

Universidade de Brasília  
Faculdade de Economia, Administração, Contabilidade e  
Ciência da Informação e Documentação – FACE  
Departamento de Economia

## **Regressão diferenças em diferenças: uma análise de fusões no setor hospitalar brasileiro**

Nome: Pedro Paulo Bartholo Ghiradini  
Prof. Doutor: Victor Gomes e Silva

Brasília  
Abril, 2015



Universidade de Brasília  
Faculdade de Economia, Administração, Contabilidade e  
Ciência da Informação e Documentação – FACE  
Departamento de Economia

**PEDRO PAULO BARTHOLO GHIRALDINI**

## **Regressão diferenças em diferenças: Uma análise de fusões no setor hospitalar brasileiro**

Dissertação de mestrado submetida ao Programa de Pós-Graduação em Teoria Econômica da Universidade de Brasília, apresentada em 10/04/2015 como um dos requisitos para obtenção do título de Mestre em Economia.

### **Banca examinadora**

---

Prof. Dr. Victor Gomes e Silva (Orientador)

---

Prof. Dr. Luiz Alberto Esteves (Membro)

---

Prof. Dr. Ricardo Machado Ruiz (Membro)

Brasília  
Abril, 2015

## **Agradecimentos**

Ao professor Victor Gomes, pela orientação, suporte e comentários essenciais para elaboração desta dissertação.

Ao professor Luiz Alberto Esteves, por sugerir a implementação do escore de propensão neste trabalho.

A todos os professores da Universidade de Brasília, pela oportunidade de compartilhar o qualificado conhecimento e cobrança neste curso de mestrado.

À minha família, pelo suporte, conselhos e compreensão da ausência que o estudo exigiu.

Aos meus amigos, grandes companheiros.

“A mente que se abre a uma nova  
ideia jamais voltará ao seu  
tamanho original.” – Albert Einstein

## Resumo

O trabalho estima o impacto de algumas fusões horizontais hospitalares brasileiras sobre variáveis de infraestrutura, através da utilização da regressão diferenças em diferenças. A base de dados foi retirada do cadastro nacional de estabelecimentos de saúde (CNES) entre o período de 2006 a 2014. As regressões foram estimadas através de mínimos quadrados ordinários com erro padrão robusto de White e painel com efeitos fixos. Ademais, esse estudo utiliza o escore de propensão para selecionar um grupo de controle, pareado através do método de vizinho mais próximo, mais similar aos estabelecimentos envolvidos na fusão. Os resultados da estimação mostram que as fusões geram impactos significativos sobre variáveis de infraestrutura e que a metodologia diferenças em diferenças é bastante sensível a variações no grupo de controle.

**Palavras-chave:** Fusões hospitalares, regressão diferenças em diferenças, escore de propensão

## Abstract

This paper estimates the impact of some Brazilians hospital horizontal merges on infrastructure variables by using the difference in differences regression. The database was removed from the “cadastro nacional de estabelecimentos de saúde, CNES” (national register of health establishments) between the years 2006 and 2014. The regressions were estimated by the method ordinary least squares with White’s robust standard error and panel with fixed effects. Furthermore, this study uses the propensity score to select a control group, matched by the nearest neighbor method, to get establishments more similar to those involved in the merger. The results of the estimations show that mergers generate significant impacts on infrastructure variables and the methodology difference in differences is quite sensitive to changes in the control group.

**Key-words:** Hospital horizontal merges, differences in differences regression, propense escore matching

## Sumário

1) Introdução .....	1
2) Atos de concentração .....	3
2.1) Tipos de fusões e seus efeitos.....	3
2.2) Fusões no Brasil e o Setor Hospitalar.....	5
2.3) Revisão Bibliográfica .....	7
3) Metodologia.....	16
3.1) Diferenças em diferenças .....	16
3.2)Revisão Bibliográfica .....	22
3.3) Base de dados .....	24
4) Análise de fusões: casos brasileiros .....	26
4.1) Atos de concentração selecionados .....	26
4.2) Filtragem dos dados .....	29
4.3) Resultados .....	30
4.3.1) Grupo de controle geral .....	30
4.3.1.1) Caso Rede D'Or – Hospital São Luiz.....	31
4.3.1.2) Caso Rede D'Or – Hospital Nossa Senhora de Lourdes e Hospital da Criança .....	36
4.3.2) Análise dos resultados e problemas .....	40
4.3.3) Escore de propensão e redução do viés de seleção .....	41
4.3.3.1) Resultados das regressões utilizando o escore de propensão.....	48
4.3.4) Análise dos resultados e conclusões .....	51
5) Conclusão .....	53
6) Referências Bibliográficas.....	55

## **Lista de Abreviações**

DID – Diferenças em diferenças

SUS – Sistema Único de Saúde

CNES – Cadastro Nacional de Estabelecimentos de Saúde

DATASUS – Departamento de Informática do Sistema único de Saúde

AC – Ato de concentração

CADE – Conselho Administrativo de Defesa Econômica

SEAE – Secretaria de Acompanhamento Econômico

HSL – Hospital São Luiz

HNSL – Hospital Nossa Senhora de Lourdes

HC – Hospital da Criança

## **Tabelas**

**Tabela 1:** Classificação de fusões e seus possíveis objetivos

**Tabela 2:** Condição necessária para fusões lucrativas em um oligopólio de Cournot

**Tabela 3:** Distância aproximada e tempo de deslocamento dos hospitais da SLOH ao HMB

**Tabela 4:** Distâncias a partir do HNSL (em linha reta)

**Tabela 5:** Valores estimados do impacto da fusão (coeficiente  $\beta$ ) e p-valores respectivos para o ato de concentração entre Rede D'Or – São Luiz (período 2006 – 2014)

**Tabela 6:** Valores estimados do impacto da fusão (coeficiente  $\beta$ ) e p-valores respectivos para o ato de concentração entre Rede D'Or – São Luiz (período 2005 – 2013)

**Tabela 7:** Valores estimados do impacto da fusão (coeficiente  $\beta$ ) e p-valores respectivos para o ato de concentração entre Rede D'Or – São Luiz (período 2005 – 2012)

**Tabela 8:** Valores estimados do impacto da fusão (coeficiente  $\beta$ ) e p-valores respectivos para o ato de concentração entre Rede D'Or – Nossa Senhora de Lourdes/Hospital da Criança (período 2006 – 2014)

**Tabela 9:** Valores estimados do impacto da fusão (coeficiente  $\beta$ ) e p-valores respectivos para o ato de concentração entre Rede D'Or – Nossa Senhora de Lourdes/Hospital da Criança (período 2006 – 2013)

**Tabela 10 :** Estimação modelo probit para variável de tratamento

**Tabela 11 :** Soma das probabilidades de propensão a participar do tratamento e algumas estatísticas

**Tabela 12:** Efeito médio do tratamento sobre tratados para as características utilizadas na estimação do escore de propensão

**Tabela 13:** Estatísticas e porcentagem de viés para as variáveis independentes utilizadas no cálculo do escore de propensão

**Tabela 14:** Valores estimados (escore de propensão) do impacto da fusão (coeficiente  $\beta$ ) e p-valores respectivos para o ato de concentração entre Rede D'Or – São Luiz (período 2006 – 2014)

**Tabela 15:** Valores estimados (escore de propensão) do impacto da fusão (coeficiente  $\beta$ ) e p-valores respectivos para o ato de concentração entre Rede D'Or – São Luiz (período 2006 – 2013)

**Tabela 16:** Valores estimados (escore de propensão) do impacto da fusão (coeficiente  $\beta$ ) e p-valores respectivos para o ato de concentração entre Rede D'Or – São Luiz (período 2006 – 2012)

## 1) Introdução

Atualmente inúmeras empresas estão praticando atos de concentração ao redor do mundo. O principal incentivo por trás dessas transações está em aumentar o poder de mercado dessas empresas, fazendo com que tais possam exercer maior controle sobre o setor no qual elas operam. Esses atos de concentração, portanto, normalmente geram uma maior concentração, onde as empresas possuem maior controle sobre a variável preço. Entretanto, de acordo com a teoria microeconômica, quanto mais concentrado um mercado, maior a possibilidade desse se afastar do paradigma da concorrência perfeita. Ou seja, mais o preço se afasta do custo marginal e as empresas auferem lucro econômico positivo. Dessa forma, como fusões e aquisições tendem a gerar prejuízos aos agentes econômicos, o Estado costuma intervir, regulando o processo de concentração entre empresas.

Todavia, os efeitos dessas fusões/aquisições não são só negativos. Podemos citar tanto pontos positivos quanto negativos nesse processo. Do lado dos positivos estão, entre outros, redução de custos e economias de escala. O efeito negativo mais clássico por trás de uma operação de concentração é o poder de mercado, que por consequência direta pode gerar aumento de preços e redução da quantidade produzida. Na literatura existem diversos trabalhos que tratam de efeitos de fusões e aquisições, onde são empregadas ferramentas de teoria dos jogos, diferenciação de mercado, métodos de estimação econométricos e modelos específicos, como o trabalho desenvolvido por Shapiro e Farrel (2008), que introduz a ideia da UPP (*upward price pressure*). O instrumento mais utilizado por cortes de regulação de concentração econômica são os índices de concentração, como o HHI (Índice de Herfindahl-Hirschman), por ser um instrumento de fácil interpretação e aplicação.

Dessa forma, o primeiro desafio desse trabalho era aplicar uma ferramenta que fosse capaz de suprir os dados disponíveis e existentes para analisar fusões que ocorreram no setor hospitalar brasileiro nos últimos anos. A principal base de dados disponível para o setor é fornecida pelo CNES (Cadastro Nacional de Estabelecimentos de Saúde). Informações referentes a receitas e preços, porém, não são disponibilizadas, impossibilitando a replicação de trabalhos como da Dafny (2009), que será apresentado brevemente nesse estudo. Diante dessas dificuldades e como o objetivo principal do trabalho é analisar fusões ocorridas no setor hospitalar brasileiro, buscou-se alguma alternativa para a aplicação empírica. A ferramenta escolhida foi capaz de lidar com os dados de infraestrutura hospitalar disponíveis e fornecer uma estimativa do impacto da fusão, o método regressão Diferenças em Diferenças (DID).

