



Efeito de fusões sobre preços:
Evidências empíricas da aquisição da Brasil Ferrovias pela ALL

Bruno Ribeiro Alvarenga

Brasília, setembro de 2010



Efeito de fusões sobre preços:
Evidências empíricas da aquisição da Brasil Ferrovias pela ALL

Bruno Ribeiro Alvarenga

Dissertação apresentada na Universidade de Brasília para a obtenção do título de Mestre em Economia do Setor Público

Orientador:
Paulo Augusto Pettenuzzo de Britto

Banca examinadora:
Paulo Augusto Pettenuzzo de Britto(Orientador)
César Costa Alves de Mattos
Rodrigo Andrés de Souza Peñaloza
Vander Mendes Lucas (Suplente)

Brasília, setembro de 2010

Dissertação sob o título: Efeito de Fusões sobre Preços: *Evidências empíricas da aquisição da Brasil Ferrovias pela ALL*, defendida por Bruno Ribeiro Alvarenga e aprovada em 03 de setembro de 2010, em Brasília, Distrito Federal, pela banca examinadora constituída pelos doutores:

Paulo Augusto Pettenuzzo de Britto
(Orientador)

César Costa Alves de Mattos

Rodrigo Andrés de Souza Peñaloza

Vander Mendes Lucas (Suplente)

Agradecimentos

Agradeço à Agência Nacional de Transportes Terrestres pela disponibilização de todos os dados utilizados neste trabalho.

Agradeço ao professor Paulo Britto, que se dispôs a me orientar na execução deste trabalho. Sua paciência, bem como todas as sugestões e as críticas apresentadas foram essenciais para o desenvolvimento deste trabalho.

Agradeço ao Diretor Geral da ANTT, Bernardo Figueiredo, aos professores César Mattos e Rodrigo Peñaloza, e à Lívia Fortes Alvarenga, pelas críticas, ponderações sugestões e revisões realizadas.

As análises, conclusões e opiniões expostas são de responsabilidade do autor e não refletem, necessariamente, a opinião de outros servidores da Agência Nacional de Transportes Terrestres ou da própria Agência.

Eventuais erros remanescentes presentes no trabalho são de inteira responsabilidade do autor.

Resumo/Abstract

O objetivo deste trabalho é analisar as consequências da operação de aquisição da Brasil Ferrovias pela América Latina Logística, aprovada pela Agência Nacional de Transportes Terrestres - ANTT e pelo Conselho Administrativo de Defesa Econômica – CADE, sobre os preços praticados nos serviços de transporte ferroviário de soja e de farelo de soja. Para tanto, serão utilizados dados coletados periodicamente pela Agência Reguladora e empregadas técnicas padrão de avaliação de programas sobre dados em painel para mensurar as variações de preços. Os resultados indicam que a fusão resultou em aumento expressivo de preços.

Palavras-chave: Antitruste, Fusão, Análise Retrospectiva.

Classificação JEL: L1, L41, L5, L92

The objective of this paper is evaluate the consequences of the acquisition of Brasil Ferrovias by América Latina Logística, approved by Agência Nacional de Transportes Terrestres – ANTT and by Conselho Administrativo de Defesa Econômica – CADE, on prices of railway services, especially on the freight of soy. For this, the study employs data collected periodically by the Regulatory Agency and uses familiar panel data program evaluation procedures to measure price changes. The results indicate that the merger resulted in substantial increases in prices.

Palavras-chave: Antitrust, Mergers, Merger Retrospectives,

Classificação JEL: L1, L41, L5, L92.

Sumário

1	INTRODUÇÃO	1
2	APRESENTAÇÃO DO CASO	5
2.1	DESCRIÇÃO DA OPERAÇÃO	5
2.2	ANÁLISE DA ANTT	9
2.3	ANÁLISE DA SEAE	11
2.4	ANÁLISE DO CADE	12
3	MODELAGEM E DESCRIÇÃO DOS DADOS	16
3.1	REVISÃO DA LITERATURA.....	16
3.1.1	<i>Método de regressão múltipla</i>	17
3.1.2	<i>Método de diferenças-em-diferenças</i>	19
3.2	EFEITO NÃO OBSERVADO – MÉTODO DE PRIMEIRA DIFERENÇA	24
3.3	MODELO EMPÍRICO	27
3.4	FONTE DOS DADOS	31
3.5	CONSTRUÇÃO DA BASE DE DADOS.....	32
4	RESULTADOS OBTIDOS	36
4.1	ESTUDO DESCRITIVO.....	36
4.2	ESTUDO ECONOMÉTRICO.....	37
4.2.1	<i>Efeito sobre longas rotas</i>	41
5	CONCLUSÃO	44
6	REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	46

Lista de figuras

Figura 1. Malha Ferroviária da ALL BRASIL. Fonte: página eletrônica da ANTT.....	6
Figura 2. Malha Ferroviária da FERRONORTE. Fonte: página eletrônica da ANTT.....	7
Figura 3. Malha Ferroviária da FERROBAN. Fonte: página eletrônica da ANTT.....	8
Figura 4. Malha Ferroviária da NOVOESTE. Fonte: página eletrônica da ANTT.....	9
Figura 5. Evolução da relação preço tratados/preço controle.....	36

Lista de tabelas

Tabela 1. Estatísticas descritivas - Soja.....	33
Tabela 2. Estatísticas descritivas – Farelo de Soja	33
Tabela 3. Estatísticas descritivas segmentadas por concessionária – Soja.....	34
Tabela 4. Estatísticas descritivas segmentadas por concessionária – Farelo de Soja.....	35
Tabela 5. Regressão	38
Tabela 6. Síntese dos resultados	38
Tabela 7. Teste F – distância - Soja.....	39
Tabela 8. Teste F - Distância e TU – 25 meses - Farelo de Soja.....	40
Tabela 9. Teste F – Todo o período – Farelo de Soja.....	41
Tabela 10. Regressão para longas distâncias.....	42

1 Introdução

O Sistema Brasileiro de Defesa da Concorrência – SBDC, hoje composto por três órgãos – Secretaria de Direito Econômico (SDE), Secretaria de Acompanhamento Econômico (SEAE) e Conselho Administrativo de Defesa Econômica (CADE) – possui, dentre outras, uma árdua e complexa missão: impedir operações de concentração que possam resultar em exercício de poder de mercado e, conseqüentemente, reduzir o bem-estar dos consumidores.

As concentrações analisadas pelo SBDC podem ser de três tipos: horizontais, verticais ou de conglomerados. As horizontais são aquelas que envolvem provedores de bens e serviços que são competidores entre si. As concentrações verticais envolvem agentes econômicos distintos, que ofertam produtos ou serviços distintos e que fazem parte da mesma cadeia produtiva. Por fim, as concentrações de conglomerados são aquelas que envolvem agentes econômicos distintos, que ofertam produtos ou serviços distintos que podem ou não ser complementares entre si, mas que, certamente, não fazem parte da mesma cadeia produtiva.

Tais concentrações, portanto, ao diminuir o número de participantes no mercado, podem produzir efeitos negativos sobre o bem-estar econômico. Em decorrência do aumento do poder de mercado da empresa formada, pode haver aumentos de preços, redução da qualidade, diminuição da variedade ofertada ou até redução no ritmo de inovações. Essas possibilidades justificam a análise de tais concentrações pelo SBDC. Aquelas com grandes probabilidades de resultarem em efeito líquido negativo, ou seja, depois de descontados os eventuais ganhos de eficiência, devem ser reprovadas pelos órgãos antitrustes.

Vários são os desafios nessas análises de concentrações: lidar com a assimetria de informações e basear-se majoritariamente em dados disponibilizados pelas próprias empresas ou por concorrentes; trabalhar com diversos setores da economia, o que exige conhecer em detalhes cada um deles; enfrentar pressões do governo e das empresas etc.

Tendo em vista a dificuldade na análise de tais casos e a falta de acesso a informações e dados confiáveis, é natural esperar que o processo de decisão do CADE, a quem cabe aprovar ou rejeitar as operações de concentração, contenha eventuais erros. O Conselho pode, por vezes, ser

demasiadamente rigoroso, rejeitando atos que não prejudicariam os consumidores. Por outro lado, pode também ser excessivamente brando, aprovando atos nocivos ao processo concorrencial.

Na potencialidade de tais erros, esperar-se-ia do meio técnico e acadêmico diversos estudos retrospectivos desses casos. A observação e o estudo dos preços praticados após a concretização dessas operações, bem como das quantidades comerciadas, poderiam indicar se a análise concorrencial foi desenvolvida de maneira correta. Indicariam também se foram confirmadas as suposições realizadas pelos órgãos antitruste para aprovar essas operações. Ainda, tais evidências empíricas auxiliariam a revelar os eventuais erros cometidos nas análises do SBDC. Por fim, esses estudos ajudariam os reguladores a desenvolver melhores técnicas para simular fusões ou estimar os prováveis impactos dessas sobre a concorrência, além de identificar características observáveis desses processos que são associadas com o futuro abuso de poder dominante, aprimorando, assim, o processo de decisão e minimizando erros.

Essas análises, no entanto, são escassas. Relatam Ashenfelter, Hosken e Weinberg (2009) que existem atualmente na literatura estrangeira cerca de vinte estudos que analisam, de forma retrospectiva, efeitos de fusões sobre os preços, não possibilitando, portanto, conclusões generalizadas sobre a política concorrencial adotada nos países em questão. Ainda, as fusões escolhidas para análise não podem ser consideradas representativas do universo de concentrações por dois motivos: estão concentradas em apenas quatro setores da economia, onde dados de preços estão disponíveis publicamente: aviação civil (Borenstein, 1990; Kim e Singal, 1993), bancos (Focarelli e Panetta, 2003), hospitais (Farrel, Pautler e Vita, 2009; Vita e Sacher, 2001) e petróleo (Simpson e Taylor, 2008; Taylor e Hosken, 2007); e, em geral, analisam casos polêmicos e controversos, em que efeitos anti-competitivos são esperados, não representando, portanto, operações típicas.

A proposta, então, deste trabalho é contribuir para a literatura de análise empírica de efeitos de concentrações horizontais sobre os preços. A concentração estudada, ocorrida em 2006, envolveu duas empresas de transporte ferroviário de cargas: a ALL – América Latina Logística e a BRASIL FERROVIAS. A aquisição do grupo BRASIL FERROVIAS, que operava três malhas ferroviárias concentradas no centro-oeste e sudeste do país, pela ALL, operadora de uma malha ferroviária no sul do Brasil, atingiu vários mercados relevantes, já que ambas as empresas

detinham em sua carteira diversos clientes diferentes, com fluxos de mercadorias diferentes. Em especial, argumentou o CADE que haveria uma concentração no mercado de transporte ferroviário de soja e de farelo de soja com destino aos portos brasileiros, onde essas *commodities* são exportadas. Mesmos assim, optou-se por aprovar a operação com algumas restrições¹.

Será analisado, portanto, o impacto da operação sobre os preços do transporte de soja e de farelo de soja praticados pela empresa resultante. Uma particularidade dessa operação é que, por envolver um mercado regulado no Brasil, mais um agente foi envolvido na análise dos possíveis impactos concorrenciais decorrentes da concentração – a Agência Nacional de Transportes Terrestres (ANTT), agência reguladora que tem como atribuição, dentre outras, aprovar previamente operações de concentração entre as empresas sob sua jurisdição.

O tema ganha relevância, ainda, pela atual discussão no Brasil a respeito da melhoria do sistema regulatório nacional, promovida pelo Programa de Fortalecimento da Capacidade Institucional para Gestão em Regulação - PRO-REG, instituído em março de 2007². Dentro das ações para promover tal melhoria, pretende-se implementar dentro das Agências Reguladoras, seguindo sugestão da *Organisation for Economic Co-operation and Development* (OECD, 1997), a análise de impacto regulatório.

A análise de impacto regulatório “*é a ferramenta política sistemática utilizada para examinar e medir os benefícios, os custos e os efeitos prováveis de uma regulação nova ou já existente*”, segundo Salgado e Borges (2010). Logo, a análise de uma concentração pode ser considerada um estudo de impacto regulatório, pois analisa os custos e benefícios prováveis dessa operação, motivando a decisão de aprovação ou reprovação. Esta também parece ser a opinião dos autores, que afirmam que essa preocupação em avaliar a dimensão relativa entre custos e benefícios sempre existiu no antitruste brasileiro.

Da mesma forma, a análise retrospectiva de operações de concentração pode ser considerada um estudo de impacto regulatório. Conforme já argumentado, os estudos dessa natureza pretendem averiguar, *post factum*, se as expectativas formadas na primeira análise foram

¹ Como restrições, o CADE estipulou metas de desempenho de volume de carga transportada, além de restrições não estruturais, como o compromisso de tratamento isonômico aos usuários, publicação de preços praticados para operações acessórias, publicação de fatores levando em conta para a composição dos descontos praticados e outras.

² Decreto nº 6.062, de 16 de março de 2007.

confirmadas, se os custos e benefícios esperados foram verificados. Tal análise é de extrema importância para informar futuras políticas públicas.

