8
Series 50	-2.336	-2.179	0.548	0.69
Series 51	-2.747	-2.783	0.694	0.474
Series 52	-3.532	-3.166	0.703	0.628
Series 53	-1.967	-2.947	0.694	0.349
Series 54	-2.256	-2.496	0.483	0.941
Series 55	-1.792	-1.949	0.986	0.103
Series 56	-2.356	-1.906	0.516	0.625
Series 57	-2.900	-2.435	0.591	0.745
Series 58	-3.929	-3.329	0.316	1.188
Series 59	-1.414	-1.108	0.464	0.746
Series 60	-1.181	-1.529	0.536	0.665
Series 61	-2.298	-2.539	0.683	0.533
Series 62	-2.642	-2.759	0.645	0.652
Series 63	-1.310	-0.644	0.835	0.341
Series 64	-1.917	-1.841	0.802	0.305
Series 65	-2.099	-2.476	0.871	0.351
Series 66	-2.295	-2.369	0.965	0.151
Series 67	-2.444	-2.848	0.621	0.804
Series 68	1.491	0.261	0.969	0.105
Series 69	-3.469	-3.549	0.921	0.298
Series 70	-0.978	-1.291	0.949	0.135
Series 71	-2.048	-2.124	0.789	0.454
Series 72	-1.710	-1.805	0.516	0.525
Series 73	-1.818	-1.747	0.617	0.521
Series 74	-2.700	-3.501	0.301	1.282
Series 75	-1.275	-1.083	0.777	0.365
Series 76	-3.216	-3.135	0.344	1.115
Series 77	-1.998	-0.959	0.933	0.207
Series 78	-2.450	-2.239	0.976	0.148
Series 79	-3.781	-3.081	0.874	0.41
Series 80	-2.027	-1.787	0.596	0.483
Series 81	-2.109	-2.041	0.449	0.991
Series 82	-2.221	-2.281	0.952	0.178
Series 83	-1.975	-1.851	0.74	0.362
Series 84	-2.212	-2.189	0.785	0.523
Series 85	-2.337	-2.159	0.672	0.545
Series 86	-2.796	-2.518	0.736	0.513
Series 87	-3.363	-2.433	0.435	1.078
Series 88	-2.038	-2.076	0.557	0.661
Series 89	-0.411	-0.862	0.612	0.533
Series 90	-1.749	-1.985	0.698	0.263
Series 91	-2.005	-1.581	0.453	0.518
Series 92	-1.945	-1.801	0.783	0.439
Series 93	-3.189	-3.345	0.903	0.242
Series 94	-2.305	-2.650	0.384	0.906
Series 95	-1.556	-1.708	0.764	0.435
Series 96	-2.059	-2.372	0.713	0.393