Essa metodologia foi escolhida porque permite isolar o efeito de interesse através da comparação com um grupo de controle, sendo muito utilizada como um método de avaliação de impacto. Dessa forma, utilizam-se dois grupos: o de tratados e o de

controle. Tratados seriam os hospitais envolvidos no ato de concentração e no grupo de controle estariam aqueles hospitais que tenham características semelhantes àqueles envolvidos nas fusões. Como dito, tal ferramenta é capaz de isolar o efeito da fusão sobre alguma variável de infraestrutura hospitalar, excluindo choques exógenos que possam afetar tal variável (esse é o papel da utilização do grupo contrafactual).

Os casos escolhidos para análise foram compras realizadas pela Rede D'Or no Estado de São Paulo entre 2010 e 2012: a aquisição de hospitais do antigo grupo São Luiz e a compra de centros de saúde do grupo Nossa Senhora de Lourdes, os quais envolviam os Hospitais da Criança e Nossa Senhora de Lourdes (ambos localizados na mesma rua da capital paulista). Os resultados das regressões rodadas para leitos e equipamentos desses casos mostram que, de fato, o ato de concentração, por si só, gera significativos impactos sobre as variáveis de infraestrutura hospitalar. No caso da compra do Hospital São Luiz, por exemplo, foi gerado um considerável crescimento de 42,3% no número de leitos cirúrgicos (para MQO com erro padrão robusto de White, utilizando o grupo de controle de hospitais do Estado de São Paulo e considerando o período de 2006 até 2014), isso excluindo outros choques externos que possam ter afetado essa variável. Assim, conclui-se que as fusões são capazes de impactar variáveis de infraestrutura hospitalar.

O presente trabalho organiza-se da seguinte forma: o capítulo 2 apresenta um breve resumo sobre os efeitos de fusões, uma análise da evolução do número de atos de concentração no Brasil e trás uma revisão bibliográfica mais voltada para trabalhos que tratam de fusões no setor hospitalar. O capítulo 3, por sua vez, faz uma análise minuciosa da ferramenta diferenças em diferenças, discorrendo sobre seus pontos fortes e fracos. Ademais, trata sobre a base de dados utilizada no estudo e traz uma pequena revisão bibliográfica de alguns artigos que dispõem sobre ferramentas de análise de impacto. Já o capítulo 4 apresenta os resultados das estimações realizadas nesse trabalho com uma análise crítica e elucida pontos fracos do estudo, que poderão ser alvo de futuros estudos. O capítulo 5 conclui a dissertação.

## 2) Atos de concentração

### 2.1) Tipos de fusões e seus efeitos

Atualmente, é possível acompanhar uma verdadeira revolução no mercado mundial. Diversas empresas dos mais variados setores estão “unindo suas forças” para aumentar sua fatia do mercado, exercendo assim maior participação sobre o setor nos quais elas operam. Mais especificamente, essas empresas estão praticando atos de concentração: fusões e aquisições. A diferença entre esses tipos de atos é basicamente o fato de que em uma fusão necessariamente uma nova empresa é constituída, já numa aquisição a empresa incorporadora se mantém ativa e a incorporada é extinta, Pepall et al (2008).

Segundo Rosseti (2001), a partir da globalização mundial, vários mercados se interligaram, acirrando a competição de maneira nunca vista na história econômica. Esse fato impulsionou de maneira considerável o aumento de transações de fusões e aquisições entre empresas. Mas porque duas empresas decidem unir suas forças? Existem várias possíveis respostas para essa pergunta. Do ponto de vista econômico, a principal motivação é aumentar o lucro. Todavia, pode-se citar vários pontos positivos e negativos por detrás desses atos.

Do lado positivo, temos, entre outros, redução de custos, economias de escala e ganhos de mercado. Reduções de custos ocorrem por vários motivos. Se as empresas possuírem uma função de produção que apresente retornos crescentes de escala, com a fusão, ela irá produzir mais e, portanto, o custo marginal de produção será decrescente (daí surge as economias de escala). O ato de concentração também pode gerar tanto a especialização como a eliminação de duplicações produtivas, ambos reduzindo custos. Ganho de mercado ocorre naturalmente, pois as empresas envolvidas na fusão unem suas forças, aumentam sua produção e, por conseguinte, o *market share*.

Porém, nem sempre os resultados dos atos de concentração são benéficos, uma vez que quanto mais concentrado um setor, maior o poder de mercado das empresas que atuam nesse. Portanto, do lado negativo, podemos citar aumento de preços, gerado pelo maior poder de mercado, e redução do excedente do consumidor, que é uma consequência direta do aumento de preços (caso não haja correspondente aumento de oferta).

Numa análise de fusões não se pode discorrer sobre seus efeitos sem citar o papel regulador do Estado. Essa intervenção é corroborada justamente por essas consequências negativas, onde a partir do *Sherman Act*, primeira intervenção antitruste que ocorreu nos Estados Unidos na década de 1880, os agentes econômicos começaram a perceber que as fusões poderiam gerar efeitos negativos que suplantavam os positivos. Com isso, o Estado passou a desenvolver legislação antitruste e a apreciar sobre atos de concentração. Ademais, a regulação também é

feita de forma que beneficie não só os consumidores, mas o produtor. A determinação do preço é feita de tal forma onde a continuidade do serviço seja garantida.

A partir da criação das agências reguladoras na Inglaterra em meados de 1980, a crescente utilização dos marcos regulatórios nos Estados Unidos no século XX e a adoção destas agências, mais recentemente, pelos mais variados países, como Brasil, França, Japão e etc, os monopólios naturais passaram a sofrer intervenção estatal, com o intuito de reduzir seu poder de mercado, Giambiagi (2011). O órgão regulador, dessa forma, exige que tais empresas monopolísticas adotem o preço de Ramsey ( $P = CMe$ ), que diminui o poder de mercado dessas e gera condições para que elas continuem operando. Segundo Mas-Colell et al (1995), como essas empresas se deparam com uma curva de custo médio decrescente, onde a curva de custo marginal está sempre abaixo dessa, caso a agência determinasse a igualdade do preço ao custo marginal, teria-se que esse preço seria inferior ao custo médio, inviabilizando a manutenção da produção.

No Brasil, os órgãos responsáveis pela análise e apreciação de atos de concentração são os Ministérios da Fazenda, através da Secretaria de Acompanhamento Econômico e o Ministério da Justiça, indiretamente através do Conselho Administrativo de Defesa econômica, que é uma autarquia. Juntos, tais formam o Sistema Brasileiro de Defesa da Concorrência – SBDC.

No que se refere aos tipos de fusão, essas são classificadas em três tipos: vertical, horizontal e por conglomerados. A tabela a seguir, retirada do sítio do BNDES, resume essa classificação:

**Tabela 1:** Classificação de fusões e seus possíveis objetivos

Tipo	Definição	Possíveis objetivos
Horizontal	Fusões dentro de uma mesma indústria ou segmento	Obter economias de escala e escopo Elevação do market-share Penetrar rapidamente em novas regiões
Vertical	Fusões de empresas que estão à frente ou atrás da cadeia produtiva	Maior controle sobre as atividades Proteção do investimento principal Maior facilidade na distribuição dos produtos Assegurar matérias-primas (eventualmente a custos mais baixos)
Concêntrica	Fusões de empresas com produtos ou serviços não similares que apresentam algum tipo de sinergia	Diminuição dos custos de distribuição Diversificação do risco Adquirir rapidamente o know-how no setor Ampliar a linha de produtos Entrar em novos mercados
Conglomerado Puro	Fusões sem qualquer tipo de sinergia	Diversificação do risco Aproveitar as oportunidades de investimento

Fonte: BNDES

Em suma, uma concentração é considerada horizontal quando ocorre entre empresas do mesmo setor e que vendem produtos similares. Os objetivos são basicamente aqueles supracitados: elevação de *market share* e obtenção de economias de escala. Já a vertical é aquela que ocorre entre empresas do mesmo setor, mas que estão em posições diferentes na cadeia produtiva. Os objetivos desse tipo de concentração são peculiares: facilitar obtenção de insumos de produção, facilitar distribuição de produtos e controle da cadeia produtiva inteira de um setor. As conglomerações, por sua vez, são concentrações que ocorrem entre empresas de produtos não similares, com ou não algum tipo de sinergia entre os produtos. A maior motivação para esse tipo de transação é a diversificação do risco, pois, obviamente, também existe risco associado à atividade produtiva, como falência.

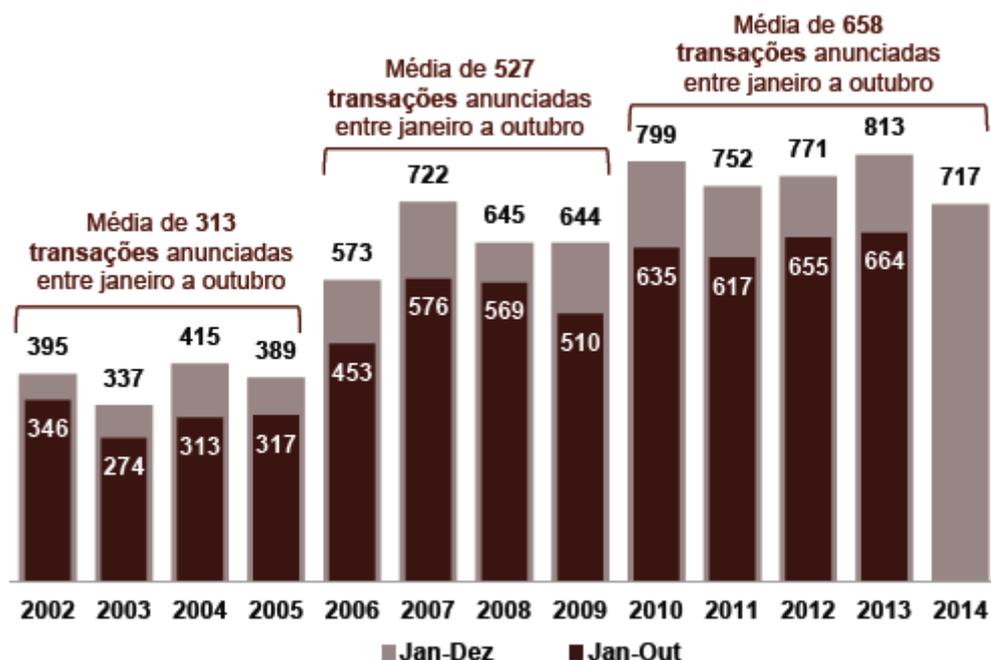
Um exemplo de fusão horizontal seria a fusão entre Sadia e Perdigão, duas empresas do ramo de alimentos, onde ambas vendiam uma gama de produtos, porém similares. Já uma fusão vertical seria a compra de uma fábrica de pneus pela Volkswagen. Em outras palavras, a montadora de automóveis estaria adquirindo uma empresa que produz uma das peças utilizadas na produção: pneus. Ou seja, é uma transação que envolve dois produtos diferentes, mas que estão na mesma cadeia produtiva.