Para a análise de impacto regulatório pretendida, serão utilizadas informações de preços praticados obtidos junto à ANTT e empregada técnica padrão da literatura de dados em painel para avaliação de programas, a estimação por primeira diferença.

O trabalho está estruturado da seguinte forma: o próximo capítulo apresentará a operação e as análises realizadas pela ANTT, pela SEAE e pelo CADE; no terceiro capítulo serão apresentados os dados e a modelagem empregada, assim como uma breve revisão de literatura; o quarto capítulo objetiva apresentar os resultados obtidos da técnica econométrica apresentada; por fim, o quinto capítulo concluirá a exposição.

2 Apresentação do Caso

Antes de analisar os impactos da fusão das ferrovias nos preços praticados, importa apresentar a operação, bem como as análises realizadas pela Agência Nacional de Transportes Terrestres – ANTT (Nota Técnica nº 027/2006/SUREF), pela Secretaria de Acompanhamento Econômico – SEAE (Parecer nº 06510/2006/RJ³) e pelo Conselho Administrativo de Defesa Econômica – CADE (Voto do Conselheiro-Relator Luis Fernando Schuartz, versão pública⁴).

2.1 Descrição da operação

Trata a operação em apreço da aquisição pela América Latina Logística S.A. – ALL HOLDING do controle societário das concessionárias Ferrovias Bandeirantes S.A. – FERROBAN⁵, Ferrovias Norte Brasil S.A. – FERRONORTE⁶ e Ferrovias Novoeste S.A. – NOVOESTE⁷, pertencentes ao grupo BRASIL FERROVIAS.

A ALL HOLDING é a controladora da América Latina Logística do Brasil S.A. – ALL BRASIL, empresa concessionária dos serviços públicos de transporte ferroviário de cargas da Malha Sul desde 1997. Sua malha ferroviária possui extensão de 6.586 km, abrangendo os estados de Rio Grande do Sul, Santa Catarina e Paraná, conforme se observa na figura 1.

Importa destacar que a malha ferroviária da ALL conecta-se com outras ferrovias: FERROBAN, FERROESTE, AFE – Administracion de Ferrocarriles Del Estado (Uruguai) e Ferrocarril Mesopotamico General Orquiza (Argentina); com o terminal hidroviário de Estrela – RS e com quatro portos: Paranaguá (PR), São Francisco do Sul (SC), Porto Alegre (RS) e Rio Grande (RS).

³ Disponível em: <<http://www1.seae.fazenda.gov.br/littera/pdf/08012005747200621.pdf>>.

⁴ Disponível em: <http://www.cade.gov.br/temp/D_D000000266591075.pdf>.

⁵ Hoje denominada América Latina Logística Malha Paulista S.A.

⁶ Hoje denominada América Latina Logística Malha Norte S.A.

⁷ Hoje denominada América Latina Logística Malha Oeste S.A.

Ainda, a ALL possui duas malhas ferroviárias na Argentina: a ALL MESOPOTÁMICA, que liga o nordeste argentino – cidades de Posadas e Corrientes – ao norte da cidade de Buenos Aires – 2.704 km; e a ALL CENTRAL, que liga Buenos Aires ao oeste argentino – cidades de Mendoza e San Juan – 5.690 km. A operação logística da empresa alcança ainda o Paraguai, o Uruguai e o Chile por meio de rodovias.

Conforme dados constantes no Sistema de Acompanhamento e Fiscalização de Transporte Ferroviário – SAFF, disponível na ANTT, no ano da apresentação da operação, a principal mercadoria transportada pela ALL foi a soja, representando quase 40% do total de toneladas quilômetro útil – TKU. Outros produtos agrícolas – principalmente grãos, açúcar e adubo – corresponderam a aproximadamente 35%. No grupo restante encontram-se combustíveis (15%), produtos da indústria siderúrgica e de construção civil (10%).



Figura 1. Malha Ferroviária da ALL BRASIL. Fonte: página eletrônica da ANTT.

A FERRONORTE detém a concessão para estabelecer um sistema de transporte ferroviário de carga abrangendo a construção, operação, exploração e conservação da ferrovia

que se estende pelos estados de Mato Grosso do Sul, Minas Gerais, Goiás, Mato Grosso, Rondônia e Pará. Tal malha alcançaria a extensão de 5.228 km e se conectaria à Ferrovia Centro-Atlântica S.A. e à FERROBAN, além dos terminais hidroviários de Santarém (PA) e Porto Velho (RO).

No entanto, conforme pode ser observado na figura 2, a malha atual da FERRONORTE encontra-se muito aquém do planejado. Sua extensão, de 512 km, atinge tão somente 10% do planejado e limita-se aos estados do Mato Grosso do Sul e Mato Grosso. Ainda, a malha conecta-se somente com a FERROBAN.

A capacidade instalada da FERRONORTE é utilizada majoritariamente para o transporte de soja e de farelo de soja – esses produtos corresponderam a 94% da produção da FERRONORTE em 2006. Há ainda um pequeno carregamento de combustíveis, os quais representam 6% da produção da ferrovia.



Figura 2. Malha Ferroviária da FERRONORTE. Fonte: página eletrônica da ANTT.

a qual cabe analisar os aspectos econômico-financeiros da operação, bem como os potenciais impactos concorrenciais sobre o mercado. Tal análise, no que diz respeito à operação em apreço, está registrada na Nota Técnica nº 027/2006/SUREF, exarada em 24 de maio de 2006 (ANTT, 2006).

Já no início de sua análise, a ANTT descartou qualquer impacto nas relações concorrenciais do setor. Tal conclusão precipitada baseou-se tão somente no fato de se tratar de uma concentração envolvendo monopólios naturais. No entanto, continuou a análise alegando que a formação do maior grupo de transporte ferroviário de cargas da América Latina merecia ser analisada de forma mais detalhada.

Para definição do mercado relevante afetado pela operação, a ANTT apresentou uma breve descrição dos tipos de mercadorias transportadas pelas ferrovias envolvidas na operação. Concluiu, nesse ponto, que todas as quatro ferrovias possuíam o mesmo perfil de produção, conforme já apresentado. Defronte dessa descrição, a ANTT definiu como mercado relevante, na dimensão produto, o transporte ferroviário e multimodal de cargas, especialmente destinado aos setores de construção civil, de combustíveis e de agricultura. Na dimensão geográfica, delimitou a região de influência de todas as malhas ferroviárias envolvidas - as regiões centro-oeste, sudeste e sul do Brasil, e nordeste e central da Argentina.

Após definido o mercado relevante, passou a ANTT a avaliar os efeitos decorrentes da operação. Nesse diapasão, afirmou que os principais usuários dos serviços de transportes da ALL e da BRASIL FERROVIAS – indústrias agrícola, de materiais para a siderurgia e para a construção civil, de minério e de combustível – possuem como objetivo principal deslocar suas cargas até o porto mais próximo e adequado para exportação da produção.

Nesse sentido, a Agência mostrou preocupação com os efeitos da operação sobre os usuários localizados no norte do Paraná, no sul de São Paulo e em Mato Grosso do Sul. Esses podiam, antes da operação, escoar suas produções pelo Porto de Santos – via BRASIL FERROVIAS – ou pelo Porto de Paranaguá – via ALL. Após a operação, o acesso a ambos os portos passou a ser oferecido por um único operador. Afirmou a ANTT, então, que a ALL deteria enorme poder de mercado sobre esses usuários.

Apesar de tais constatações, a análise é finalizada com o seguinte argumento:

Conclui-se por ser operação passível de aprovação, apesar do risco de exercício de abusos de posição dominante (elevado poder de barganha) e possibilidade de práticas contrárias à ordem econômica, que fica minimizado pelos ganhos em economias de escala e escopo produzidos pela ALL⁹, de forte impacto nos mercados de transporte ferroviários e multimodal [...]. (sic, original em negrito)

Contra a possibilidade de discriminação de usuários ou de abuso de posição dominante, sugeriu a Nota que a ANTT continuasse agindo de forma repressiva em face de eventuais denúncias de usuários ou concorrentes da ALL.

2.3 Análise da SEAE

A SEAE (2006), assim com a ANTT, não mostrou, inicialmente, preocupação com o aspecto horizontal da operação. No seu entendimento, cada ferrovia possui um traçado próprio, com destino a portos diferentes, o que não permite que haja concorrência entre elas, mas sim uma complementaridade de serviços. Nesse sentido, portanto, a operação implicaria apenas aumento da malha ferroviária da ALL, ampliando, conseqüentemente, sua área de influência.

Ainda nesse aspecto, alegou que um potencial impacto negativo seria afastado pelas restrições regulatórias existentes no setor. A ANTT, ao fiscalizar as atividades dessas empresas e estabelecer limites para os preços cobrados pelas concessionárias, mitigaria tais riscos.

Quanto ao aspecto vertical da operação, mostrou a Secretaria algumas preocupações. Isso por causa da licença detida pelo grupo BRASIL FERROVIAS para explorar o Terminal de Granéis do Guarujá S/A – TGG no Porto de Santos, responsável pelas atividades operacionais do terminal de granéis (especialmente soja e derivados) necessárias à exploração comercial.

Haveria, assim, no entender da Secretaria, uma integração vertical entre as estruturas logísticas para exportação da soja e para importação de fertilizantes, ferrovia e porto. E, em decorrência da operação, haveria um reforço dessa integração, na medida em que a ALL aumentaria sua área de influência. Além disso, a ALL, que já detinha o acesso ao principal porto de exportação de soja – Paranaguá, controlaria também o acesso ao Porto de Santos.

⁹ Nenhum desses ganhos foi comprovado ou mensurado.

Em virtude do reforço de tal integração, apontou a Secretaria para os potenciais incentivos ao fechamento, por parte da ALL, da logística própria de exportação para os transportadores independentes de carga, uma vez que o grupo também atuava no transporte multimodal. A ALL poderia tentar, dessa forma, expandir sua atuação no segmento multimodal, em detrimento dos transportadores independentes.

No intuito de dirimir tal preocupação, a SEAE consultou a opinião de associações de transportadores, de clientes da BRASIL FERROVIAS e de algumas concessionárias ferroviárias a respeito da concentração. Em resumo, tais empresas responderam que a operação poderia acarretar em aumento nos preços dos fretes e em discriminação de usuários.

Por fim, sem maior argumentação, concluiu a SEAE que, apesar do risco de exercício de abuso de posição dominante e de práticas contrárias à ordem econômica, a operação não seria suficiente para o fechamento de mercado aos transportadores independentes, tampouco para a discriminação de usuários. O potencial de aumentos nos fretes seria restringido, no entender da Secretaria, pela regulação específica do setor.

2.4 Análise do CADE

A análise concorrencial elaborada pelo CADE (2007) vai além daquelas realizadas pela ANTT e pela SEAE. Apropriadamente, afirmou o Conselho que a característica de monopólio natural do mercado em discussão, por si só, não afastaria a preocupação com uma potencial concentração horizontal proveniente da operação, como alegado pela SEAE. *“Do fato de cada ferrovia possuir um traçado próprio, não se pode inferir, necessariamente, que inexista relação de competição entre as malhas (...)”*. Argumentou o CADE que as condições vigentes para o transporte de um determinado ponto de origem a um determinado ponto de destino podem ser tais que façam duas ou mais ferrovias aparecerem, para um conjunto não desprezível de demandantes, como canais de transporte substituíveis entre si. Ainda, o CADE demonstrou que isto ocorre no caso da soja e seus derivados.

Em seu estudo, o CADE verificou que, para a exportação da soja e derivados produzidos na região centro-oeste do Brasil¹⁰, há duas rotas logísticas possíveis, cada uma utilizando um porto diferente. A primeira rota, ligada pela FERROBAN, tem como origem o Terminal de Alto Taquari e como destino o Porto de Santos. A segunda rota, operada pela ALL, liga Maringá¹¹ aos portos de Paranaguá e de São Francisco do Sul.

Conforme dados apresentados pelo CADE, aproximadamente 45% da soja produzida na região Centro-Oeste brasileira direcionada à exportação tem como destino o Porto de Santos. O Porto Paranaguá e o Porto de São Francisco do Sul recebem 26% dessa produção, sendo que 58% deste montante alcançam o porto pela malha ferroviária da ALL.

Os dados são semelhantes quando é analisado o farelo de soja. Do total produzido na região Centro-Oeste direcionado à exportação, 48% tem como destino o Porto de Santos e 27% os Portos de Paranaguá e São Francisco do Sul – sendo que 54% deste montante são transportados pela ALL. Já para o óleo de soja, apenas 3% destina-se ao Porto de Santos, enquanto os outros dois Portos recebem 84% da produção – sendo 32% transportados pela ALL.

O CADE confirmou, dessa maneira, a relação de concorrência, pelo menos para um determinado conjunto de exportadores, entre os serviços de transporte ferroviário ofertados pelas participantes do ato de concentração em exame. A aprovação do ato, portanto, geraria sérias preocupações de natureza concorrencial, tendo em vista a concentração horizontal ocasionada. Os exportadores de soja passariam a enfrentar um monopólio no transporte ferroviário de seus produtos até os principais portos de embarque para o exterior, restando tão somente o transporte pela rodovia – menos eficiente para distâncias mais longas – como alternativa logística.