Tests on fhat adf20
Factor 1 -2.918
Factor 2 -2.645

Pooled test	
X	386.424 9.769
ehat1	124.177 -3.545

	adf	ehat1	R2	sigF/sigE
Series 0	-2.368	-2.553	0.801	0.401
Series 1	-1.905	-2.307	0.773	0.42
Series 2	-2.567	-3.094	0.837	0.38
Series 3	-2.543	-3.090	0.645	0.587
Series 4	-3.237	-1.225	0.161	1874
Series 5	-3548	-3.601	0.948	0.218
Series 6	-1010	-0.876	0.702	0.552
Series 7	-2.021	-1.286	0.614	0.507
Series 8	-1.706	-1.359	0.456	0.864
Series 9	-1.897	-2.190	0.601	0.649
Series 10	-2.547	-2.515	0.356	0.678
Series 11	-2.545	-2.587	0.865	0.241
Series 12	-3.429	-3.378	0.396	1142
Series 13	-2.623	-2.513	0.886	0.246
Series 14	-2.909	-2.467	0.349	1184
Series 15	-2.433	-2.871	0.678	0.298
Series 16	-1.665	-1.279	0.584	0.563
Series 17	-2.174	-2.712	0.384	0.988
Series 18	-3.081	-2.765	0.36	1135
Series 19	-1.478	-0.441	0.439	0.767
Series 20	-3.831	-3.792	0.604	0.675
Series 21	-3.089	-3.079	0.991	0.083
Series 22	-0.127	-1019	0.933	0.232
Series 23	-2.519	-2.166	0.543	0.647
Series 24	-1.682	-1.708	0.368	1.136
Series 25	-2.356	-2.414	0.597	0.48
Series 26	-2.192	-0.935	0.914	0.253
Series 27	-1.810	-1.749	0.254	1255
Series 28	-3.321	-3.436	0.372	1075
Series 29	-2.298	-1.794	0.24	0.875
Series 30	-0.858	-0.819	0.886	0.215
Series 31	-2.783	-2.626	0.161	1.653
Series 32	-1.584	-1.758	0.252	0.925
Series 33	-2.176	-2.046	0.776	0.405
Series 34	-2.221	-1.025	0.945	0.185
Series 35	-2316	-2.160	0.672	0.412
Series 36	-2416	-2.434	0.468	0.594
Series 37	-2.781	-3.971	0.691	0.608
Series 38	-4.105	-4.258	0.378	1.272
Series 39	-2.584	-2.641	0.821	0.39
Series 40	-2.633	-2.378	0.728	0.442
Series 41	-0.783	-0.859	0.629	0.649
Series 42	-1.756	-1.682	0.855	0.33
Series 43	-1.166	-1.375	0.908	0.221
Series 44	-1.825	-2.357	0.282	1.371
Series 45	-1.570	-1.561	0.392	0.826
Series 46	-3.041	-3.046	0.593	0.713
Series 47	-2.640	-2.086	0.967	0.147
Series 48	-2.616	-1.820	0.81	0.496
Series 49	-2.163	-1.643	0.436	0.849
Series 50	-3.044	-2.413	0.749	0.411
Series 51	-2.604	-2.311	0.338	0.73
Series 52	-3.504	-2.870	0.256	1631
Series 53	-1.647	-1.984	0.881	0.196
Series 54	-2.217	-2.419	0.397	0.881
Series 55	-1.765	-1.895	0.955	0.172
Series 56	-1.909	-2.276	0.565	0.674
Series 57	-3.010	-2.882	0.414	1024
Series 58	-3.345	-2.847	0.225	1.390
Series 59	-2.462	-2.084	0.539	0.81
Series 60	-1.148	-1.517	0.502	0.627
Series 61	-1.671	-1.624	0.621	0.618
Series 62	-2.053	-1.990	0.826	0.405
Series 63	-3.182	-2809	0.652	0.583
Series 64	-1.853	-1.804	0.695	0.378
Series 65	-1.684	-1.967	0.715	0.544
Series 66	-3.214	-3.436	0.969	0.146
Series 67	-2.784	-3.213	0.594	0.744
Series 68	1.208	0.25	0.951	0.136
Series 69	-3.687	-3.694	0.718	0.601
Series 70	-0.895	-1.023	0.75	0.25
Series 71	-2.968	-2.692	0.67	0.591
Series 72	-1.716	-1.709	0.264	0.685
Series 73	-2.457	-2.294	0.158	1754
Series 74	-2.328	-2.070	0.56	0.765
Series 75	-.799	-.437	0.609	0.639
Series 76	-2.654	-1.535	0.477	0.822
Series 77	-3.443	-2016	0.78	0.428
Series 78	-1.282	-1.061	0.803	0.349
Series 79	-0.607	-0.432	0.608	0.478
Series 80	-1.847	-2.203	0.718	0.493
Series 81	-2.731	-2.374	0.891	0.313
Series 82	-3.489	-2.828	0.299	1220
Series 83	-2.657	-2.371	0.668	0.506
Series 84	-2.138	-2.592	0.597	0.78
Series 85	-2.658	-2.879	0.57	0.611
Series 86	-3.325	-3.150	0.667	0.625
Series 87	-3.040	-2.496	0.406	1.061
Series 88	-1.975	-2.245	0.544	0.708
Series 89	-1903	-2197	0.656	0.631
Series 90	-3.552	-2.433	0.182	1631
Series 91	-2.143	-2.054	0.553	0.561
Series 92	-1.619	-1.548	0.382	1060
Series 93	-2.305	-2.550	0.791	0.358
Series 94	-1.793	-2.223	0.613	0.626
Series 95	-2.076	-2.475	0.794	0.396
Series 96	-2.265	-3.069	0.379	0.727

Tests on fhat adf20	
Factor 1	-3.422
Factor 2	-3.533
Factor 3	-2.478

Pooled test	
X	419.331 11.439
ehat1	92.778 -5.139