## 2.2) Fusões no Brasil e o Setor Hospitalar

Segundo Rosseti (2001), o processo de fusões no Brasil se acelerou na década de oitenta. Nesse período o país passou por um ciclo de reengenharia de negócios, impulsionados pela globalização de mercados reais, intensificação do fluxo de investimentos estrangeiros diretos, redução dos mecanismos nacionalistas de proteção, remoção de barreiras à entrada de capitais estrangeiros e privatizações.

Atualmente, o número de fusões e aquisições apresenta uma tendência de crescimento. Segundo o relatório da PwC (*network* global de firmas separadas e independentes que prestam serviços de acessória/auditoria tributária e empresarial), em 2002, o número de transações de fusão foi de 395. Já em 2013 esse número se elevou para 813 transações, conforme podemos observar na Figura 1:

**Figura 1:** Número de transações de fusões e aquisições no Brasil entre 2002 e 2014 (até outubro/14)



Fonte: PwC

Portanto, há uma clara tendência de crescimento no número de transações de fusões no país. Obviamente, essa tendência também é impulsionada por variáveis exógenas e pelo cenário macroeconômico, mas de maneira geral o gráfico acima mostra que o mercado tem se mostrado bastante aquecido.

Já no setor hospitalar também houve um aumento considerável do número de atos de concentração, principalmente pela maior participação da Rede D'Or São Luiz<sup>1</sup>, que vem adquirindo diversos hospitais e centros de saúde, principalmente em São Paulo, Rio de Janeiro, Pernambuco e, mais recentemente, no Distrito Federal. A participação do Grupo Unimed Brasil<sup>2</sup> e Rede Amil também são elevados.

Devido a esse crescente processo de concentração e elevação do poder de mercado das empresas, diversos debates acerca da organização industrial vem se desenvolvendo, principalmente sobre a política antitruste para firmas diferenciadas. Segundo Ruiz et al (2014), a tendência atual dos formuladores de políticas *antitruste* é a de se considerar cada vez mais mercados relevantes, diferenciação de produtos e serviços e a classificação e hierarquização de concorrentes, num progressivo movimento de mapeamento do espaço concorrencial. Dessa forma, *market shares* e índices de concentração tendem a ter menor importância nas definições de efeitos anticoncorrenciais de operações de mercado.

<sup>1</sup> É hoje a maior operadora independente de hospitais no Brasil. Fundada em 1977, no Rio de Janeiro, possui atualmente 27 hospitais próprios, 3 sob construção e 1 sobre gestão. Segundo o próprio sítio da Rede, atende mais de 2,66 milhões de pacientes por ano em emergência.

<sup>2</sup> Opera em 107 hospitais, sendo 11 próprios, com mais de 91 milhões de consultas/ano.

### 2.3) Revisão Bibliográfica

A literatura acerca de fusões horizontais é bastante ampla e considera diversas situações de mercado. Quando se pensa em uma fusão, imagina-se que as firmas envolvidas na transação sempre sairão ganhando. Porém, na literatura, existem trabalhos que mostram que nem sempre é o caso. O mais clássico exemplo desse problema é o **paradoxo da fusão**, que ocorre em oligopólios de Cournot. Para entender esse paradoxo, considere que um mercado oligopolista de Cournot possua  $N$  firmas, onde  $N > 2$ , que produzem um produto homogêneo e tenham a mesma função custo, dada por:

$$C(q_i) = cq_i$$

Onde  $q_i$  é o produto da firma "i". A função de demanda é linear e, na sua forma inversa, é dada pela equação:

$$P = A - BQ = A - B(q_i + Q_{-i})$$

Onde  $Q$  é o produto agregado produzido pelas  $N$  firmas e  $Q_{-i}$  é o produto agregado de todas as firmas, excetuando a firma "i". Resolvendo o jogo de Cournot, onde as firmas escolhem suas quantidades produzidas simultaneamente, encontramos a função lucro, que para cada firma é da forma:

$$\pi_i = [(A - c)^2 / (B(N + 1)^2)] \quad (1)$$

Supondo que  $M \geq 2$  dessas firmas decidam realizar uma fusão, excluindo o caso extremo de se formar um monopólio ( $M < N$ ), temos que o lucro de Cournot dessas firmas, após solucionar as equações será de:

$$\pi_i = [(A - c)^2 / (B(N - M + 2)^2)] \quad (2)$$

Analisando as equações (1) e (2), podemos comparar o lucro das firmas que não se envolveram na transação na situação de pré e pós-fusão. Em geral, para essas firmas a fusão é benéfica, pois quanto menor o número de concorrentes num oligopólio de Cournot, menor a quantidade total produzida e, por consequência, maior o preço. Contudo, pode-se mostrar que, em geral, o lucro para essas firmas é maior do que na situação pós-fusão. Agora para as firmas envolvidas na transação a situação é diferente. Antes da fusão tínhamos  $N$  firmas que concorriam entre si. Com o ato de concentração, temos  $N - M$  firmas. Ou seja, uma parcela dessas se uniu e formou uma nova empresa. Para que a fusão seja rentável, a seguinte condição deve ser satisfeita:

$$[(A - c)^2 / (B(N - M + 2)^2)] \geq M * [(A - c)^2 / (B(N + 1)^2)] \quad (3)$$

O que implica em:

$$(N+1)^2 \geq M(N - M + 2)^2 \quad (4)$$

Para que a equação (4) seja satisfeita, é necessário que a fusão envolva uma grande quantidade de firmas, geralmente superando uma porcentagem de 80% do total de firmas do mercado, ou seja,  $0,8N$ . A tabela 1 abaixo mostra algumas dessas situações:

**Tabela 2:** Condição necessária para fusões lucrativas em um oligopólio de Cournot

N	5	10	15	20	25
%N	80	81,5	83,1	84,5	85,5
M	4	9	13	17	22

Fonte: Pepall (2008)

Portanto, a partir da análise da Tabela 1, concluímos que caso uma fusão envolva apenas duas firmas num mercado oligopolista de Cournot, tal gerará prejuízo para as firmas envolvidas na fusão e lucro para suas rivais, pois a condição descrita pela equação (3) não será satisfeita. Porém, como vimos, para que a fusão seja lucrativa, é necessário que uma porcentagem muito alta das firmas se funda, concentrando o mercado de maneira absurda. Obviamente, as cortes *antitruste* não permitiriam essa transação, alegando forte concentração de mercado. Assim, temos que esse é o paradoxo da fusão, que muitas vezes inviabilizaria o ato de concentração.

Todavia, as estatísticas mostram que, no mundo, o número de transações de fusões e aquisições só cresce, contrapondo esse paradoxo. Podemos responder esse problema através de alguns argumentos: primeiro, existem vários tipos de mercado, com produtos diferenciados ou não, concorrência perfeita ou quase-perfeita, concorrência em preços e etc. Segundo, as hipóteses do modelo de Cournot podem não ser satisfeitas. Portanto, na literatura acerca de fusões horizontais existem diversos modelos que tratam das mais variadas situações de mercado. Nesse trabalho será apresentada uma pequena parte dessa literatura, mais voltada a fusões hospitalares e a artigos mais recentes e seminiais, como a contribuição trazida por Shapiro e Farrel (2010), que trata da UPP.

Como supracitado, diversos trabalhos tratam de modelos relacionados a fusões no setor hospitalar. Nos últimos anos, simulações de fusões horizontais foram facilitadas a partir dos avanços significativos na metodologia de estimação de modelos de demanda estrutural. Devido a isso, economistas estão sendo capazes de prever os efeitos de atos de concentração, enquanto antes apenas

extrapolavam resultados a partir de fusões já consumadas. Porém, para que as estimações dessas demandas estruturais sejam eficazes, são necessárias diversas hipóteses sobre os objetivos das firmas envolvidas na fusão e a demanda dos consumidores. Além disso, essas estimações dependem de desafiadores e intensivos cálculos computacionais, Dafny (2009).

Dessa forma, apesar da grande capacidade de predição dessas metodologias de demanda estrutural, tal é de difícil utilização. Devido a isso, modelos observacionais estão sendo bem receptados por analistas. Esse tipo de estudo, normalmente, compara empresas envolvidas no ato de concentração com outras não envolvidas. Dessa comparação surge o ponto fraco dessa metodologia: problemas de seleção. Esse clássico problema de seleção surge devido a possíveis diferenças não observáveis entre o grupo envolvido na fusão e aquele que é utilizado para comparação (controle). Isso ocorre porque qualquer fator omitido que seja correlacionado com a variável de resultado e com a probabilidade de fusão gerará estimativas viesadas do impacto desta.

Eckbo (1983) propõe uma metodologia interessante. Nela o foco da análise é totalmente retirado das empresas envolvidas na fusão e concentrada nas empresas rivais, que respondem aos efeitos da fusão. Segundo o autor, caso as firmas que fazem a fusão consigam subir seus preços devido ao novo poder de mercado, seus rivais também terão incentivo/possibilidade para segui-los, aumentando seus preços. Essa metodologia também é propensa a sofrer com viés de seleção, porém, as firmas envolvidas no ato de concentração que possuem rivais são significativamente diferentes daquelas que não possuem, minimizando esse efeito.