Constatado, então, o risco não desprezível de que o ato de concentração aumentasse a probabilidade de exercício de poder de mercado por parte da ALL, o CADE passou a analisar as eficiências geradas pela operação, a fim de avaliar o efeito líquido da concentração sobre a economia¹². Explicou o CADE que, para aprovação do ato, deveria existir garantia de que ele

¹⁰ O Mato Grosso é o maior exportador nacional de soja em grãos.

¹¹ E, subsidiariamente. Londrina/PR, Ourinhos/SP e outras cidades localizadas no norte do Estado do Paraná.

¹² Procedimento em acordo com o Guia para Análise Econômica de Atos de Concentração Horizontal, SEAE e SDE (2001).

produziria benefícios não apropriáveis exclusivamente pela adquirente, mas também, em algum grau, pelos demandantes dos seus serviços.

O relatório apresentado pela ALL indicando os ganhos obtidos e a obter com a aquisição da BRASIL FERROVIAS, ao apresentar as projeções de rentabilidade futura das empresas adquiridas, baseou-se unicamente no aumento das quantidades, ou seja, oferta do serviço. As projeções, financeiras e operacionais, indicavam a duplicação da quantidade transportada em um horizonte de 6 anos. Segundo a ALL, “*o único ganho na linha das receitas [da BRASIL FERROVIAS] é o aumento dos volumes movimentados, sendo que as tarifas praticadas seriam mantidas para garantir a competitividade do modal na matriz de transportes*”.

Quanto aos custos, indicou a ALL que, no ano de 2007, após portanto a operação, já havia obtido uma redução de 24% no custo unitário de produção – 7% nos custos variáveis e 40% nos custos fixos. As projeções de redução de custos até 2012 foram tratadas confidencialmente pelo CADE.

O CADE menciona ainda um tipo de eficiência não quantificável: a externalidade de rede – a junção das malhas ferroviárias poderia aumentar o número de rotas disponíveis. Em verdade, tal possibilidade de rotas já existia antes da operação. No entanto, havia um custo de transação para utilizá-la.

Finalmente, decidiu o CADE aprovar com restrições o ato de concentração em discussão. A requerente deveria celebrar, em prazo estipulado, um Termo de Compromisso de Desempenho com o CADE estipulando metas a serem alcançadas e especificação de restrições comportamentais. Para o estabelecimento das metas, os seguintes indicadores foram utilizados: a) reduções de custos a obter; b) melhorias previstas em indicadores operacionais e de produtividade; c) *transit time*¹³; e d) produção da quantidade transportada.

A especificação das restrições comportamentais foi voltada à redução do risco de adoção de estratégias de condutas discriminatórias com respeito a seus rivais nos mercados de logística e de transporte rodoviário. Para tanto, exigiu o CADE a divulgação periódica de

¹³ É o tempo de ida e retorno para novo carregamento da composição ferroviária. A melhora no desempenho deste indicador gera um aumento da oferta do serviço de transporte e menor tempo de espera do usuário. Indica, também, a eficiência do trem e da linha trafegada.

relatório contendo os indicadores médios de desempenho por tipo de carga, os preços praticados para as operações acessórias à prestação do serviço ferroviário e a política de descontos praticada na atividade.

Além dessas, o Termo de Compromisso de Desempenho exigiu que a ALL apresentasse ao CADE, anualmente, uma análise da participação de mercado da ALL e das outras concessionárias nos principais mercados de transportes de carga no Brasil, da evolução do frete real médio praticado junto aos usuários e da estimativa de repasse de ganhos aos usuários da ferrovia, medida em termos de redução do custo dos fretes.

Tendo em vista, portanto, que a operação foi aprovada pela Agência Reguladora e pelos órgãos de defesa da concorrência, ainda que fosse provável o exercício de poder de mercado por parte da ALL sobre os produtores de soja e derivados localizados na região centro-oeste do Brasil, importante se faz analisar, alguns anos após sua realização, o impacto nos preços praticados para esses usuários.

Antes, no entanto, é necessário realizar uma pequena contraposição às análises realizadas pela ANTT e pela SEAE. Ambas, apesar de observarem uma concentração no mercado de transporte ferroviário, opinaram pela aprovação da operação com base no marco regulatório vigente, que impediria o abuso de poder econômico. De fato, há um *price cap* para os preços ferroviários definido pela Agência Reguladora. No entanto, conforme estudos elaborados pela própria agência em 2007, os preços praticados representavam, em média, 70% dos homologados pelo Poder Concedente. Aparentemente, portanto, o *price cap* encontra-se acima do preço de monopólio, não constringendo assim as ações das empresas.

3 Modelagem e descrição dos dados

Toda análise empírica, para alcançar resultados e conclusões válidas, exige uma modelagem econométrica apropriada, bem como uma quantidade razoável de dados. Nesse sentido, o objetivo deste capítulo é apresentar uma breve revisão da literatura, a fim de perceber os métodos que estão sendo utilizados para a análise proposta, além de introduzir o modelo econométrico e os dados que serão utilizados.

3.1 Revisão da literatura

Conforme explicam Ashenfelter, Hosken e Weinberg (2009), o objetivo da análise retrospectiva de uma concentração é verificar se os preços variaram em decorrência da operação. A variação negativa é, em geral, boa, pois significa que foram geradas eficiências e que essas foram repassadas aos usuários. Variações positivas indicam que a operação implicou aumento de poder de mercado da empresa resultante, prejudicando usuários. A variação positiva dos preços pode também vir acompanhada de uma melhora da qualidade dos produtos ou serviços, gerando efeitos incertos aos consumidores.

Estritamente falando, para analisar os choques causados por uma concentração, é necessário comparar o preço praticado após a fusão com o seu contrafactual, ou seja, o preço que prevaleceria caso a operação não tivesse ocorrido. Obviamente, tal contrafactual não é observável, sendo essa comparação impossível de ser realizada.

Portanto, para realizar tal análise, observa-se o comportamento dos preços antes e depois da operação, no intuito de verificar se a trajetória dessa variável é alterada após a ocorrência da operação. No entanto, apenas essa verificação não é suficiente, conforme argumentam Hunter, Leonard e Olley (2008). Pode haver choques externos, ou seja, alheios à operação de concentração, que alteram a trajetória dos preços. Nesse sentido, é de extrema importância separar esses choques daqueles decorrentes da operação. Em especial, é importante controlar choques de demanda e de custos que possam ter impactado os preços. Do contrário, atribuir-se-ia à operação de concentração as adversidades causadas por esses choques externos, subestimando ou superestimando os efeitos procurados.

Suponha, por exemplo, uma análise como a que aqui se pretende. O pesquisador, apenas analisando uma série histórica de preços praticados pela empresa resultante, verifica que, após a operação de concentração, o preço praticado no transporte de soja caiu consideravelmente em termos reais. Conclui então que a operação gerou eficiências, as quais foram repassadas aos usuários dos serviços. No entanto, podem ter ocorrido vários outros fatores que causaram a depreciação dos preços, gerando o engano na conclusão do pesquisador. Um choque de custos, como uma queda no preço dos combustíveis utilizados pela companhia ferroviária, pode ter sido a causa da redução do preço de transporte. O pesquisador, portanto, confundiu os dois efeitos verificados, o da fusão e o do choque exógeno. Logo, o método de análise dos dados deve controlar tais fatores externos.

Ensinam Ashenfelter, Hosken e Weinberg (2009) que, em uma análise retrospectiva, o efeito da fusão sobre os preços é definido como a diferença entre os preços observados depois da operação e os preços que prevaleceriam se esta não tivesse ocorrido, o contrafactual. Uma análise típica como essa supõe que, nos mercados afetados pela fusão, o preço – p_{Mt} – é explicado pelos fatores de custo e de demanda que variam ao longo do tempo – γ_t , bem como pela ocorrência da operação de concentração, indicada por uma variável binária – $Post\ Merger_t$, como apresentado pela equação (1.1) abaixo¹⁴.

$$p_{Mt} = \alpha_{M0} + \beta_M \gamma_t + \alpha_{M1} Pós - Fusão_t + \varepsilon_{Mt} \quad (1.1)$$

Logo, se a operação de fusão resultar em uma variação dos preços praticados pelas firmas concentradas, essa é captada pelo coeficiente α_{M1} .

A partir dessa modelagem, Ashenfelter, Hosken e Weinberg (2009) apresentam duas técnicas para estimar os efeitos de uma fusão: por meio de uma regressão múltipla típica ou por meio de métodos de diferenças.

3.1.1 Método de regressão múltipla

A primeira técnica consiste em uma regressão múltipla típica, onde os choques de demanda e de custo que possam afetar os preços são controlados explicitamente no modelo. O vetor γ_t , então, é definido como uma função desses choques. Busca-se, dessa forma, isolar os

¹⁴ Os vetores serão sempre simbolizados por caracteres em negrito.

efeitos sobre os preços causados pela fusão daqueles causados por outros fatores ou por choques exógenos, obtendo uma estimativa confiável para aquele.

Importa enfatizar que, para se obter uma estimativa confiável para o coeficiente que mede o impacto da fusão sobre os preços, é preciso inserir no modelo econométrico variáveis que controlem os fatores que possam afetar os preços e que possam estar correlacionadas com o momento da ocorrência da fusão. Conforme já explicitado, havendo um fator não controlado na regressão que impacte os preços no momento posterior à fusão, o modelo atribuirá, pelo menos parcialmente, tal efeito à operação, de forma que a estimativa do coeficiente buscado será viesada para cima ou para baixo, dependendo da direção do fator não controlado.

Por exigir uma quantidade muito grande de dados, geralmente não disponíveis, poucos trabalhos empíricos utilizam essa técnica econométrica. Cumpre destacar, no entanto, o estudo da fusão da *Union Pacific* e da *Southern Pacific*, ambas companhias ferroviárias, elaborado por Karikari, Brown e Nadji (2002), e a análise realizada por Chouinard e Perloff (2007) sobre a influência de diversos fatores sobre o preço da gasolina nos Estados Unidos.

A fusão da *Union Pacific* e da *Southern Pacific* atingiu, assim como a operação em apreço, diversos mercados geográficos. Alguns desses eram operados apenas pelas duas companhias, que competiam entre si, e passaram a ser operados por uma única companhia após a operação. Visualizando o potencial efeito nocivo ao mercado e no intuito de preservar a competição até então existente, o *Surface Transportation Board* – STB, órgão regulador, garantiu o direito de passagem a uma terceira companhia ferroviária, a *Burlington-Northern Santa-Fe*, para toda a malha ferroviária onde apenas uma companhia ferroviária permaneceria após a fusão. O objetivo, portanto, de Karikari, Brown e Nadji (2002) foi analisar o efeito da fusão sobre os preços ferroviários praticados em Salt Lake City – EUA, área geográfica com um grande volume de tráfego e um grande número de usuários que, em decorrência da operação, restariam com apenas uma opção ferroviária.

Para realizar tal análise, os autores tentam identificar todos os fatores que afetam o valor dos preços de transporte. São incluídas variáveis relacionadas com os custos – como o peso do carregamento e a distância do percurso; com a demanda – como a densidade dos deslocamentos entre um par de localizações e a posse dos vagões pelos usuários dos serviços; com a estrutura do

mercado e com a fusão. Com tal modelagem, foi demonstrado que, em geral, a operação resultou na redução dos preços na área estudada, indicando que a restrição aplicada pelo STB foi efetiva.

O outro estudo, desenvolvido por Chouinard e Perloff (2007), teve como propósito avaliar o efeito de políticas governamentais e de vários outros fatores, incluído aí processos de concentração, sobre os preços de atacado e de varejo da gasolina. Sete categorias de variáveis são incluídas no modelo: demanda, custo, interrupções de oferta, sazonalidade, regulamentações, relacionamentos verticais, fusões e taxações. Dentro dessas categorias, diversas variáveis são utilizadas, como: população, renda, veículos *per capita*, idade dos motoristas, preço do óleo cru, *dummies* de guerras, temperatura, 31 *dummies* capturando efeitos de fusões etc. Quanto às fusões, o estudo aponta que algumas resultaram em aumentos de preços, enquanto outras implicaram a queda desses.

O problema associado ao emprego da regressão múltipla típica está na dificuldade de controlar todos os fatores que influenciam os preços. A conjunção de tantas variáveis é extremamente custosa, muitas vezes até impossível. Além disso, podem existir fatores não observáveis, e até não mensuráveis, que afetam os preços.

3.1.2 Método de diferenças-em-diferenças

A segunda técnica apresentada pelos autores, mais comum na literatura recente, é a estimação por algum método de diferenças-em-diferenças. A ideia nessa modelagem é que, ao invés de especificar explicitamente todos os possíveis choques de custos e de demanda durante o período de análise, é identificado um grupo de controle, ou seja, um grupo de produtos com as mesmas condições de demanda e de custos da empresa resultante da fusão, e, conseqüentemente, expostos aos mesmos tipos de choques exógenos, e comparar a variação de preços entre esses grupos¹⁵.