Dafny (2009) utiliza uma metodologia semelhante em um trabalho de fusão horizontal entre hospitais. A autora combina o estudo da resposta de firmas rivais com variáveis instrumentais. Ela estima o efeito, sobre o preço de uma firma, de fusões ocorridas entre rivais, utilizando como instrumento se tal firma está exposta ou não a essa fusão. Uma hipótese fundamental considerada pela autora é a de que essa variável instrumental é correlacionada com a probabilidade de uma fusão rival e não correlacionada com fatores não observáveis que afetam o preço ofertado por essa firma, satisfazendo assim as características de um instrumento, que é capaz de lidar com o problema da endogeneidade em regressões.

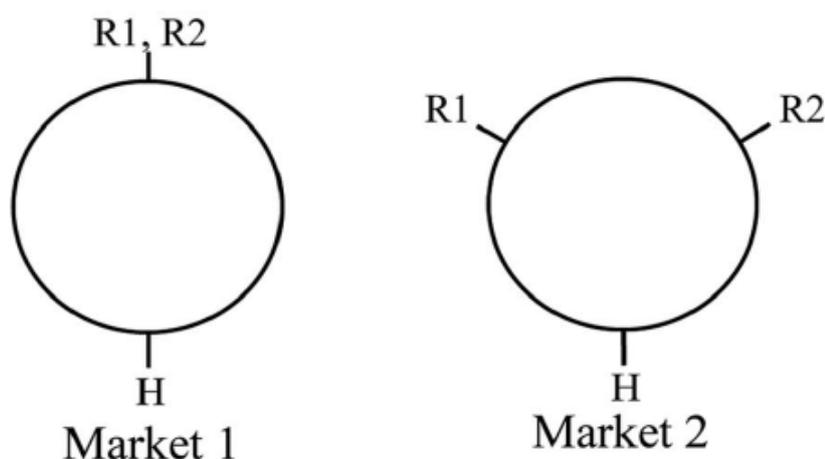
Essa metodologia é capaz de gerar estimativas não viesadas do efeito causal de fusões horizontais sobre produto. O instrumento proposto pela autora é a “colocação” das firmas. Dafny determina que hospitais colocados num raio de **três milhas** são mais propensos a se envolverem numa fusão. Isso ocorre porque dentro desse raio, há um grande incentivo para redução de custos a partir da eliminação de departamentos ou estruturas duplicadas e há uma maior possibilidade de subir preços, pois segundo Tay (2003), no setor hospitalar, localização é um fator de diferenciação para tratamento de pacientes. Ademais, hospitais dentro desse raio

têm uma probabilidade três vezes maior de se envolverem em uma fusão do que aqueles que não estão colocados em um raio de três milhas.

Já o instrumento utilizado para firma rival é uma que esteja colocada dentro de um raio de **sete milhas**. Ou seja, uma rival é determinada como um hospital que concorra com aqueles que estejam envolvidos na fusão e esteja numa pequena distância, no caso, sete milhas. O modelo desenvolvido no trabalho consiste numa aplicação da metodologia de diferenciação espacial de “cidade circular” de Salop. Nessa metodologia, as firmas maximizam seu lucro tomando a ação de suas concorrentes como dadas e essa diferenciação de produtos/serviços faz com que a receita auferida seja maior que os custos, gerando lucro econômico. Além disso, a localização de N firmas ao decorrer do círculo é determinada exogenamente e consumidores de massa “um” estão distribuídos uniformemente ao redor deste, de forma que há consumidores em todo perímetro do círculo.

Além disso, cada consumidor tem uma demanda unitária e atribuem um valor “v” para cada produto, independentemente da firma que produz. Para consumir da firma “j”, o consumidor “i” incorre num custo de transporte de  $t \cdot d_{i,j}$ , onde  $d_{i,j}$  denota a distância, sobre o perímetro do círculo, entre “i” e “j”. Na análise a autora considera duas situações, cada uma delas contendo três firmas (H, R1 e R2, onde H é o hospital de interesse e R denotam os rivais). Na situação um, as firmas rivais estão localizadas sobre o mesmo ponto do círculo e a H o mais longe possível delas. Já na segunda situação as três firmas estão colocadas de modo que o círculo foi dividido em três partes iguais. A figura X ilustra essas situações:

**Figura 2:** Situações hipotéticas de localização de hospitais no modelo de Salop



Fonte: Dafny (2009)

A principal variável em estudo do efeito da fusão é sobre preços. Dessa forma, a autora utiliza ambas situações para estimar o efeito de uma fusão entre as firmas rivais sobre preços da empresa H. Dafny (2009) deriva preços de equilíbrio pré e pós-fusão para ambas situações e compara-os de forma a determinar o efeito da colocação sobre a possibilidade de aumento de preços que uma fusão gera, utilizando como instrumento a resposta da firma H ao ato de concentração.

Para a situação um, caso o custo de transporte não seja muito caro, H irá deter um poder de monopólio e não será afetada pela fusão, proporcionando um crescimento sobre preços de aproximadamente 100%. Já na situação dois essa possibilidade é muito menor, pois naturalmente, na segunda situação, o preço de venda já era maior, uma vez que as firmas R já detinham certo poder de mercado pela maior distância entre elas. Dessa forma, o efeito sobre preços, pós-fusão, é menor.

A base de dados utilizada no estudo foi retirada da AHA (*American Hospital Association*), que fornece estatísticas referentes à localização, número de leitos e equipamentos, e do HCRIS (*Healthcare Cost Report Information System*), que fornece informações relacionadas a finanças anuais e utilização de capital instalado. O principal resultado encontrado é que firmas localmente colocadas subiram preços em aproximadamente 40%, em resposta a fusões entre firmas rivais.

Inicialmente, o objetivo dessa dissertação era replicar esse estudo, com algumas alterações, para analisar casos de fusão ocorridos no Brasil. Porém, devido à indisponibilidade de dados sobre preços de produtos/serviços hospitalares, a aplicação da análise da reação da firma rival sobre preço foi impossibilitada. Devido a isso, buscou-se uma metodologia alternativa e que se adequasse a base de dados disponível. Assim, a escolha por analisar fusões a partir de uma regressão diferenças em diferenças (que é uma técnica que permite isolar o efeito de interesse através da comparação com um grupo de controle) se tornou uma excelente alternativa, pois leitos e equipamentos poderiam ser utilizados como variável de resultado. Ademais, existe uma ampla literatura sobre metodologias de análise de fusões horizontais aplicado ao setor hospitalar. Os próximos parágrafos se dedicam a um breve resumo de alguns desses trabalhos.

Outro trabalho bastante importante, que trouxe grande influência sobre o estado das artes sobre fusões horizontais foi desenvolvido por Shapiro e Farrel (2008). Os autores criaram um indicador que é capaz de prever se uma fusão entre firmas rivais, principalmente em uma indústria de produtos diferenciados, é capaz de subir preços através efeitos unilaterais. Segundo os autores, uma fusão gera uma pressão de aumentos de preços (*upward prices pressure* - UPP), que é resultado de duas forças: a de aumento de preços proporcionados pelo maior poder de mercado e a de redução de preços, gerado pela redução de custos. Dessa forma, o teste realizado,

na sua forma mais íntegra, é feito de forma mais aprofundada para fusões onde o efeito líquido dessas forças gerasse uma pressão de aumento de preços.

Além disso, os autores argumentam que, até a época, os órgãos responsáveis por decisões antitruste utilizavam como principal indicador econômico as estatísticas de concentração de mercado, como o HHI. Essa metodologia ainda é utilizada por esses órgãos ao redor do mundo, mas Shapiro e Farrel (2008) argumentam que tal possui uma série de problemas e o indicador UPP seria mais eficiente em mercados onde ocorrem fusões entre empresas que vendem produtos diferenciados. O trabalho deriva o indicador UPP e considera diversas situações onde tal pode ser aplicado, demonstrando que em mercados onde há produtos diferenciados tal indicador é mais eficiente.

Schmalensee (2009) desenvolve uma análise minuciosa da nova ferramenta desenvolvida por Shapiro e Farrel (2008). O autor argumenta que a metodologia é muito interessante por ser capaz de medir o efeito quantitativo de fusões horizontais sem a necessidade de se definir mercados relevantes. No trabalho ele concorda com os argumentos desenvolvidos pelos autores de que a definição de mercados pode gerar problemas para a análise de fusões, principalmente em mercados com produtos diferenciados. Por sua vez, Schmalensee (2009) propõe algumas pequenas mudanças à metodologia UPP, que segundo o autor devem ser consideradas.

Shapiro e Farrel (2008), na forma mais simples da UPP, argumentam que após uma fusão entre duas firmas, tais reagem alterando seus preços, modificando seus lucros. Se considerarmos que a firma 1 aumentou seu preço,  $P_1$ , após algumas manipulações algébricas chegaremos ao seguinte resultado:

$$\Delta\pi_1 + \Delta\pi_2 = D_{1,2}(P_2 - C_2) - E_1 * C_1 = UPP > 0$$

Onde  $D_{1,2} < 1$  é uma taxa de desvio entre as firmas 1 e 2,  $P$  representa a variável preço, “ $C$ ” é o custo marginal e “ $E$ ” uma variável que determina o ganho de eficiência, que reduz o custo marginal pós-fusão. Isso ocorre porque  $0 < E_1 < 1$  e é válido que, pós-fusão,  $(1 - E_1) * C_1$ . Os autores consideram que o aumento de preços da firma 1 gera ganhos de eficiência e, portanto, redução de custos apenas para si. Schmalensee (2009), porém, afirma que essa hipótese é muito simplória, e propõe uma modificação, de forma que a firma 2 também seria afetado por um ganho de eficiência, chegando ao seguinte resultado:

$$D_{1,2}(P_2 - (1 - E_2) * C_2) - E_1 * C_1 = UPP' = UPP + E_2 * D_{1,2} * C_2$$

Assim, segundo o autor, caso UPP seja positivo, UPP' também será e será mais informativo sobre o aumento de preços gerado no período pós-fusão, já que tal considera todas as mudanças de custo geradas pela transação. Essa é a principal

contribuição feita por Schlamensee, que afirma em seu trabalho em vários momentos que Farrel e Shapiro (2008) foram responsáveis por uma contribuição gigantesca para a literatura sobre fusões horizontais, por todos os motivos supracitados.

Porém nem todos os trabalhos recentes vão contra a utilização de definições de mercados para análises *antitruste*, Gaynor et al (2012) comparam mercados geográficos produzidos através de metodologias *ad hoc* para aplicações de testes SSNIP (*small but significant and no-transitory increase in price*) para hospitais da Califórnia. Segundo os autores, a maioria das cortes jurídicas *antitruste* ainda utilizam demasiadamente definições de mercados para análises de fusões, por isso, apesar das várias críticas recentes, tal metodologia não pode ser deixada de lado, pois ela também possui vários pontos positivos. Além disso, essa metodologia tem sido utilizada como ferramenta de apreciação para transações hospitalares por essas cortes.

Voltando a literatura mais direcionada para fusões hospitalares, Spang et al (2001) dedicam um trabalho para analisar mudanças em preços e custos entre o período de 1989 a 1997 para cerca de 1800 hospitais. Dentre esse conjunto selecionado para a análise, havia aproximadamente duzentos hospitais que se envolveram em atos de concentração. O principal objetivo do artigo é identificar se as fusões são capazes de gerar poupanças de custos para os consumidores. Os principais resultados encontrados pelos autores, que são bastante interessantes, mostram que hospitais envolvidos em fusões apresentavam menores crescimentos nos preços, quando comparados com àqueles que competiam diretamente com os hospitais envolvidos no AC (hospitais rivais).

Tal resultado também permanecia quando tais firmas envolvidas em fusões eram comparadas com outros hospitais, mas não diretamente concorrentes. Além de tudo, o tamanho e a extensão dessas poupanças dependem do mercado e das condições dos hospitais envolvidos na análise. Esse resultado é significativo, pois normalmente espera-se que a fusão, através do maior poder de mercado, gerasse pressões de aumento de preços, com crescimentos maiores do que os concorrentes. Por outro lado, tal evidência empírica fortalece as teses de Eckbo (1983) e Dafny (2009), pois mostra que hospitais rivais respondem à fusão com crescimentos de preços, no caso em magnitude maior do que as envolvidas no ato de concentração. Dessa forma, seria interessante analisar a resposta das rivais, como preconizado pelos autores.

Connor et al (1988), em seu trabalho, argumentam que enquanto as cortes antitruste pregam que atos de concentração horizontais, no setor hospitalar, geram uma pressão de aumento de preços e redução da competição, advogados de defesa dos interessados nas fusões argumentam que tal concentração beneficiará os consumidores, através da especialização e eliminação de custos duplicados. Os

autores, portanto, para testar esses pontos de vista, analisam condições de mercado, características operacionais, custos e preços de aproximadamente 3500 hospitais gerais, onde cento e doze se envolveram em fusões entre o período de 1986 a 1994. O objetivo dessa análise empírica é investigar concentração de mercado, fusões hospitalares e penetração no mercado de grupos hospitalares.

Os principais resultados encontrados mostram que nesse período houve um salto de uma competição não-preço para uma competição de preços (Bertrand) no mercado hospitalar. Esse salto foi impulsionado pela penetração no mercado de compradores preço-sensíveis (ou seja, com elasticidade preço elevada). Ademais, os autores encontraram que atos de concentração geraram decréscimos de custos médios de aproximadamente 5%, que era repassado aos consumidores na forma de preços menores. Porém, essa redução de custos era maior quando a fusão ocorria entre hospitais de tamanhos parecidos e com alto grau de serviços duplicados (ganhos de redução de custo gerados pela especialização). Já em mercados onde a competição entre hospitais eram menores, a redução de preços gerada pela fusão era, em geral, menor. Isso é bastante intuitivo, pois nessas situações o poder de mercado é maior. Esse trabalho é bastante interessante e apresenta uma evidência empírica interessante a favor das fusões horizontais no setor hospitalar. É óbvio que as características do mercado não deixam de ser um fator determinante na análise *antitruste*, pois os resultados encontrados foram obtidos em uma situação bem peculiar.

Krishnan (2000) realizou uma avaliação empírica para examinar mudanças de preços pós-fusão hospitalar no nível individual de serviços de DRG's (Diagnosis Related Group). DRG é um sistema que classifica casos hospitalares (tipos de doenças) dentro um grupo de 467 elementos. O objetivo desse sistema de classificação era identificar uma gama de "produtos" que hospitais ofertam. O real objetivo por trás desse sistema era em facilitar repasses orçamentários públicos, de acordo com os DRG's e seus níveis de complexidade. Krishnan (2000), portanto, avalia efeitos-preço gerados por fusões hospitalares utilizando dados de atos de concentração ocorridos em Ohio e Califórnia, estados norte-americanos.

Os principais resultados encontrados mostram que tais AC geraram aumentos de preços a nível DRG. Além disso, esse aumento era maior em situações onde os hospitais obtinham elevado poder de mercado, em detrimento de situações onde eles se deparavam com uma maior competição. Esse resultado também é intuitivo, pois se as firmas que praticaram a fusão adquirirem um elevado poder de mercado, naturalmente terão enormes incentivos para subir preços. O autor conclui o trabalho afirmando que o poder de mercado gerado pelo DRG executa um papel importante sobre a estratégia hospitalar numa situação pós-fusão. Essa também é uma importante evidência, pois de acordo com o autor, a nível DRG, fusões geralmente geram pressões positivas de aumento de preços.

Lee et al (1996), realizaram um estudo a respeito dos efeitos gerados por fusões, no curto prazo, sobre operações hospitalares, focando em variáveis como eficiência operacional, escala de atividade e práticas com pessoal. Através da utilização de regressões em painel de MQO agrupado, os autores compararam as variáveis de resultado pré e pós-fusão através da técnica pareamento e testes t de dupla amostra. A base de dados foi retirada de pesquisas anuais (entre 1980 até 1990) realizadas pela AHA (*American Hospital Association*), de onde os autores extraíram uma sub-amostra para analisar noventa e dois atos de concentração que ocorreram no período de 1982 até 1989.

Os autores concluem que as fusões hospitalares geraram efeitos sobre eficiência operacional. Além disso, AC retardaram tendências de decréscimo de taxa de ocupação hospitalar. De maneira geral, mostra-se que o impacto da fusão era geralmente modesto no curto prazo, onde a magnitude do efeito dependia das condições gerais na qual a fusão ocorria. Os resultados mostram que fusões ocorridas no período mais próximo da década de noventa, e entre hospitais do mesmo porte, geraram efeitos maiores sobre eficiência operacional do que aquelas ocorridas no período próximo da década de oitenta e entre hospitais de tamanho diferentes. Essa diferença de eficiência pode ser explicada pelo crescimento nas pressões competitivas geradas após a fusão e por ganhos de eficiência concebidos pela união de hospitais de tamanho diferentes, onde há uma maior especialização e eliminação de custos duplicados.

### **3) Metodologia**

#### **3.1) Diferenças em diferenças**

O estimador que será utilizado, em demasia, no estudo é o “Dif in Dif”, diferenças em diferenças (DID). Como mencionado na seção anterior, essa técnica permite isolar o efeito de interesse através da comparação com um grupo de controle. Essa ferramenta é muito utilizada como um método de avaliação de impacto. Segundo Fogel (2012), a área de avaliação econômica de projetos é muito importante porque os investidores precisam de uma análise profunda sobre os possíveis impactos de seu investimento (projeto, ou alguma decisão que afete a economia) antes de investir, de fato, esses recursos. De acordo com o autor, a avaliação econômica é composta por duas partes: a avaliação de impacto e cálculo do retorno econômico.

O foco deste trabalho é aplicar uma das ferramentas de análise de impacto para avaliar o efeito de fusões hospitalares. Existem diversos modelos capazes de avaliar o efeito de variáveis ou decisões que afetam a economia. Segundo Fogel (2012), podemos citar: modelo de resultados potenciais, aleatorização, diferenças em diferenças, pareamento, variáveis instrumentais e regressão descontínua. Esses métodos nada mais são que uma aplicação de diversas ferramentas econométricas. Todos eles baseiam-se na análise de um grupo que receberá os efeitos do programa com um grupo similar, mas que não participará deste. Ao primeiro dá-se o nome de “grupo de tratamento”, já o segundo recebe a nomenclatura “grupo de controle” ou contrafactual do grupo tratado. Isso se dá pelo fato de que essas ferramentas foram inicialmente utilizadas pela área da saúde para avaliar o efeito de medicamentos. Daí o nome “grupo de tratamento”, que continua sendo utilizado até hoje. Por impacto entendemos a diferença entre a situação dos participantes após terem participado do tratamento e a situação em que estariam, caso não tivessem tido acesso a eles.

Segundo o autor, o principal problema na avaliação de impacto é a determinação do grupo contrafactual dos tratados. Teoricamente, o melhor grupo de comparação para os tratados seria formado pelos próprios indivíduos, na situação em que eles não estivessem sido tratados. Contudo essas situações são mutuamente exclusivas, não é possível observar os mesmos indivíduos na situação em que são tratados e não recebem tratamento. O maior desafio, portanto, está em encontrar um grupo que represente adequadamente a situação de não tratamento, ou seja, um bom contrafactual. Como não é possível observar essa situação, a escolha desse grupo envolverá a utilização de procedimentos e hipóteses cuja finalidade é minimizar o que se denomina viés de seleção.