Portanto, o objetivo dessa técnica é mensurar como variam os preços do grupo de tratamento em relação ao grupo de controle. Supõe-se, assim, que, exceto pela operação de concentração, os fatores que causam as variações de preços em um determinado período de

¹⁵ Essa literatura de avaliação de programas define dois tipos de grupos: o de tratados, onde os indivíduos recebem certo tratamento, e o de controle, que contém indivíduos com características similares a daquele grupo, exceto por não terem recebido o tratamento. Dessa forma, estudam-se os efeitos gerados pelo tratamento conferido. No presente caso, define-se como tratados aqueles envolvidos diretamente no processo de concentração.

tempo são exatamente os mesmos entre ambos os grupos. Logo, a equação que explica os preços do grupo de controle fica representada da seguinte forma:

$$p_{Ct} = \alpha_{C0} + \beta_C \gamma_t + \varepsilon_{Ct} \quad (1.2)$$

Conforme pode ser observado pela equação (1.2), é possível que os preços do grupo de controle difiram do grupo de tratamento pelo valor da constante α_{C0} mais um erro aleatório, que se supõe ruído branco. No entanto, os fatores que variam no tempo e que afetam os preços do grupo de controle, γ_t , são os mesmos do grupo de tratamento – equação (1.1). Em outras palavras, o método exige que, na ausência do tratamento, aqui representado pela operação de concentração, os preços médios praticados pelo grupo tratado e pelo grupo de controle sigam uma trajetória aproximadamente paralela ao longo do tempo (Abadie, 2005).

O método típico de diferenças-em-diferenças, portanto, consiste na estimação da equação (1.3) abaixo, que é simplesmente a diferença entre as equações (1.1) e (1.2).

$$p_{Mt} - p_{Ct} = (\alpha_{M0} - \alpha_{C0}) + \alpha_{M1} P\acute{o}s - Fus\tilde{a}o_t + (\varepsilon_{Mt} - \varepsilon_{Ct}) \quad (1.3)$$

Observa-se então que, supondo idênticos os fatores exógenos que afetam o preço nos dois grupos [$\gamma_t^M = \gamma_t^C = \gamma_t$], esses são excluídos da equação a ser estimada, e a regressão resulta na correta estimativa do efeito da fusão sobre os preços, α_{M1} .

A dificuldade na implementação desse método consiste, conforme os autores, na identificação de um adequado grupo de controle para os produtos ou serviços ofertados pela empresa resultante da operação de concentração. Em análises como a que aqui se propõe, há um *trade-off* entre selecionar um grupo de controle no mesmo mercado geográfico em que ocorre a fusão – implicando maior similaridade nos fatores exógenos que afetam os preços, mas sofrendo também impactos da operação (*spillover*) – ou em distinto mercado geográfico – não recebendo influência da operação, mas recebendo diferentes influências de choques externos.

Vários trabalhos utilizam essa metodologia ou a ideia de comparação entre preços praticados pelo grupo de tratamento e pelo de controle. Em geral, esses estudos estão concentrados em mercados regulados, como o de aviação civil, de combustíveis, bancário e hospitalar.

O mercado de aviação civil é objeto de um dos primeiros estudos dessa natureza. Sem utilizar um modelo econométrico, Borenstein (1990) analisa os efeitos de duas fusões entre

companhias aéreas dos Estados Unidos. Para tanto, o autor analisa a evolução de preços praticados pelas empresas concentradas em rotas que passam por seus *hubs* e compara com a evolução dos preços médios da indústria para rotas de igual distância. Os preços são coletados no terceiro trimestre de três anos consecutivos: 1985, 1986 e 1987, sendo que as fusões ocorreram em 1986. Borenstein observa que apenas uma das fusões resultou em poder de mercado.

Kim e Singal (1993), também sem análise econométrica, estudam os efeitos de todas as concentrações ocorridas no mercado norte-americano em quatro anos – 1985 a 1988 – comparando a evolução relativa das tarifas, ou seja, os preços praticados pelas firmas concentradas são comparados com os praticados por um grupo de controle definido. Os resultados indicam que, em geral, as tarifas praticadas em rotas afetadas por fusões subiram consideravelmente em relação ao grupo de controle. Ainda, a variação do preço está positivamente relacionada com a distância percorrida na rota, o que pode sugerir que há maior poder de mercado em longas rotas, onde a concorrência com outros modais de transporte é menor.

A distância percorrida nas rotas parece ser também um fator a ser considerado no mercado de serviço de transporte ferroviário. Assim como no setor de aviação civil, espera-se que o poder de mercado das companhias ferroviárias esteja positivamente relacionado com a distância das suas rotas. Quanto maior a distância, menor a concorrência com outros modais de transporte, como o rodoviário e o aquaviário. Portanto, será testado também no presente estudo o impacto sobre deslocamentos de longa distância.

Há também uma grande quantidade de trabalhos que estudam fusões e aquisições entre hospitais. Isso porque, em 2002, o *Federal Trade Commission* – FTC lançou o *Hospital Merger Retrospectives Project* (Projeto Retrospectiva de Fusões entre Hospitais), uma iniciativa para incentivar estudos de fusões consumadas entre hospitais e verificar os impactos dessas sobre os preços. Esse projeto decorreu da aprovação de diversas fusões entre hospitais, ainda que concentrassem substancialmente o mercado relevante, por acreditar que, sendo essas sociedades sem fim lucrativos, não levariam ao abuso de poder dominante e, conseqüentemente, ao aumento de preços.

Dentre tais estudos, cinco devem ser mencionados: Haas-Wilson e Garmon (2009), Thompson (2009), Vita e Sacher (2001), Farrell, Pautler e Vita (2009) e Tenn (2008).

Empregando a metodologia de diferenças-em-diferenças, os estudos concluem que, em geral, as fusões entre hospitais sem fins lucrativos resultaram em substancial aumento de preços. O argumento, portanto, que as fusões entre sociedades sem fins lucrativos não geram preocupações concorrenciais não é, conforme tais estudos, verdadeiro.

O setor bancário também é objeto frequente de estudos dessa natureza. Dentre esses, interessa destacar dois artigos: Focarelli e Panetta (2003) e Prager e Hannan (1998). Esses estudos analisaram os impactos de fusões e aquisições sobre as taxas de juros que os bancos utilizam para remunerar os saldos bancários dos clientes.

O primeiro artigo investiga o efeito de fusões e aquisições ocorridas no mercado bancário italiano durante nove anos – 1990 a 1998. A partir de um modelo de efeitos fixos, os autores observam que, no curto-prazo, as fusões resultaram em aumento de poder de mercado e, conseqüentemente, redução das taxas de juros em relação àquelas pagas por bancos do grupo de controle. Entretanto, o efeito é invertido ao se considerar um maior período de tempo, onde as taxas de juros são majoradas em relação ao grupo de controle.

A análise de um longo período de tempo é importante para captar potenciais ganhos de eficiência eventualmente repassados ao consumidor. Tais ganhos, em geral, demoram a aparecer, uma vez que a racionalização das estruturas das empresas concentradas costuma ser um processo moroso. Assim, será considerada também neste estudo uma longa janela temporal no intuito de captar os efeitos de eficiências geradas pela operação de fusão sobre os preços praticados.

Prager e Hannan (1998) analisam concentrações horizontais na indústria bancária norte-americana ocorridas entre janeiro de 1992 e junho de 1994. Em acordo com o estudo de Focarelli e Panetta (2003), os autores observam que, nos mercados onde ocorreram tais concentrações, a taxa de juros praticada decaiu substancialmente em relação aos mercados onde a concorrência não foi alterada.

Entre os setores que concentram análises retrospectivas de concentrações horizontais encontra-se também o petrolífero. O estudo de Taylor e Hosken (2007) analisa o impacto causado pela formação da *joint venture Marathon/Ashland Petroleum* nos preços da gasolina em quatro cidades norte-americanas afetadas pela operação. Utilizando uma versão do estimador de diferenças-em-diferenças, os autores concluem que a transação não causou aumento de preços em relação ao grupo de controle.

Simpson e Taylor (2008) analisam a aquisição dos ativos da *Ultramar Diamond Shamrock* localizados em Michigan - USA pela *Marathon - Ashland Petroleum*, ocorrida em 1999. Assim como Taylor e Hosken (2007), os autores não verificaram efeitos significativos da concentração nos preços da gasolina praticados em Michigan.

Há ainda alguns estudos que analisam mercados não regulados. Barton e Sherman (1984) mensuraram os impactos de duas aquisições realizadas pela *Xidex Corporation*, uma das maiores duplicadoras de micro-filmes do mundo. Para tanto, os pesquisadores analisam a evolução dos preços relativos, seguindo a ideia do método de diferenças-em-diferenças. McCabe (2002) analisa os impactos de fusões no mercado de periódicos da área de biomedicina. Ashenfelter e Hosken (2008) analisam cinco concentrações em setores diferentes: produtos de higiene feminina, caldas para café da manhã, óleo motor, cereal matinal e bebidas alcólicas destiladas.

Por fim, Gugler et al (2003) analisam o impacto de concentrações ocorridas no mundo todo e em diversos setores da economia. Com dados dos Estados Unidos a partir do final da década de 70 e do resto do mundo a partir do meio da década seguinte, totalizando cerca de 14.269 fusões, os autores concluem que a maioria das fusões ocorridas durante os 15 anos estudados reduziu o bem-estar social, ou por implicar exercício de poder de mercado ou por resultar em perdas de eficiência.

Portanto, a maioria dos estudos nessa área, como se esperava, conclui que houve um aumento de preços após a fusão, quando comparado a um grupo de controle definido. No entanto, não é possível fazer generalizações a partir desses resultados, a fim de inferir sobre o processo de decisão dos órgãos antitruste de todo o mundo. Como já mencionado, os casos analisados por esses autores são aqueles em que houve maior polêmica, por envolver grandes concentrações. Uma amostra aleatória de fusões seria necessária para que tais generalizações pudessem ser feitas.

Todos os artigos mencionados avaliaram os impactos de uma operação danosa à concorrência sobre os preços praticados. Há também estudos utilizando a mesma modelagem de diferenças-em-diferenças para analisar os impactos de políticas pró-concorrenciais implementadas em algum setor da economia. O trabalho de Gaynor, Moreno-Serra e Propper (2010) segue essa linha ao tentar identificar os efeitos da mudança da política do Serviço

Nacional de Saúde do Reino Unido – *National Health Service* – na qualidade dos serviços prestados. Em suma, a nova política adotada aumentou a concorrência entre os hospitais do Reino Unido.

A proposta dos autores nesse artigo é verificar se, conforme sugere a teoria, a concorrência melhoraria a qualidade dos serviços em mercados onde o preço é regulado. Para tanto, os autores interagiram uma variável *dummy* indicando a introdução da política em 2006 com uma variável indicando a concentração do mercado. Utilizando a quantidade de mortes após um ataque cardíaco como um indicativo de qualidade, os autores mostram que a concentração do mercado tem um efeito positivo e estatisticamente significativo na mortalidade. O trabalho demonstra ainda que a política adotada aumentou a concorrência em mercados menos concentrados, diminuindo a mortalidade e o tempo de internação dos pacientes.

Por fim, há os trabalhos que objetivam somente apresentar uma revisão dessa literatura de análise retrospectiva de fusões, a qual busca mensurar os efeitos sobre os preços, utilizando métodos que possibilitam o controle de outros fatores exógenos que possam ter ocorrido após a fusão. Dentre esses, destacam-se: Ashenfelter, Hosken e Weinberg (2009), Hunter, Leonard e Olley (2008), Weinberg (2007) e Pautler (2003).

3.2 Efeito não observado – Método de primeira diferença

O modelo empregado neste trabalho é similar ao de diferenças-em-diferenças exposto por Ashenfelter, Hosken e Weinberg (2009). Utilizou-se, aqui, o modelo de estimação por primeira diferença, que é uma extensão do modelo de diferenças-em-diferenças para dados de painel com múltiplos cortes transversais, ou seja, várias observações temporais. As ideias e suposições dos modelos, no entanto, são as mesmas.

Os métodos de diferenças tornaram-se populares a partir dos trabalhos pioneiros de Ashenfelter (1978) e Ashenfelter e Card (1985). Inicialmente, o método era empregado majoritariamente em análises do mercado de trabalho, como os influentes trabalhos de Card (1990), Card e Krueger (1993), Meyer, Viscusi e Durbin (1995), Eissa e Liebman (1996) e Blundell, Duncan e Meghir (1998). Posteriormente, alcançou diversas áreas da economia empírica, inclusive o antitruste.

Conforme Wooldridge (2002) e Wooldridge e Imbens (2008), o método de primeira diferença – ou *first difference* – é recomendado para obter estimadores consistentes mesmo com a existência de variáveis omitidas correlacionadas com uma ou mais variáveis explicativas em um conjunto de dados em painel. Definindo y e o vetor $\mathbf{x} \equiv (x_1, x_2, \dots, x_K)$ como variáveis aleatórias observáveis, e c como uma variável aleatória não observável correlacionada com alguma variável explicativa¹⁶, a população de interesse é representada pelo vetor $(y, x_1, x_2, \dots, x_K, c)$ (Wooldridge, 2002). O objetivo, nesse caso, é verificar o efeito parcial das variáveis explicativas observáveis x_j sobre y mantendo a variável não observável constante:

$$E(y|x_1, x_2, \dots, x_K, c) \quad (1.4)$$

No caso aqui discutido, busca-se estimar o efeito da fusão sobre os preços praticados, supondo que os choques de custo e de demanda, não observáveis, afetam igualmente o grupo de tratamento e o de controle.

Supondo um modelo linear, tem-se:

$$E(y|\mathbf{x}, c) = \beta_0 + \mathbf{x}\boldsymbol{\beta} + c \quad (1.5)$$

onde o parâmetro de interesse desse modelo é o vetor $\boldsymbol{\beta}$, de dimensão $k \times 1$.

Apresentando, portanto, uma variável aleatória não observada, uma das possibilidades para obter as estimativas de interesse é omiti-la no modelo. No entanto, a consistência das estimativas dessa regressão dependerá da relação da variável omitida com as outras variáveis explicativas. Se a variável omitida não for correlacionada com cada variável explicativa observável, x_j , mas correlacionada com y , então seu efeito será jogado para o erro da regressão, não prejudicando as outras estimativas. Caso contrário, se houver correlação com alguma variável explicativa, $Cov(x_j, c) \neq 0$ para algum j , então jogar c no erro causa problema de viés nas estimativas.

Conhecido o problema da variável não observada, suponha agora que as variáveis y e \mathbf{x} são observadas em dois períodos de tempo: y_t e \mathbf{x}_t para $t = 1, 2$. Supondo que a variável não

¹⁶ c pode também ser definido com um vetor de variáveis aleatórias não observáveis. No entanto, sem perda de generalidade, considerar-se-á c como uma única variável aleatória não observável.

observada é constante no tempo e que $Cov(x_j, c) \neq 0$ para algum j , a função de regressão torna-se:

$$E(y_t | \mathbf{x}_t, c) = \beta_0 + \mathbf{x}_t \boldsymbol{\beta} + c, \quad t = 1, 2 \quad (1.6)$$

onde $\mathbf{x}_t \boldsymbol{\beta} = \beta_1 x_{t1} + \dots + \beta_K x_{tK}$ e x_{tj} indica a variável j no período t .

Conforme Wooldridge (2002), a suposição de que a variável não observável é constante ao longo do tempo é crucial para a análise. Em uma análise de dados em painel, essa variável é chamada de “efeito não observável”. Se a unidade de observação é um indivíduo, o efeito pode ser interpretado como indicando aptidão ou motivação. Quando a observação é uma empresa, pode-se interpretar como a habilidade gerencial, por exemplo. A ideia é que esse efeito não apresente variação expressiva ao longo do tempo.

O modelo básico de efeitos não observáveis pode, então, para uma observação de corte transversal aleatória i , ser escrito como:

$$y_{it} = \mathbf{x}_{it} \boldsymbol{\beta} + c_i + u_{it}, \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (1.7)$$

Onde u_{it} é chamado de erro idiossincrático, tendo em vista que varia ao longo de t e de i .

Cumprir apresentar a hipótese de exogeneidade estrita das variáveis explicativas, $\{\mathbf{x}_{it} : t = 1, 2, \dots, T\}$, condicionada ao efeito não observado, que deve ser verificada em modelos desse tipo. Conforme esta, o valor esperado de y_{it} não deve depender de variáveis explicativas defasadas ou futuras:

$$E(y_{it} | \mathbf{x}_{i1}, \mathbf{x}_{i2}, \dots, \mathbf{x}_{iT}, c_i) = E(y_{it} | \mathbf{x}_{it}, c_i) = \mathbf{x}_{it} \boldsymbol{\beta} + c_i \quad (1.8)$$

Portanto, após controlar \mathbf{x}_{it} e c_i , $\{\mathbf{x}_{is}\}_{s \neq t}$ não gera nenhum efeito individual em y_{it} .

A partir de (1.7) e (1.8), a hipótese de exogeneidade estrita por ser reescrita em função dos erros idiossincráticos:

$$E(u_{it} | \mathbf{x}_{i1}, \mathbf{x}_{i2}, \dots, \mathbf{x}_{iT}, c_i) = 0, \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (1.9)$$

Implicando, agora, que as variáveis explicativas em cada período de tempo não são correlacionadas com os erros idiossincráticos de cada período de tempo - $E(\mathbf{x}'_{is} u_{it}) = \mathbf{0}$, $s, t = 1, \dots, T$. Importa salientar que não há, nesse modelo, nenhuma restrição quanto à correlação entre

o efeito não observado e as variáveis explicativas observáveis, ou seja, $E(c_i|\mathbf{x}_i)$ pode se comportar como uma função qualquer de \mathbf{x}_i .

Como já indicado, o modelo de primeira diferença se assemelha bastante ao apresentado por Ashenfelter, Hosken e Weinberg (2009). No intuito de estimar $\boldsymbol{\beta}$ na presença do efeito não observado, é necessário defasar em um período a equação (1.7) e calcular a diferença entre elas, qual seja:

$$y_{it} - y_{i,t-1} = (\mathbf{x}_{it} - \mathbf{x}_{i,t-1})\boldsymbol{\beta} + c_i - c_i + u_{it} - u_{i,t-1} \quad t = 2, 3, \dots, T \quad (1.10)$$

$$\Delta y_{it} = \Delta \mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta} + \Delta u_{it} \quad t = 2, 3, \dots, T \quad (1.11)$$

onde: $\Delta y_{it} = y_{it} - y_{i,t-1}$, $\Delta \mathbf{x}_{it} = \mathbf{x}_{it} - \mathbf{x}_{i,t-1}$, e $\Delta u_{it} = u_{it} - u_{i,t-1}$. A transformação de primeira diferença, portanto, elimina o efeito não observado, c_i .

Por fim, o estimador de primeira diferença, $\hat{\boldsymbol{\beta}}_{FD}$, é o estimador de Mínimos Quadrados Ordinários Agrupado da seguinte regressão:

$$\Delta y_{it} \text{ sobre } \Delta \mathbf{x}_{it}, \quad t = 2, 3, \dots, T; \quad i = 1, 2, \dots, N \quad (1.12)$$

Esse estimador de primeira diferença será consistente e não-viesado, uma vez que $E(\Delta \mathbf{x}'_{it} \Delta u_{it}) = 0$, $t = 2, 3, \dots, T$. De fato, a exogeneidade estrita se mantém após a transformação de primeira diferença.

Por fim, deve ser garantida a condição de rank para o estimador de primeira diferença:

$$\text{rank} \left(\sum_{t=2}^T E(\Delta \mathbf{x}'_{it} \Delta \mathbf{x}_{it}) \right) = k \quad (1.13)$$

Na prática, a condição exclui variáveis explicativas constantes ao longo do tempo e a perfeita colinearidade entre as variáveis que mudam ao longo do tempo.

3.3 Modelo empírico

Conforme já argumentado, para que o modelo de primeira diferença apresente estimativas eficientes, é de extrema importância definir adequadamente o período de tempo a ser considerado, bem como o grupo de controle.

A escolha do período de tempo envolve um *trade-off*. A janela deve ser longa o bastante para conseguir captar variações de preços decorrentes da alteração da estrutura do mercado. No entanto, quanto mais longa a série temporal, mais choques externos, advindos de fatores estranhos à concentração, contaminam os preços.

Deve ser destacado, ainda, que, para mensurar o efeito total de uma operação de fusão sobre os preços, é necessário considerar um longo período de tempo. Isso porque, em geral, é moroso o processo de redução do custo marginal, o qual advém da consolidação dos ativos das firmas concentradas, da racionalização das estruturas e da utilização mais eficiente dos recursos. Logo, as eficiências provenientes de operações de fusões levam tempo para ocorrer. Uma análise apenas de curto-prazo, portanto, dificilmente conseguiria captar esse efeito sobre o custo marginal, se esses forem, pelo menos parcialmente, repassados para os usuários do serviço.

O período de tempo escolhido, portanto, deve balancear esse *trade-off*. Nesse sentido, duas diferentes janelas de tempo foram definidas. A primeira janela tem o objetivo de mensurar os efeitos de curto-prazo. Para tanto, serão considerados os cinco meses disponíveis anteriores à operação (jan/06 a mai/06) e um período de 20 meses após o tratamento (jun/06 a jan/08). A segunda janela considera toda a série temporal, indo até abr/10. Esta, por ser mais longa, é capaz de captar alguns efeitos de eficiência, mas pode sofrer contaminação de efeitos estranhos à operação.

Diferentemente da escolha da janela de tempo, a definição dos grupos de controle que foram utilizados como referencial para a comparação de evolução de preços foi segmentada por mercadoria transportada, ou seja, foram definidos grupos de controle distintos para a análise do impacto sobre o transporte da soja e sobre o do farelo de soja. Em ambas as definições, apenas foram excluídas as companhias ferroviárias que não apresentaram um volume expressivo de transporte de soja ou de farelo de soja durante o período estudado.

Para a análise do mercado de transporte de soja, o grupo de controle contém oito companhias ferroviárias: Estrada de Ferro Vitória a Minas – EFVM, Estrada de Ferro Carajás – EFC, Ferrovia Centro-Atlântica – FCA, Estrada de Ferro Paraná Oeste – Ferroeste, Ferrovia NOVOESTE e Ferrovia FERRONORTE. Supõe-se que, por atuarem em mercados geográficos distintos, essas companhias não foram contaminadas pelos eventuais efeitos anti-competitivos da

fusão. Supõe-se, também, que os choques exógenos sofridos por este grupo se assemelham àqueles que impactam o grupo de tratamento.

O grupo de controle definido para a análise do transporte de farelo de soja se diferencia do grupo de controle da soja apenas pela exclusão da companhia EFC, que não apresenta um transporte regular e expressivo de farelo de soja. Todas as suposições acerca dos choques exógenos são semelhantes às realizadas acima.

Além da variável que capta o efeito da fusão sobre os preços, três controles foram incluídos no modelo: variáveis *dummies* indicativas de mês, de distância do fluxo e de peso da carga. As variáveis binárias indicativas de mês buscam controlar a alta sazonalidade existente no mercado agrícola. Os outros controles, $dist_{it}$ e TU_{it} , estão indiretamente correlacionados com a variável explicada, via custos, e diferem entre cada concessionária e a cada período de tempo, motivo pelo qual foram adicionadas ao modelo. Os termos quadráticos tentam captar a relação não linear entre o preço praticado e as variáveis explicativas $dist_{it}$ e TU_{it} , conforme sugerem Karikari, Brown e Nadji (2002)¹⁷.

Então, a fim de estimar o efeito da operação sobre os preços praticados, a seguinte regressão foi utilizada para cada produto:

$$\begin{aligned} \Delta p_{it} = \alpha_t + \sum_{m=2}^{12} D_m \Delta M_{it} + \beta_1 \Delta (Pós - Fusão_{it}) + \beta_2 \Delta (Pós - Fusão_{it}) \\ \times (Empresa Fusão_{it}) + \beta_3 \Delta (dist_{it}) + \beta_4 \Delta (dist_{it}^2) \\ + \beta_5 \Delta (TU_{it}) + \beta_6 \Delta (TU_{it}^2) + AR(p) + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (1.14)$$

Onde:

- p_{it} representa o preço praticado pela concessionária i no período de tempo t ;
- M_{it} representa uma variável binária indicando o mês do ano;
- $(Pós - Fusão_{it})$ é uma variável binária igual a um se a operação já ocorreu;
- $(Empresa Fusão_{it})$ é uma variável binária igual a um se a empresa participou da fusão;

¹⁷ A inclusão dos termos quadráticos objetiva captar os ganhos de escala obtidos na distância e no volume do carregamento. Espera-se que os custos cresçam – e, conseqüentemente, o preço praticado – com o aumento da distância e do volume transportado, porém a taxas decrescentes.

- $dist_{it}$ indica a distância, em quilômetro, do fluxo de transporte; e
- TU_{it} indica a massa, em toneladas, da carga transportada.

Neste modelo, o preço é representado pelo valor em R\$ do frete praticado pela concessionária i no período de tempo t , já descontados impostos, abatimentos e deduções. Esse valor, portanto, não é ponderado pelo volume da carga ou pela distância do fluxo.

Importa ressaltar a diferença deste modelo com aquele exposto na equação (1.3). Naquela modelagem, como os preços entre os grupos de tratamento e de controle são subtraídos, o efeito da fusão é mensurado pelo coeficiente da variável *dummy Pós – Fusão*. Na modelagem aqui utilizada, não foi calculada a referida diferença, mas somente a diferença temporal. Optou-se por essa metodologia devido ao limitado montante de dados disponíveis, evitando, assim, o problema associado à perda de graus de liberdade. O coeficiente da variável *Pós – Fusão*, portanto, não mensura, no modelo utilizado, o efeito da fusão, e sim os efeitos gerais sobre os preços ocorridos após a operação.