Para entendermos o que é o viés de seleção, vamos considerar o modelo mais simples de avaliação de impacto, o método de resultados potenciais, que pode ser representado pela seguinte regressão:

$$Y_i = X_i\alpha + \beta_i T_i + e_i$$

Onde  $Y$  é a variável que é afetada pelo programa,  $X_i$  um vetor de características observáveis. Já  $T$  representa uma variável *dummie*, que assume valor um para os indivíduos tratados e zero para os não-tratados ( $T_i = 1$ , se  $i \in \Omega$ ;  $\Omega \subseteq \phi$ , onde  $\Omega$  representa os elementos que receberão tratamento e  $\phi$  todos os elementos em análise). O parâmetro  $\beta_i$  capta o impacto do programa, que varia de elemento para elemento. Daí surge o problema, caso a variável  $T$  seja correlacionada com o erro, “ $e_i$ ” a estimação será viesada, pois a hipótese do modelo de regressão linear de exogeneidade estrita é violada. Dessa forma, uma das hipóteses fundamentais é a de que  $E(e_i | T, X) = 0$ , para que, na média, o impacto estimado do programa seja representativo de todos os indivíduos tratados.

O nome viés de seleção surge do fato de que se na escolha dos indivíduos tratados, a participação no programa for correlacionada com alguma característica não observável, que é capturada pelo termo erro, esse grupo terá incentivos extras ao tratamento, que pode afetar a variável de resultado, tornando difícil o isolamento do efeito causal do programa. Para entender isso, considere que o objetivo é analisar o efeito de um programa de capacitação implantado pelo governo, onde os indivíduos que receberão o curso se inscrevem por iniciativa própria nas aulas. A variável de resultado em estudo é o salário das pessoas dessa região, pré e pós-programa. Caso a decisão de participar do programa fosse influenciada por alguma característica não observável, como aptidão, a hipótese de exogeneidade estrita estaria violada, pois a variável binária  $T$  seria correlacionada com uma característica não observável, que é capturada pelo erro da regressão.

Segundo Fogel (2012), as ferramentas de avaliação de impacto buscam apresentar metodologias que solucionem o viés de seleção. Dessa forma, a regressão diferenças em diferença, que será utilizada nesse estudo, possui hipóteses particulares e uma metodologia que busca eliminar esse viés. Como sugere o nome, o método DID é baseado numa dupla subtração: a primeira se refere à diferença das médias da variável de resultado entre os períodos anterior e posterior ao programa, para o grupo de tratamento e para o de controle, e a segunda se refere à diferença da primeira diferença calculada entre esses dois grupos.

Segundo o autor, a metodologia DID é enquadrada como um método não-experimental. Isso ocorre porque o grupo de tratamento e controle são determinados por forças econômicas ou naturais. Ou seja, o consultor econômico apenas coleta os dados, sendo incapaz de influenciar na determinação do grupo de tratamento e controle. Existem métodos experimentais, como o modelo de aleatorização, onde cada elemento possui a mesma probabilidade de ser selecionado para o grupo de tratamento.

Segundo Fogel (2012), esse método é empregado no contexto que se chama experimento natural (ou quase-experimento), numa situação em que a ocorrência de um evento fortuito permite formar grupos de tratamento e controle parecidos em

diversos aspectos. Esses eventos podem ter origem em mudanças que ocorrem na própria natureza (por exemplo, terremotos e furacões), alterações institucionais (modificações inesperadas em leis ou programas em algum município ou estado) ou até mesmo na seleção dos participantes que ocorre devido a circunstâncias que envolvem um alto grau de aleatoriedade. No nosso estudo, o evento é de caráter institucional, o ato de concentração ocorrido entre empresas que concorrem em um mesmo setor (ato de concentração horizontal, que foi discutido no capítulo anterior).

Apesar da existência do evento que permita a separação de grupos de controle e tratamento, o método DID não garante que esse grupo seja um contrafactual significativo do grupo de tratados. Dessa forma, podemos enumerar algumas hipóteses fundamentais que a metodologia diferenças em diferenças exige:

- A trajetória temporal da variável de resultado para o grupo de controle represente o que ocorra com o grupo de tratado caso não houvesse a intervenção.
- Existência de informações para ambos os grupos para pelo menos um período pré e pós-tratamento.
- Obter um grupo contrafactual que esteja sujeito as mesmas influências dos fatores que afetam a variável de resultado dos tratados, ou seja, que esse grupo funcione como um grupo de controle semelhante ao que se constrói a partir de experimentos aleatórios (aqueles onde a probabilidade de seleção é idêntica para cada indivíduo).
- Os dados utilizados podem ser em painel ou dados seccionais (corte transversal repetidos no tempo)
- A composição do grupo de tratamento e controle não se altere de forma significativa entre os períodos anterior e posterior à intervenção.
- Grupos de tratamento e controle não sejam afetados de forma heterogênea por mudanças de qualquer natureza ocorrida pós-tratamento. Caso ocorra uma variação que faça com a trajetória da a variável de resultado para grupo de controle sofra mudanças significativas, esse pode deixar de representar um contrafactual para o grupo de tratados.

Ademais, o método é capaz de lidar com o viés de seleção associado a certos tipos de características não-observáveis dos elementos, principalmente aquelas invariantes no tempo. Esse é um dos pontos mais fortes dessa metodologia, pois, pelo que foi supracitado, a correlação das variáveis explicativas com características não-observáveis gera o viés de seleção.

Para entender a intuição dessa ferramenta, considere que uma lei foi impetrada no estado de São Paulo, obrigando o seguro de saúde a ser pago pelo empregador. Considere também, que passado um ano, a receita das seguradoras de saúde cresceu 50% no estado de São Paulo. Uma possível análise seria a de que o efeito da política gerou um aumento de 50% na receita dessas seguradoras. O problema é que outras tendências também podem ter afetado esse crescimento.

O estimador DID resolve esse problema porque, pelo que foi mencionado acima, podemos adicionar um grupo de controle, que está exposto aos mesmos choques da variável de interesse. No exemplo anterior, se a lei não foi imposta ao estado do Rio de Janeiro, esse seria um potencial grupo de controle para comparar as mudanças entre os estados para o período em estudo. Portanto, para aplicar o instrumento DID, temos  $t$  períodos de tempo (pré e pós-tratamento) e 2 grupos, onde o primeiro recebe o tratamento e o segundo não.

Para o nosso exemplo, considere que<sup>3</sup>:

$Y_{1ist}$  = receita da seguradora “i” no período “t” caso tal pertença ao estado onde a lei foi aprovada (São Paulo)

$Y_{0ist}$  = receita da seguradora “i” no período “t” caso tal pertença ao estado onde a lei não foi aprovada (Rio de Janeiro)

Além disso, assumimos que:

$$E(Y_{0ist}|s,t) = \varphi_s + \lambda_t \quad (1)$$

Onde “s” denota o estado (São Paulo ou Rio de Janeiro) e “t” o período (pré e pós-lei). A equação (1) informa que na ausência da impetração da lei, a receita das seguradoras é determinada pela soma de um efeito invariante no tempo para os estados ( $\varphi_s$ ) e um efeito do período ( $\lambda_t$ ), que é comum para ambos estados.

Além disto, defina  $D_{st}$  uma variável binária para estados onde a lei foi imposta. Assumindo que  $E(Y_{1st} - Y_{0st}|s,t) = \beta$ , onde  $\beta$  é uma constante, temos:

$$Y_{ist} = \varphi_s + \lambda_t + \beta D_{st} + e_{ist} \quad (2)$$

Onde assumimos que  $E(e_{ist}|s,t) = 0$ , daí temos que:

---

<sup>3</sup> O desenvolvimento teórico aqui explicitado foi baseado no livro *Mostly Harmless Econometrics*, de Angrist e Pischke, 2008

$$E[(Y_{ist} | s = RJ; t = Pós) - E(Y_{ist} | s = RJ; t = Pré)] = \lambda_{pós} - \lambda_{pré} \quad (3)$$

$$E[(Y_{ist} | s = SP; t = Pós) - E(Y_{ist} | s = SP; t = Pré)] = \lambda_{pós} - \lambda_{pré} + \beta \quad (4)$$

De (3) e (4) obtemos o parâmetro de diferenças em diferenças para essa população:

$$\{[E(Y_{ist} | s = SP; t = Pós) - E(Y_{ist} | s = SP; t = Pré)] - [E(Y_{ist} | s = RJ; t = Pós) - E(Y_{ist} | s = RJ; t = Pré)]\} = \beta \quad (5)$$

Dessa forma, segundo Angrist (2008), encontramos que  $\beta$  é o efeito causal do programa (lei) de interesse sobre a variável explicativa, pois a dupla diferença acima isola os efeitos externos e considera apenas o efeito do tratamento.

Podemos representar os resultados supracitados através de uma regressão linear que representa a equação (2), da forma:

$$Y_{ist} = \alpha + \varphi SP_s + \lambda d_t + \beta(SP_s * d_t) + e_{ist} \quad (6)$$

Repare que a equação (6) é similar a (2), onde  $SP_s * d_t = D_{st}$ .  $SP_s$  e  $d_t$  são duas variáveis *dummies* para receita de seguradoras em São Paulo e meses pós-impetração da lei, respectivamente. Segundo Angrist (2008), o modelo representado pela equação (6) é saturado, pois  $E(Y_{ist}|s,t)$  considera quatro possíveis resultados e são quatro parâmetros utilizados. Assim, vale que:

$$\alpha = E(Y_{ist} | s = RJ; t = Pré) = \varphi_{RJ} + \lambda_{pré}$$

$$\varphi = E(Y_{ist} | s = SP; t = Pré) - E(Y_{ist} | s = RJ; t = Pré) = \varphi_{SP} - \varphi_{RJ}$$

$$\lambda = E(Y_{ist} | s = RJ; t = Pós) - E(Y_{ist} | s = RJ; t = Pré) = \lambda_{pós} - \lambda_{pré}$$

$$\beta = [E(Y_{ist} | s = SP; t = Pós) - E(Y_{ist} | s = SP; t = Pré)] - [E(Y_{ist} | s = RJ; t = Pós) - E(Y_{ist} | s = RJ; t = Pré)]$$

Portanto, pelo que foi demonstrado até agora, se estimarmos a regressão pela equação (6), o parâmetro de interesse será aquele que acompanha a interação entre ambas variáveis binárias. Em outras palavras, o efeito do programa é capturado pelo coeficiente  $\beta$ , que pode ser estimado pelo método de mínimos quadrados ordinários. Porém, a equação (6) é a forma mais simples de se representar a regressão linear DID, que também pode considerar o vetor de características observáveis:

$$Y_{it} = X'_{it}\gamma + \varphi T_{it} + \lambda t_{it} + \beta(T_{it} * t_{it}) + e_{it} \quad (7)$$

Perceba que, na equação (7), as variáveis T e t aparecem tanto isoladamente como interagidas. Pelo que foi exposto acima, caso não houvesse o termo de interação, as variáveis captariam, respectivamente, as diferenças das médias de Y em relação ao grupo de controle e tratamento e entre o período posterior e anterior ao programa. A introdução dessa interação busca avaliar o que ocorreu com o grupo de tratamento no período pós-programa, ou seja, se a variável de resultado para esse grupo tornou-se diferente após a intervenção.

Segundo Fogel (2012), a principal vantagem do método DID é a de que ele é capaz de controlar para as influências das variáveis de resultado para características não-observáveis que sejam fixas no tempo. Como foi discutido acima, essa é uma vantagem importante, porque caso essas características não-observáveis influenciem sobre a decisão de participar do tratamento, ocorrerá o que chamamos de viés de seleção. Ou seja, a ferramenta DID é capaz de levar em conta a associação entre a variável de resultado, a participação no tratamento e as características não observáveis dos indivíduos que sejam invariantes no tempo, contornando o viés de seleção.

Apesar de todos os pontos fortes citados até aqui, podemos enumerar algumas **desvantagens** em se utilizar a metodologia diferenças em diferenças:

- Impossibilidade de lidar com alguma mudança temporal de uma característica não observável que afete a decisão de participar do tratamento, gerando viés na estimação.
- Como se trata de uma metodologia não experimental, o impacto do tratamento só pode ser estimado no período posterior a impetração do programa, impossibilitando que a ferramenta sirva como uma previsão *ex ante* do efeito do programa.
- Caso o grupo de controle e tratamento não tenham a mesma tendência para a variável de resultado, ou pelo menos tendência próxima, o método tende a estimar resultados viesados.

A primeira desvantagem está relacionada a uma situação já verificada pela literatura. Ashenfelter (1978) e Heckman & Smith (1999) constataram que trabalhadores antes de ingressarem em um curso de capacitação ou treinamento apresentaram choques negativos e temporários de renda no período anterior ao tratamento. Dessa forma, além de haver a possibilidade de esse choque ter determinado na participação no curso, tal queda de renda poderia fazer com que o grupo tratado apresentasse um crescimento em sua renda, mesmo que não tivesse participado do programa (como resposta ao decréscimo da renda). Caso a mesma queda de renda não tiver ocorrido com os elementos do grupo de controle, os autores mostram que o método DID tenderá a sobre-estimar o verdadeiro valor do impacto do tratamento.

### **3.2)Revisão Bibliográfica**

Vários trabalhos aplicados já utilizaram essa ferramenta. Autor (2003) estimou o efeito da mudança na legislação trabalhista ocorrida nos Estados Unidos na década de noventa do século passado para investigar se tal mudança legal foi responsável pelo crescimento expressivo do número de empregos temporários na indústria desse país. Com a impetração dessa lei, as normas de demissão se tornaram mais rígidas, onde antes disso o contrato de trabalho era estabelecido pelo acordo entre as partes (empregado e empregador). Através da utilização da metodologia DID, o autor encontrou que, de fato, a mudança da legislação foi fator determinante para o aumento de contratações temporárias. Esse é um resultado um tanto deselegante, pois a intenção do legislador era, obviamente, proteger o trabalhador e garantir maior estabilidade a esse. Porém, o resultado acabou gerando desemprego, com elevação de contratações temporárias.

Bertrand et al (2003) desenvolveram um estudo para alertar analistas que utilizam a ferramenta DID para um sério problema que, segundo os autores, muitas vezes passa despercebido. Eles argumentam que tais analistas utilizam grandes bases de dados temporais focando em resultados serialmente correlacionados, mas ignoram que os erros padrão podem ser inconsistentes. Em outras palavras, o objetivo do trabalho é desviar a atenção de possíveis vieses na estimação do efeito do tratamento para focar em problemas relacionados à estimação dos erros padrão. Dessa forma, a metodologia diferenças em diferenças está sujeita a sérios problemas de correlação serial, que, segundo os autores, pode ser causada por três motivos:

- 1) A regressão DID normalmente utiliza longas séries temporais como base de dados, que normalmente potencializa autocorrelação dos erros.

- 2) As variáveis de resultado mais comumente usadas em pesquisas envolvendo regressões diferenças em diferenças (políticas públicas, leis) são tipicamente serialmente correlacionadas.
- 3) A variável binária de tratamento normalmente varia muito pouco no tempo (pré-tratamento = 0 e pós-tratamento = 1)

Os autores propõem demonstrar esse problema através de “Leis de Placebo”, onde o grupo de tratamento e o ano em que esse ocorreu são escolhidos de forma randômica. A partir desse procedimento eles encontram uma elevada taxa de rejeição da hipótese nula. O mesmo problema surge quando são realizadas simulações de Monte Carlo, que tem por objetivo identificar o quanto técnicas alternativas de estimação ajudam a resolver o problema de correlação serial. A utilização dessa técnica mostra que correções paramétricas geram processos aleatórios (autorregressivos de primeira ordem – AR(1)) de maneira muito fraca. Portanto, a principal contribuição desse trabalho é em alertar os pesquisadores de que eles além de focar em possíveis problemas que podem gerar viés no efeito do tratamento, precisa-se atentar para o problema da correlação serial e inconsistência dos erros padrão.

Heckman e Vytacil (2003) propõem a utilização de um instrumento chamado Efeito Marginal do Tratamento (*marginal treatment effect* – MTE), que é uma medida de propensão a pagar quando os resultados do tratamento são oriundos de regimes de tratamento alternativos. Os autores provam nesse trabalho que o MTE pode ser utilizado para construir e comparar efeitos do tratamento alternativos e estimativas geradas pela utilização de variáveis instrumentais. Através disso, os autores mostram que o efeito marginal do tratamento é capaz de unificar a abordagem de seleção (do grupo de controle), que é uma abordagem não-paramétrica, com a ferramenta de variáveis instrumentais.

Imbens e Angrist (1994) desenvolveram um *paper* seminal que introduz a abordagem de efeito médio de tratamento local (*local average treatment effect* – LATE). Esse efeito é utilizado em demasia em situações onde são aplicadas variáveis instrumentais. Essa metodologia é utilizada para estimação do efeito médio do programa sobre tratados quando existem outros fatores, além da matriz de características observáveis  $X$ , que afetam simultaneamente a decisão de participar do tratamento e a variável de resultado. Dessa forma, utiliza-se uma variável exógena  $Z$  que afeta a decisão de participar do tratamento e não está correlacionada nenhum fator não observável.

Segundo os autores, esse efeito local se aplica em situações onde se calcula o efeito do tratamento apenas para uma subpopulação específica. Assim, para essa subpopulação, a diferença na média dos resultados potenciais do grupo de tratados e do não tratados, ocasionados por uma variação em  $Z$ , se dará exclusivamente

através do efeito de Z na taxa de participação do programa. Essa foi uma importante contribuição, que é citada por diversos autores nos mais variados trabalhos.

### **3.3) Base de dados**

Os dados referentes à estrutura hospitalares foram retirados do sítio do CNES. As variáveis de resultado que foram escolhidas e os casos de fusões vão ser apresentados no próximo capítulo, assim como a descrição da filtragem dos dados que foi realizada. A base inicia-se em outubro de 2005 e vai até os dias atuais, não havendo registros de estrutura hospitalar num período anterior a esse. Isso porque o órgão responsável por esses dados é deveras recente. Em 2011, foi impetrado o decreto Nº 7.530, que trata da estrutura regimental do Ministério da Saúde. Nesse foi criado o Departamento de Informática do SUS (DATASUS), que tem como objetivo a informatização das atividades do sistema único de saúde e a descentralização das atividades de saúde. O decreto em questão, em 2013, foi revogado pelo de Nº 8.065, que ainda perdura em vigor. As competências deste departamento estão estabelecidas em seu artigo 38, que normatiza em sua literalidade:

*“Art. 38. Ao Departamento de Informática do SUS compete:*

*I - fomentar, regulamentar e avaliar as ações de informatização do SUS, direcionadas à manutenção e ao desenvolvimento do sistema de informações em saúde e dos sistemas internos de gestão do Ministério da Saúde;*

*II - desenvolver, pesquisar e incorporar produtos e serviços de tecnologia da informação que possibilitem a implementação de sistemas e a disseminação de informações para ações de saúde, em consonância com as diretrizes da Política Nacional de Saúde;*

*III - desenvolver, pesquisar e incorporar produtos e serviços de tecnologia da informação para atender aos sistemas internos de gestão do Ministério da Saúde;*

*IV - manter o acervo das bases de dados necessários ao sistema de informações em saúde e aos sistemas internos de gestão institucional;*

*V - assegurar aos gestores do SUS e aos órgãos congêneres o acesso aos serviços de tecnologia da informação e bases de dados mantidos pelo Ministério da Saúde;*

*VI - definir programas de cooperação tecnológica com entidades de pesquisa e ensino para prospecção e transferência de tecnologia e metodologia no segmento de tecnologia da informação em saúde;*

*VII - apoiar os Estados, os Municípios e o Distrito Federal na informatização das atividades do SUS;*

*VIII - prospectar e gerenciar a Rede Lógica do Ministério da Saúde; e*

*IX - promover o atendimento ao usuário de informática do Ministério da Saúde.”*

Conforme determina o inciso IV, é competência do DATASUS manter o acervo das bases de dados necessários ao sistema de informações de saúde. Dessa forma, gerou-se a obrigação de se registrar as informações referentes ao sistema brasileiro de saúde. Com base nessa determinação, criou-se o Cadastro Nacional de

Estabelecimentos de Saúde (CNES), que serve como base para operacionalizar os sistemas de informação de saúde. Tal cadastro tem por objetivo propiciar ao gestor a realidade da rede assistencial existente e suas potencialidades, visando auxiliar no planejamento em saúde, em todos os níveis de governo, bem como dar maior visibilidade ao controle social a ser exercido pela população.