O coeficiente que mensura o efeito da fusão sobre os preços praticados pela ALL e pela FERROBAN, em relação àqueles praticados pelo grupo de controle de interesse, é β_2 . Dessa forma, tem-se que:

- a) Se $\beta_2 > 0$, então, no período pós-fusão, os preços das empresas concentradas subiram mais, ou caíram menos, relativamente aos das empresas incluídas no grupo de controle. Houve, portanto, um aumento de poder de mercado das empresas concentradas, não compensado por eventuais ganhos de eficiência, o que impactou negativamente o bem-estar dos consumidores.
- b) Se $\beta_2 < 0$, então os preços praticados pelas empresas concentradas caíram mais, ou subiram menos, comparativamente àqueles praticados pelo grupo de controle. Logo, a operação gerou eficiências que foram repassadas aos consumidores, aumentando o bem-estar desses. O eventual ganho de poder de mercado foi compensado pelo ganho de eficiência.
- c) Se $\beta_2 = 0$, então os preços do grupo de tratados e do grupo de controle sofreram variação – positiva, negativa ou nula – semelhante. Talvez não tenha ocorrido nenhum ganho de

poder de mercado e de eficiência, ou ambos os ganhos ocorreram em igual escala, de forma que esses se contrapuseram.

Importa salientar que, conforme discutem Bertrand, Duflo e Mullainathan (2004), Donald e Lang (2007) e Imbens e Wooldridge (2008), as estimativas de primeiras-diferenças, apresentam, em geral, erros padrões substancialmente viesados para baixo. Isso ocorre devido a problemas de correlação serial, comuns em tais modelos por três motivos: a) por se basearem, em geral, em longas séries temporais; b) por utilizarem variáveis dependentes que, geralmente, apresentam alta correlação serial positiva; c) e por utilizarem uma *dummy* indicando o tratamento que varia muito pouco no tempo. Esses três fatores fazem com que os erros-padrões sejam viesados para baixo, o que tende a tornar as estimativas mais significantes estatisticamente.

Uma das formas de corrigir esse viés, conforme esses trabalhos, é incluir um vetor auto regressivo de primeira ordem – AR(1) – nas regressões estimadas. Como é possível, no modelo especificado, que a variável dependente apresente alta correlação serial positiva, essa correção será utilizada em todas as regressões geradas.

3.4 Fonte dos dados

As companhias ferroviárias do Brasil, por prestarem um serviço de natureza pública e, conseqüentemente, sob regulação estatal, devem, por força legal¹⁸ e contratual, fornecer à Agência Reguladora – Agência Nacional de Transportes Terrestres – diversos dados e informações relativos às atividades desenvolvidas. Parte dessas informações é consolidada no Sistema de Acompanhamento e Fiscalização do Transporte Ferroviário – SAFF, detido pela ANTT. O SAFF constitui-se em uma extensa base de dados, contendo informações sobre todo o negócio de transporte ferroviário de interesse da Agência.

Insere-se, dentro do SAFF, o módulo SIADÉ, que agrega, mensalmente, dados operacionais, de preços e de investimentos das concessionárias ferroviárias. O objetivo de tal

¹⁸ Leis n^{os} 8.987/95 e 10.233/01. Aquela dispõe sobre o regime de concessão e permissão da prestação de serviços públicos previstos no art. 175 da Constituição Federal, e esta sobre a reestruturação dos transportes aquaviário e terrestre.

módulo é permitir o acompanhamento e a verificação das metas de produção e de segurança pactuadas, bem como a análise de índices de desempenho.

Para a análise que objetiva este trabalho, foram extraídos todos os fluxos de transporte contidos no módulo SIADE¹⁹. Portanto, a base de dados contempla todas as concessionárias e todos os períodos disponíveis na data de extração – janeiro de 2006 a abril de 2010. Cada fluxo de transporte contém, dentre outras, as seguintes informações: concessionária, período (mês/ano), cliente, mercadoria, origem do fluxo, destino do fluxo, distância (km), massa (tonelada útil), distância*massa (TKU – tonelada quilômetro útil) e receita líquida do transporte (R\$).

3.5 Construção da base de dados

Dentre os 128.766 fluxos extraídos do SAFF, correspondentes a 52 meses e 12 companhias ferroviárias, interessam apenas aqueles onde as mercadorias soja ou farelo de soja foram transportadas, restando 13.556 fluxos – aproximadamente 10% da produção ferroviária total. Desse montante, 10.788 fluxos corresponderam ao transporte de soja, e 2.768 corresponderam ao de farelo de soja.

Dentre tais fluxos, os quais correspondem a todas as companhias ferroviárias atuantes no Brasil, foram retirados aqueles realizados por empresas que não estão incluídas nos grupos de controle e de tratamento definidos na seção 3.3. Como essas companhias foram retiradas justamente por não apresentarem um volume de transporte expressivo dessas mercadorias, o número de exclusões é pequeno, restando 12.710 fluxos, sendo 10.155 correspondentes à soja e 2.555 ao farelo de soja.

Após seleção de todos esses fluxos, que indicam o transporte de diversos usuários em diversos períodos de tempo, se faz necessário obter um indicador médio de preço praticado, o qual será usado no modelo empírico, conforme explicado na seção 3.3. Para tanto, a partir da

¹⁹ As informações constantes no SAFF e utilizadas por este trabalho, não disponíveis publicamente, foram gentilmente disponibilizadas pela a Agência para a elaboração desta pesquisa, sob compromisso de não divulgação dos dados primários.

informação de receita líquida²⁰ disponível no SAFF, foi calculado o preço médio praticado ponderado pelo índice que capta a produtividade do serviço: a tonelada quilômetro útil – TKU. O índice TKU representa o produto do total de carga movimentada na malha (TU) pela distância do transporte (Km). Foi obtido, assim, um indicador mensal para os preços praticados pelas companhias ferroviárias.

O mesmo procedimento foi realizado para obter as variáveis $dist_{it}$ e TU_{it} . No entanto, a ponderação utilizada aqui foi diferente. Utilizou-se a variável TU_{it} para ponderar a média de $dist_{it}$ e vice-versa.

Por fim, os preços foram deflacionados pelo Índice Geral de Preços do Mercado, IGP-M, e foi aplicada a função logarítmica em todas as variáveis.

A Tabela 1 e a Tabela 2, a seguir, apresentam as estatísticas descritivas das variáveis distância, tonelada útil, e preço, considerando todos os fluxos disponíveis, e depois de realizada a formatação da base de dados (antes, no entanto, da aplicação da função logarítmica), conforme descrito.

Variável	Obs	Média	Desvio-padrão	Min	Max
Distância (km)	317	924,29	365,50	173,00	1.452,42
Tonelada útil	317	8.081,73	7.235,97	21,00	43.577,75
Preço (mil R\$)	317	968,352	1.500,712	0,376	11.100,00

Tabela 1. Estatísticas descritivas - Soja

Variável	Obs	Média	Desvio-padrão	Min	Max
Distância (km)	273	1.001,17	492,45	173,00	1.786,00
Tonelada útil	273	11.834,22	7.973,87	70,00	48.038,10
Preço (mil R\$)	273	926,143	899,485	0,344	5.032,654

Tabela 2. Estatísticas descritivas – Farelo de Soja

A Tabela 3 e a Tabela 4, trazem as mesmas estatísticas, além das medianas das séries, segmentadas por concessionária. Ainda, a título de informação, essas tabelas apresentam

²⁰ Trata-se da receita do transporte da mercadoria em questão, relativa à parte que couber à concessionária (ainda que posteriormente repasse a outras ferrovias por motivo de direito de passagem, tráfego mútuo etc.), já descontados impostos, abatimentos e deduções.

informações mensais do volume total de produção por cada concessionária, as quais estão apresentadas entre colchetes.

	Concessionária	Média	Desvio padrão	min	p50	max
Distância (km)	ALL	712,49	72,43	390,33	719,14	852,11
	EFC	713,00	0,00	713,00	713,00	713,00
	EFVM	1.309,32	143,09	1.043,81	1.363,93	1.452,42
	FCA	1.287,95	173,07	454,00	1.335,54	1.437,67
	Ferrobán	643,95	378,19	173,00	514,00	1.369,00
	Ferroeste	696,29	135,76	441,70	678,57	1.249,00
	Ferronorte	1.367,87	28,97	1.295,55	1.372,96	1.412,00
	Novoeste	577,34	216,47	415,00	415,08	1.316,72
Tonelada Útil (mil)	ALL	5,78 [468,635]	1,785 [268,6]	2,009 [24,074]	5,534 [460,87]	10,093 [1.005,88]
	EFC	20,444 [143,817]	9,395 [77,595]	1,058 [2,116]	19,428 [135,848]	43,577 [252,569]
	EFVM	9,32 [132,364]	7,198 [119,915]	0,021 [0,021]	7,133 [115,96]	28,101 [374,682]
	FCA	4,342 [184,995]	2,398 [140,02]	0,738 [1,134]	4,083 [149,623]	12,209 [445,675]
	Ferrobán	6,817 [24,936]	7,762 [36,465]	0,074 [0,074]	4,726 [12,952]	33,931 [120,847]
	Ferroeste	5,755 [38,323]	2,578 [21,305]	0,706 [2,204]	5,798 [37,999]	11,776 [87,802]
	Ferronorte	8,505 [317,520]	8,282 [256,513]	0,939 [10,71]	5,196 [273,935]	33,115 [873,626]
	Novoeste	11,599 [22,941]	8,477 [14,623]	0,05 [0,05]	9,475 [18,515]	33,613 [63,659]
Preço (mil R\$)	ALL	993,98	1.080,95	38,56	684,61	6.150,73
	EFC	1.393,88	671,04	36,93	1.481,33	3.135,74
	EFVM	451,57	312,48	1,07	483,68	1.030,71
	FCA	603,12	419,33	4,37	557,56	1.870,56
	Ferrobán	271,84	379,05	0,37	72,83	1.355,43
	Ferroeste	430,66	459,34	9,60	259,07	2.297,74
	Ferronorte	2.674,41	2.823,20	209,43	1.706,22	11.100,00
	Novoeste	456,57	381,78	0,77	372,36	1.984,28

Tabela 3. Estatísticas descritivas segmentadas por concessionária – Soja

	Concessionária	Média	Desvio padrão	min	p50	max
Distância (km)	ALL	440,97	79,49	299,11	433,06	641,83
	EFVM	1.712,73	94,33	1.530,81	1.768,15	1.786,00
	FCA	1.428,79	204,95	887,84	1.528,84	1.610,15
	Ferrobán	499,74	416,40	173,00	337,48	1.362,41
	Ferroeste	581,25	97,96	497,00	531,19	737,00
	Ferronorte	1.389,39	15,45	1.344,48	1.390,26	1.411,18
	Novoeste	906,00	0,00	906,00	906,00	906,00
Tonelada Útil (mil)	ALL	9,335	2,944	4	9,013	15,913
		[269,600]	[108,951]	[73,559]	[281,154]	[519,474]
	EFVM	18,638	7,474	4,992	16,978	35,82
		[45,714]	[20,25]	[5,711]	[43,88]	[77,465]
	FCA	9,993	4,679	0,253	10,551	19,541
		[80,989]	[41,97]	[0,006]	[76,306]	[184,843]
	Ferrobán	6,09	3,91	0,07	5,579	13,304
	[17,818]	[17,974]	[0,07]	[10,35]	[64,977]	
Ferroeste	6,44	6,381	0,123	4,628	21,84	
	[7,798]	[6,987]	[0,288]	[5,05]	[21,84]	
Ferronorte	20,323	8,311	4,018	19,924	48,038	
	[137,964]	[49,702]	[20,274]	[141,712]	[281,493]	
Novoeste	10,271	8,039	0,132	8,278	27,971	
	[10,271]	[8,039]	[0,132]	[8,278]	[27,971]	
Preço (mil R\$)	ALL	767,70	407,24	107,67	756,67	1.729,79
	EFVM	460,19	189,57	108,90	456,08	827,94
	FCA	946,71	424,93	244,04	911,23	2.287,09
	Ferrobán	192,39	146,65	0,34	180,10	464,41
	Ferroeste	166,63	213,85	3,09	85,45	758,61
	Ferronorte	2.334,75	961,23	426,62	2.429,05	5.032,65
	Novoeste	567,51	442,58	6,86	479,55	1.598,49

Tabela 4. Estatísticas descritivas segmentadas por concessionária – Farelo de Soja

4 Resultados obtidos

4.1 Estudo Descritivo

É interessante iniciar a análise empírica apresentando um estudo descritivo da evolução da relação entre os preços praticados pelo grupo de tratados e aqueles praticados pelo grupo de controle, mostrada na Figura 5 abaixo.

Para obter tal relação, de forma semelhante à descrita na seção 3.5, foi calculado o preço médio ponderado pela TKU praticado pelo grupo de tratados, ALL e FERROBAN, e pelo grupo de controle. Obteve-se, portanto, um índice de preços praticados pelo grupo de tratados e um índice para o grupo de controle, para ambas as mercadorias analisadas.

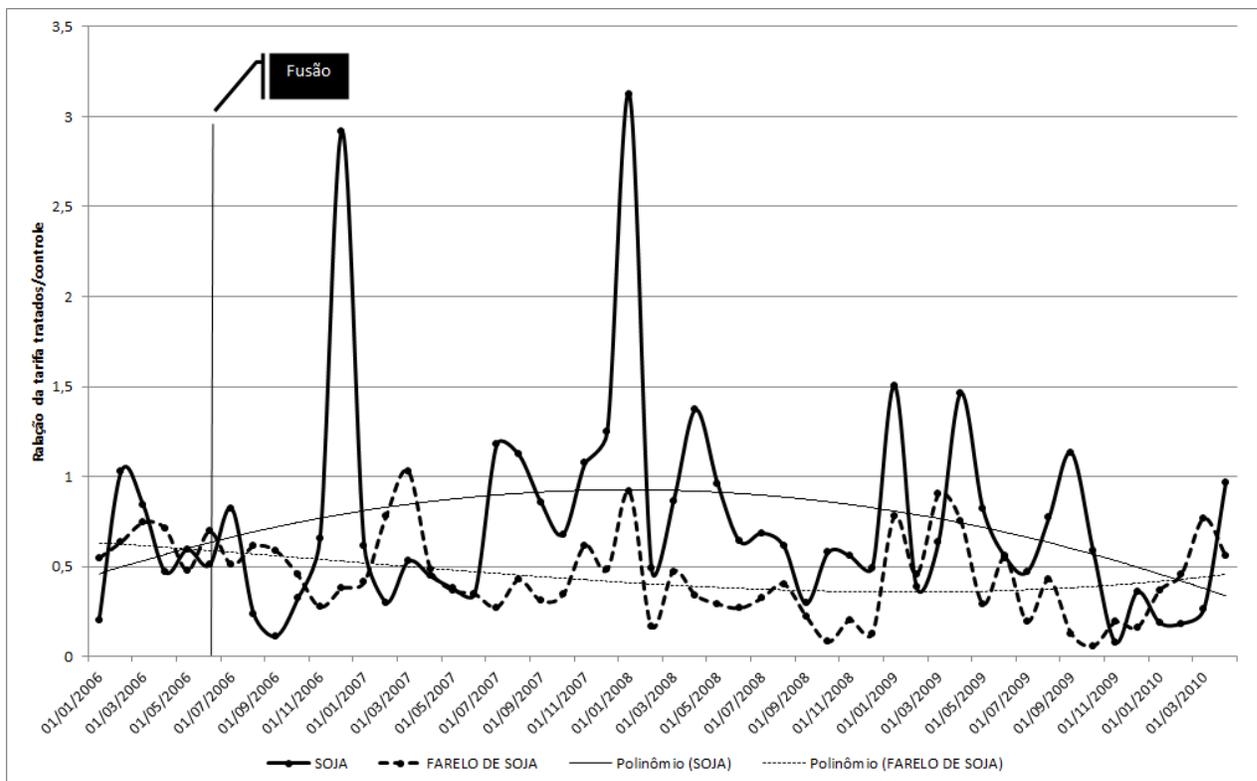


Figura 5. Evolução da relação preço tratados/preço controle

Uma análise visual dessas relações sugere que houve, após a concentração, uma tendência de alta nos preços de transporte de soja praticados pela ALL e pela FERROBAN, grupo de tratados, em relação aos preços praticados pelo grupo de controle. Conforme a linha de tendência, os preços sobem até o começo de 2008, quando começam a decair em relação ao grupo de controle. No entanto, apenas no final da série a relação entre preços volta ao patamar do momento da fusão.

A análise visual, portanto, indica, no curto-prazo, um forte efeito de poder de mercado advindo da concentração. No entanto, as eficiências passam a surgir ao longo do tempo, contrabalanceando os ganhos de poder de mercado, e trazendo os preços para o patamar do período da fusão.

A mesma situação não ocorre no transporte de farelo de soja. A linha de tendência polinomial indica uma trajetória ligeiramente descendente durante todo o período estudado. A fusão, então, parece não ter gerado poder de mercado nesse mercado. Não é possível concluir nada quanto aos ganhos de eficiência.

A análise visual, portanto, indica que a preocupação apresentada pelo CADE se sustentava apenas no que diz respeito à soja.

4.2 Estudo Econométrico

A análise baseada tão somente na evolução da relação de preços praticados é muito frágil. É necessária, para a verificação proposta, a utilização de um modelo robusto, o qual controla outras variáveis explicativas, como o apresentado na seção 3.3. Os resultados desse, para as duas mercadorias e as duas janelas temporais definidas, estão apresentados na Tabela 5. Foram utilizados erros padrões robustos à heteroscedasticidade para todos os parâmetros estimados, que estão apresentados entre colchetes.

	SOJA		FARELO DE SOJA	
	25 meses	Todos os períodos	25 meses	Todos os períodos
	Preço	Preço	Preço	Preço
Pós-fusão	-0,093 [0,228]	-0,132 [0,135]	-0,032 [0,231]	-0,268 [0,136]*
Efeito fusão	1,162 [0,204]***	1,089 [0,212]***	0,453 [0,246]*	0,432 [0,205]**
Distância	4,202 [4,096]	3,142 [3,329]	4,540 [6,331]	-1,596 [6,238]
Distância ²	-0,24 [0,322]	-0,186 [0,259]	-0,398 [0,532]	0,149 [0,495]
TU	1,402 [0,466]***	1,591 [0,356]***	0,522 [0,640]	1,743 [0,419]***
TU ²	-0,037 [0,028]	-0,045 [0,022]**	0,011 [0,036]	-0,055 [0,025]**
AR (1)	-0,118 [0,032]***	-0,067 [0,031]**	-0,099 [0,044]**	-0,074 [0,035]**
Constante	1566 [0,413]***	0,885 [0,413]**	1,317 [0,587]**	0,984 [0,472]**
Observações	166	298	149	255
R-quadrado	0,78	0,83	0,7	0,82

* significante a 10%; ** significante a 5%; *** significante a 1%. Dummies mensais suprimidas da tabela.

Tabela 5. Regressão

As estimativas procuradas estão sumariadas na Tabela 6, abaixo.

		Estimativa	Efeito
			$[e^{\hat{\beta}_2} - 1] \times 100$
25 meses	Soja	1,162	219,63%
	Farelo de Soja	0,453	57,30%
Todos os períodos	Soja	1,089	197,13%
	Farelo de Soja	0,432	54,03%

Tabela 6. Síntese dos resultados

No caso da soja, a estimativa de primeira diferença, que mostra o efeito da fusão sobre os preços praticados pela ALL e pela FERROBAN, é positiva em ambos os períodos temporais, significando que os preços praticados por essas aumentaram em relação àqueles praticados pelo grupo de controle. Considerando a primeira janela temporal, de 25 meses contínuos, os preços praticados pelo grupo de tratados no período pós-fusão, depois de controladas as outras variáveis explicativas, superou o do grupo de controle em 219%. Ao considerar todo o período, o efeito é um pouco menor, mas ainda muito relevante: 197%. E ambas as estimativas são estatisticamente significantes ao nível de 1%. O menor efeito sobre preços encontrado na análise de toda série temporal disponível pode sugerir que parte dos ganhos de eficiência acumulados no período foram repassados aos usuários.

Os resultados, portanto, sugerem um forte poder de mercado gerado pela operação, indo ao encontro da análise descritiva da evolução dos preços apresentada anteriormente.

O efeito pós-fusão, apesar de ser negativo, indicando que os preços gerais caíram após a concentração, não é estatisticamente significante em nenhum dos dois casos. Sendo assim, não é possível rejeitar a hipótese de que esse efeito é nulo.

As estimativas de Distância e TU, bem como seus termos quadráticos, apresentam os sinais esperados. O sinal positivo na relação linear, juntamente com o negativo na relação quadrática, indicam que os preços tendem a subir com o aumento dessas variáveis, mas a uma taxa decrescente. Apesar dos resultados esperados, as variáveis indicando a distância não possuem, individualmente, significância estatística em nenhum dos dois casos. No entanto, em ambos os modelos, as variáveis ganham significância ao serem consideradas conjuntamente, como mostram os testes F apresentados na Tabela 7.

25 meses	Todo o período
F (2, 147) = 3,74	F (2, 279) = 7,16
Prob > F = 0,026	Prob > F = 0,001
H ₀ : distância = distância ² = 0	

Tabela 7. Teste F – distância - Soja

Por fim, o modelo parece bem adequado para explicar as variações nos preços praticados. O coeficiente de determinação dos modelos é igual a, respectivamente, 78% e 83%.

Também no mercado de farelo de soja o efeito da fusão foi positivo e estatisticamente significativo em ambas as janelas temporais estudadas, contrariando a análise visual realizada acima. Em ambos os modelos, a fusão elevou os preços da ALL e da FERROBAN em cerca de 55% em relação ao grupo de controle. O ganho de poder de mercado também foi expressivo nesse mercado.

O efeito geral pós-fusão também é negativo em ambas as janelas temporais, sendo estatisticamente significativo apenas quando analisado todo o período. Dessa forma, considerando a segunda janela temporal, o modelo indica que houve uma tendência geral de queda nos preços praticados no transporte de farelo de soja depois de ocorrida a fusão. Logo, o efeito positivo e estatisticamente significativo da fusão indica que, em verdade, os preços praticados pelo grupo de tratamento caíram menos que os do grupo de controle, indicando igualmente a existência de poder de mercado.

As estimativas de Distância e TU apresentaram resultados diferentes entre os dois modelos. Na primeira janela temporal, apenas o termo quadrático de distância é negativo, e nenhuma estimativa possui significância estatística individualmente. Os termos de distância também não possuem significância conjuntamente, como apresentado na Tabela 8. O mesmo fato não ocorre com os termos de TU, que conjuntamente ganham significância estatística.

Distância	TU
$H_0: \text{distância} = \text{distância}^2 = 0$	$H_0: \text{TU} = \text{TU}^2 = 0$
F (2, 130) = 0,62	F (2, 130) = 7,16
Prob > F = 0,539	Prob > F = 0,000

Tabela 8. Teste F - Distância e TU – 25 meses - Farelo de Soja

Na segunda janela temporal, a variável distância possui coeficiente negativo na forma linear, e positivo na forma quadrática. No entanto, nenhum dos dois possui significância

estatística, nem mesmo conjuntamente, conforme o teste apresentado na Tabela 9. Os termos indicando peso possuem os sinais esperados, bem como significância estatística.

Distância
F (2, 236) = 1,20
Prob > F = 0,303
H ₀ : distância = distância ² = 0

Tabela 9. Teste F – Todo o período – Farelo de Soja

A pequena significância estatística das estimativas de distância em todos os modelos apresentados não parece razoável, uma vez que a distância é um dos principais fatores de custo variável do transporte ferroviário, sendo, assim, repassado para os preços. Uma possível explicação para esse resultado está na pequena dispersão das observações de distância na amostra. Conforme pode ser observado na Tabela 3 e Tabela 4, a distância dos fluxos de soja e de farelo de soja é, em geral, bastante longa. Pode ser observado também que o desvio-padrão da distância percorrida por cada companhia ferroviária é pequeno em relação à média. O modelo, portanto, em razão do contexto empírico, não está captando fluxos ferroviários de curta distância.

Os coeficientes de determinação também são razoáveis em ambos os casos, indicando que a variável dependente é bem explicada pelas variáveis independentes.

4.2.1 Efeito sobre longas rotas

Esses efeitos poderiam ainda ser potencializados no caso de transporte por grandes distâncias, onde não existe concorrência nem entre outros modais, como o rodoviário e o aquaviário. Para testar essa hipótese, foram estimadas duas regressões para cada janela temporal.

A primeira regressão inclui a *dummy* $(Pós - Fusão_{it}) \times (Empresa Fusão_{it}) \times (Longa Dist_{it})$ no modelo especificado na seção 3.3, onde $(Longa Dist_{it})$ é uma variável binária igual a um se a distância do fluxo é maior que 700 km, média da distância percorrida pela ALL e pela FERROBAN no transporte da soja. O transporte de farelo de soja por essas empresas é, em média, muito curto, motivo pelo qual somente a soja será considerada.

Nessa primeira regressão, o coeficiente de $(Pós - Fusão_{it}) \times (Empresa Fusão_{it}) \times (Longa Dist_{it})$ registra a diferença média no preço praticado para longa-distância – maior que 700 km – e curta-distância, dados os mesmos níveis das outras variáveis de controle.

A segunda regressão utiliza o mesmo modelo especificado na seção 3.3, mas apenas considera os fluxos que percorrem mais que 700 km. Os resultados estão expressos na Tabela 10.

	Regressão com <i>Dummy</i> de distância		Regressão apenas com dados de longa distância	
	25 meses	Todos os períodos	25 meses	Todos os períodos
	Preço	Preço	Preço	Preço
Pós-fusão	-0,105 [0,232]	-0,129 [0,136]	0,049 [0,255]	0,037 [0,146]
Efeito fusão	1,255 [0,244]***	1.066 [0,225]***	0,924 [0,205]***	0,862 [0,223]***
Efeito fusão longa dist.	-0,093 [0,135]	0,024 [0,080]		
Distância	4,090 [4,148]	3,152 [3,327]	3,955 [6,208]	2,813 [3,975]
Distância2	-0,23 [0,326]	-0,187 [0,259]	-0,275 [0,475]	-0,208 [0,305]
TU	1,407 [0,470]***	1,592 [0,356]***	1,394 [0,336]***	1,702 [0,547]***
TU2	-0,037 [0,028]	-0,045 [0,022]**	-0,032 [0,021]	-0,046 [0,032]
AR (1)	-0,117 [0,032]***	-0,067 [0,031]**	-0,157 [0,041]***	-0,111 [0,035]***
Constante	1,563 [0,416]***	0,887 [0,413]**	2,165 [0,548]***	1,539 [0,463]***
Observações	166	298	115	207
R-quadrado	0,78	0,83	0,81	0,81

* significante a 10%; ** significante a 5%; *** significante a 1%. Dummies mensais suprimidas da tabela.

Tabela 10. Regressão para longas distâncias.

A hipótese, portanto, que os efeitos anti-competitivos são potencializados em longas distâncias não se confirma. As duas primeiras regressões indicam que não há diferença estatisticamente significativa nos efeitos sobre curta-distância e longa-distância, independentemente da janela temporal observada.

Quando apenas longos deslocamentos são considerados, o impacto da fusão sobre os preços praticados pelos tratados se reduz para 151% quando considerada a primeira janela temporal e 136% considerando todo o período de tempo. Ainda, ambas as estimativas são estatisticamente significantes ao nível de 1%. Logo, conforme essa regressão, o efeito da fusão é menor nos transportes de longa distância, em ambos os períodos.

Conclusivamente, a partir dos dados obtidos e do modelo especificado, as preocupações levantadas pelo CADE se confirmaram. A concentração conferiu às empresas um grande poder de mercado, o que resultou em expressivos aumentos de preços para o transporte de ambas as mercadorias. Os exportadores de soja e de farelo de soja foram negativamente afetados pela operação. Ainda, as restrições impostas pelo Conselho não foram suficientes para impedir tal abuso de poder.

Há que ser notado que o aumento nesses preços não afeta somente os produtores de soja. Em verdade, esse aumento é repassado, pelo menos parcialmente, para todos os consumidores internacionais dos produtos, diretos ou indiretos. Assim, a soja e o farelo de soja acabam perdendo competitividade no mercado internacional, prejudicando as exportações do país.

5 Conclusão

Este trabalho se propôs a contribuir para a literatura de análise empírica de efeitos de concentrações horizontais sobre os preços. A concentração estudada, ocorrida em 2006, envolveu duas empresas de transporte ferroviário de cargas: a ALL – América Latina Logística e a BRASIL FERROVIAS. Em sua análise, argumentou o CADE que haveria uma concentração no mercado de transporte ferroviário de soja e de farelo de soja com destino aos portos brasileiros, onde são exportados. Mesmos assim, optou-se por aprovar a operação com algumas restrições.

Analizou-se, assim, o impacto da operação sobre os preços de transporte de soja e de farelo de soja praticados pela empresa resultante. Para tanto, foram utilizados dados coletados pela Agência Nacional de Transportes Terrestres – ANTT, e utilizada uma modelagem de primeiras diferenças, que compara a evolução dos preços do grupo de tratados em relação a um grupo de controle definido, os quais recebem os mesmos choques externos. Tal modelagem permite, portanto, isolar os efeitos provocados pela concentração sobre os preços das firmas concentradas.

Nas duas janelas temporais definidas, as quais tentam captar efeitos de poder de mercado e de eficiências, as estimativas obtidas indicaram que a fusão alterou consideravelmente o padrão de preços praticados pelas empresas concentradas, ALL e FERROBAN. Considerando a janela temporal de 25 meses, houve um aumento, relativo ao grupo de controle, de 219% no preço do transporte de soja e 57% no preço do transporte de farelo de soja. Os efeitos se reduzem quando considerado todo o período disponível, 197% e 54% respectivamente, sendo que este último não apresenta significância estatística.

A operação, ao acabar com a competição no transporte de soja do centro-oeste do Brasil até os portos da região sul e sudeste, implicou um grande poder de mercado para as empresas. E as restrições para aprovação impostas pelo CADE não foram suficientes para evitar que houvesse o abuso desse poder. Dessa forma, os produtores de soja e de farelo de soja, bem como seus consumidores, atingidos indiretamente, foram substancialmente prejudicados com a fusão.

Em verdade, o problema exposto, representado pelo poder de mercado detido pelas companhias ferroviárias, pode ter origem em outro fator mais grave: o problema regulatório ao definir o *price-cap*. O preço teto deveria estar fixado no nível que prevaleceria caso o mercado apresentasse competição perfeita. No entanto, como foi argumentado, o *price-cap* encontra-se além dos preços praticados pelas ferrovias, levando ao entendimento que o limite fixado está acima do preço de monopólio. A correção desse teto impediria o exercício de poder de mercado pelas companhias ferroviárias e corrigiria as distorções apresentados no transporte de soja e de farelo de soja.

Deve ser ressaltado que as conclusões aqui obtidas, mesmo em conjunto com aquelas alcançadas pela literatura exposta, não podem ser generalizadas para inferir sobre algum viés da política antitruste, conforme ressalta Carlton (2009). Os casos analisados, como já enfatizado, concentram-se em apenas algumas indústrias e em casos que geraram polêmica, por terem sido aprovados mesmo com alta possibilidade de abuso de poder de mercado.

6 Referências Bibliográficas

- [1] ABADIE, A. “Semiparametric difference-in-differences estimators”. **The Review of Economics Studies**, v, 72, n. 1, 2005.
- [2] ANTT. Nota Técnica nº 027/2006/SUREF, Processo Administrativo nº 50500.024581/2006-14. Agência Nacional de Transportes Terrestres, 2006.
- [3] ASHENFELTER, O. “Estimating the effect of training programs on earnings”. **Review of Economics and Statistics**, v.60, n.1 , 1978.
- [4] ASHENFELTER, O. e D. CARD. “Using the longitudinal structure of earnings to estimate the effect of training programs”. **Review of Economics and Statistics**, v. 67, n. 4, 1985.
- [5] ASHENFELTER, O. e D. HOSKEN. “The effect of mergers on consumer prices: evidence from five selected studies”. **NBER Working Paper Series**, working paper 13859, 2008.
- [6] ASHENFELTER, O., D. HOSKEN e M. WEINBERG. “Generating evidence to guide merger enforcement”. **NBER Working Paper Series**, working paper 14798, 2009.
- [7] BARTON, D. e R. SHERMAN. “The price and profit effects of horizontal merger: a case study”. **The Journal of Industrial Economics**, v. 33, n. 2, 1984.
- [8] BERTRAND, M., E. DUFLO e S. MULLAINATHAN. “How much should we trust differences-in-differences estimates?”. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 119, n.1, 2004.
- [9] BLUNDELL, R., A. DUNCAN e C. MEGHIR. “Estimating labor supply responses using tax reforms”. **Econometrica**, v. 66, n.4, 1998.
- [10] BORENSTEIN, S. “Airline mergers, airport dominance, and market power”. **The American Economic Review**, v. 80, n. 2, Papers and Proceedings of the Hundred and Second Annual Meeting of the American Economic Association, 1990.
- [11] CADE. Voto do Conselheiro-Relator Luis Fernando Schuartz. Versão Pública. Conselho Administrativo de Defesa Econômica, Ministério da Justiça, 2007.
- [12] CARD, D. “The impact of the Mariel Boatlift on the Miami labor market”. **Industrial and Labor Relations Review**, v. 43, n. 2, 1990.
- [13] CARD, D. e A. KRUEGER. “Trends in relative black-white earnings revisited”. **American Economic Review**, v. 83, n. 2, Papers and Proceedings of the Hundred and Fifth Annual Meeting of the American Economic Association, 1993.
- [14] CARLTON, D. “The need to measure the effect of merger policy and how to do it”. **Competition Policy International Journal**, v. 5, n. 1, 2009.
- [15] CHOUINARD. H. e J. PERLOFF. “Gasoline price differences: taxes, pollution regulations, mergers, market power, and market conditions”. **The B.E. Journal of Economic Analysis & Policy**, v. 7, n. 1, 2007.

- [16] DONALD, S e K. LANG. “Inference with difference in differences and other panel data”. **The Review of Economics and Statistics**, v. 89, n. 2, 2007.
- [17] EISSA, N. e J. LIEBMAN. “Labor supply response to the earned income tax credit”. **Quartely Journal of Economics**, v. 111, n.2, 1996.
- [18] FARRELL, E., P. PAUTLER e M. VITA. “Economics at the FTC: retrospective merger analysis with a focus on hospitals”. **Review of Industrial Organization**, v. 35, n. 4, 2009.
- [19] FOCARELLI D. e F. PANETTA. “Are mergers beneficial to consumers? Evidence from the market for bank deposits”. **The American Economic Review**, v. 93, n. 4, 2003.
- [20] GAYNOR, M., R. MORENO-SERRA e C. PROPPER. “Death by market power: reform, competition and patient outcomes in the national health service”. **NBER Working Paper Series**, working paper 16164, 2010.
- [21] GUGLER, K., D. MUELLER, B. YURTOGLU e C. ZULEHNER. “The effects of mergers: an international comparison”. **International Journal of Industrial Economics**, v. 21, n. 5, 2003.
- [22] HAAS-WILSON, D. e C. GARMON. “Two hospital mergers on Chicago`s North Shore: a retrospective study”. Bureau of Economics, Federal Trade Economics, working paper n. 294, 2009.
- [23] HUNTER, G., G. LEONARD e G. OLLEY. “Merger retrospective studies: a review”. **Antitrust**, v. 23, n. 1, 2008.
- [24] IMBENS, G. e J. WOOLDRIDGE. “Recent developments in the econometrics of program evaluation”. **NBER Working Paper Series**, working paper 14251, 2008.
- [25] KARIKARI, J., S. BROWN e M. NADJI. “The Union Pacific/Southern Pacific railroads merger: effect of trackage rights on rates”. **Journal of Regulatory Economics**, v. 22, n. 3, 2002.
- [26] KIM, H. e V. SINGAL. “Mergers and market power: evidence from the airline industry”. **The American Economic Review**, v. 83, n. 3, 1993.
- [27] MEYER, B., K. VISCUSI e D. DURBIN. “Workers compensation and injury duration: evidence from a natural experiment”. **American Economic Review**, v. 85, n. 3, 1995.
- [28] MCCABE, M. “Journal pricing and mergers: a portfolio approach”. **The American Economic Review**, v. 92, n.1, 2002.
- [29] OECD. Regulatory impact analysis: best practices in OECD Countries. Organisation for Economic Co-operation and Development. Paris, 1997.
- [30] PAUTLER, P. “Evidence on Mergers and Acquisitions”. **Antitrust Bulletin**, v. 48, n. 1, 2003.
- [31] PRAGER. A . e T. HANNAN. “Do substancial horizontal mergers generate significant price effects? Evidence from the banking industry”. **The Journal of Industrial Economics**, v. XLVI, n. 4, 1998.

- [32] SALGADO, L. e E. BORGES. “Análise de impacto regulatório: uma abordagem exploratória”. Texto para discussão nº 1463, IPEA, 2010.
- [33] SEAE. Ato de concentração no. 08012.005747/2006-21. Parecer nº 06510/2006/RJ. Secretaria de Acompanhamento Econômico, Ministério da Fazenda, 2006.
- [34] SEAE e SDE. Guia para Análise de Atos de Concentração Horizontal. Portaria Conjunta SEAE/SDE nº 50, de 1º de agosto de 2001. Secretaria de Acompanhamento Econômico, Ministério da Fazenda e Secretaria de Direito Econômico, Ministério da Justiça, 2001.
- [35] SIMPSON, J. e C. TAYLOR. “Do gasoline mergers affect consumer prices? The Marathon Ashland Petroleum and Ultramar Diamond Shamrock transaction”. **Journal of Law and Economics**, v. 51, n. 1, 2008.
- [36] TAYLOR, C. e D. HOSKEN. “The economic effects of the Marathon-Ashland joint venture: the importance of industry supply shocks and vertical market structure”. **The Journal of Industrial Economics**, v. LV, n. 3, 2007.
- [37] TENN, S. “The price effects of hospital mergers: a case study of the Sutter-Summit transaction”. Bureau of Economics, Federal Trade Economics, working paper n. 293, 2008.
- [38] THOMPSON, A. “The effect of hospital mergers on inpatient prices: A case study of the New Hanover-Cape Fear transaction”. Bureau of Economics, Federal Trade Economics, working paper n. 295, 2009.
- [39] VITA, M. e S. SACHER. “The competitive effects of not-for-profit hospital mergers: a case study”. **The Journal of Industrial Economics**, v. XLIX, n. 1, 2001.
- [40] WEINBERG, M. “The price effects of horizontal mergers”. **Journal of Competition Law & Economics**, v. 4, n. 2, 2007.
- [41] WOOLDRIDGE, J. “Basic linear unobserved effects panel data models”. IN: **Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data**. Cambridge e London: The MIT Press, 2002.