Ademais, o CNES visa disponibilizar informações das atuais condições de infraestrutura de funcionamento dos estabelecimentos de saúde em todas as esferas, ou seja, federal, estadual e municipal. Os arquivos fornecidos neste são compactados e são disponibilizados mensalmente, por estados da federação, para as seguintes variáveis, por estabelecimento de saúde: equipamentos, serviços, leitos, número de profissionais, equipes, habilitações, gestão de metas e regras contratuais.

Todos esses arquivos compactados são fornecidos (no formato DBF, que se constitui nos componentes básicos dos sistemas de informações do SUS) no sítio do CNES. Porém, para ter acesso ao conteúdo desses dados, é necessária a utilização do TabWin, *software* desenvolvido pelo DATASUS com a finalidade de permitir às equipes técnicas do Ministério da Saúde, das Secretarias Estaduais de Saúde e das Secretarias Municipais de Saúde a realização de tabulações rápidas desses arquivos DBF.

Dessa forma, para que seja possível se ter acesso aos dados do CNES, é necessário aprender a manusear o TabWin, que não é uma tarefa tão simples. Uma vez tabulada a planilha, pode-se transferir os arquivos para o Stata (programa estatístico) através da opção de formato CSV (*comma separated values*). Essa tarefa deve ser realizada para cada mês e para cada variável de interesse, pois o TabWin permite apenas uma tabulação por vez.

#### **4) Análise de fusões: casos brasileiros**

##### **4.1) Atos de concentração selecionados**

Como foi discutido no capítulo dois, o mercado hospitalar, assim como o mercado geral, está bastante aquecido nos últimos anos no que se refere a atos de concentração horizontais. A Rede D'Or São Luiz aumentou sua participação consideravelmente, tornando-se a maior operadora independente de hospitais individuais do Brasil, graças às diversas compras realizadas nos últimos anos. Além dela, também houve diversas transações de aquisição envolvendo a Rede Amil e o Grupo Unimed Brasil. O capítulo anterior introduziu o objetivo dessa dissertação: investigar os efeitos de fusões horizontais sobre variáveis de infraestrutura hospitalar utilizando a regressão diferenças em diferenças.

Dessa forma, os casos escolhidos para análise foram todos ocorridos no estado de São Paulo, entre os anos de 2009 a 2012, e todos envolvendo aquisições realizadas pela Rede D'Or. Os motivos para essas escolhas são vários: primeiramente, pelos inúmeros atos de concentração ocorridos nesse estado entre unidades de saúde no período. Segundo, graças a enorme base de dados disponibilizada mensalmente no sítio do CNES. Por fim, a Rede D'Or realizou a compra de grandes hospitais nesse período, incluindo o Hospital São Luiz.

Dessa forma, os casos de aquisição, todos realizados pela Rede D'Or, escolhido para análise são: compra do Hospital São Luiz e compra dos hospitais da Criança e nossa Senhora de Lourdes. A seguir, será apresentado um breve resumo do parecer emitido pelo CADE, onde tais aquisições foram permitidas por tal órgão.

##### **- Ato de concentração Nº 08012.010274/2010-60: FMJ Empreendimentos Hospitalares S.A e São Luiz operadora hospitalar S.A**

Tratou-se de uma aquisição de participação societária de compra de 74,58% do capital social da São Luiz Operadora Hospitalar S.A pela FMG Empreendimentos hospitalares S.A (Rede D'Or) em 2010.

Grupo FMG: Era a controladora do grupo Rede D'Or, que após a presente operação e por meio de uma incorporação reversa, passou a ser controlado pelo Hospital Maternidade São Luiz, uma das subsidiárias do grupo São Luiz, formando o grupo empresarial hoje denominado Rede D'Or São Luiz S.A. Possui sede no Rio de Janeiro – RJ.

São Luiz Operadora Hospitalar: Consistia em uma empresa *holding* (tipo de incorporação onde a maioria das cotas de seu capital está sobre domínio de um determinado grupo). Pertencia ao Grupo São Luiz, com sede em São Paulo – SP. O grupo São Luiz atuava nos setores de plano de assistência privada à saúde, serviço médico-hospitalar e apoio à medicina diagnóstica.

Segundo o relatório emitido pelo CADE, o mercado relevante da operação consistia, em sua dimensão produto, no setor de planos de saúde e setor de serviços de cuidado com saúde, abrangendo os mercados de serviços médicos hospitalares e serviço de apoio a medicina diagnóstica. Ademais, o mercado de plano de saúde é definido como o território municipal no qual o grupo possui rede credenciada. Porém, o grupo Rede D'Or não atuava nesse setor e o órgão considerou que não haveria sobreposição horizontal.

A tabela 3 a seguir, apresentada no relatório, mostra as distâncias entres os Hospitais da São Luiz operador hospitalar (SLOH) ao Hospital Maternidade Brasil (HMB), centro de saúde da Rede D'Or mais próximo da época:

**Tabela 3:** Distância aproximada e tempo de deslocamento dos hospitais da SLOH ao HMB

Hospitais Alvo	Distância do HMB
Hospital São Luiz – Unidade Anália Frai	19,7km/50min
Hospital São Luiz – Unidade Itaim	30,9 Km/40min
Hospital São Luiz – Unidade Morumbi	31,2Km/ 40min

Fonte: Relatório CADE

Portanto, o conselho concluiu que como nenhum dos hospitais estava dentro do raio de 10 km ou a menos de uma distância de 20 minutos, não há como falar em sobreposição horizontal no mercado de serviço hospitalar. Dessa forma, a fusão foi aprovada com restrição na cláusula de não-concorrência.

**- Ato de Concentração Nº 08012.002520/2012-71: Rede D'Or São Luiz S.A, Hospital e maternidade Nossa Senhora de Lourdes S.A e Hospital da Criança S.A**

Trata da aquisição pelo Grupo Rede D'Or São Luiz S.A. de 46,5% do capital social do Hospital Nossa Senhora de Lourdes (HNSL), que correspondia a 92,6% das ações em circulação, e 60,1% do Instituto de Especialidades Pediátricas de São Paulo (Hospital da Criança), em 2012.

Grupo Rede D'Or São Luiz: Após a incorporação do grupo D'Or com o São Luiz, tornou-se uma rede especializada no serviço médico-hospitalar. Porém, atua residualmente em atividades como plano de saúde, lavanderia industrial e gestão hospitalar.

Grupo Nossa Senhora de Lourdes: Atuava no setor de prestação de serviços hospitalares e detinha posse de várias sociedades, entre elas:

- **Hospital Nossa Senhora de Lourdes (HNSL)** (Hospital Geral que ofertava serviços hospitalares em diversas especialidades).
- **Hospital da Criança (HC)**<sup>4</sup> (Hospital especializado em serviços pediátricos)
- **Angiodinâmica** (Clínica especializada em prestação de serviços de radiologia, hemodinâmica, eletrofisiologia, entre outros)
- **Outros**<sup>5</sup>

No que se refere ao HNSL e HC, o conselho administrativo de defesa econômica considerou que não haveria sobreposição horizontal nos mercados relevantes envolvidos na operação. A Tabela 4 mostra as distâncias dos hospitais da Rede D'Or no município de São Paulo para o HNSL:

**Tabela 4:** Distâncias a partir do HNSL (em linha reta)

Hospital	Rota em Km	Tempo de percurso
Hospital São Luiz – Unidade Itaim	8,1	19 min
Hospital São Luiz – Unidade Morumbi	11,3	18 min

Fonte: Relatório CADE

Dessa forma, pelo Hospital São Luiz Unidade Itaim estar a uma distância de menos de 10 km do Hospital de interesse, considerou-se que haveria sobreposição horizontal no mercado geográfico de hospitais gerais. Apesar disso, o conselho considerou que mesmo sendo o Grupo D'Or um dos principais *players* quando se trata de hospitais gerais, julgou-se que o acréscimo de *market share* da operação não seria relevante. Segundo o conselho, o crescimento do HHI passou de 1046,7 para 1204,3 (crescimento de 157 pontos), não indicando cenário de preocupação concorrencial. A corte também considerou que essa transação não traria possibilidade de fechamento do mercado por integração vertical (devido os outros centros envolvidos na aquisição). Assim, o ato de concentração foi aprovado com apenas condicionamento à alteração de cláusula de não-concorrência.

<sup>4</sup> Como mencionado, neste trabalho serão analisados apenas as aquisições do HNSL e HC, por serem os maiores centros envolvidos na transação.

<sup>5</sup> Nem todos os centros pertencentes ao grupo Nossa Senhora de Lourdes foram envolvidos na operação.

## 4.2) Filtragem dos dados

A tabulação dos arquivos foi realizada para leitos e equipamentos no TabWin, utilizando-se as bases mensais retiradas do sítio do CNES, para o estado de São Paulo. Como foi mencionado no capítulo anterior, para que fosse possível transferir esses arquivos ao software estatístico *Stata*, após cada tabulação, os arquivos foram salvos em formato “CSV” (comma separated values). No *Stata*, esse formato pode ser aberto através da função “*insheet*” para cada mês que foi tabulado e cada tipo de infra-estrutura hospitalar (leito ou equipamento). O procedimento foi repetido para cada mês, de agosto de 2006 até setembro de 2014. Com o intuito de formar uma única base para o estado de São Paulo, utilizou-se a função “*append*”, que permite unir os dados sobre as variáveis (*integers*).

Cabe ressaltar uma pequena diferença entre os procedimentos. Os dados referentes a leitos só possuíam observações referentes a centros de saúde classificados como hospitais gerais, hospitais especializados e alguns outros. O mais importante é que nessa base, clínicas, postos de saúde e outros tipos de estabelecimentos menores já estavam excluídos, por não possuírem leitos. Porém, o mesmo não ocorria para os dados referentes a equipamentos. Como qualquer tipo de centro de saúde costuma ter pelo menos um tipo de equipamento, essa base trazia informações referentes a todos os estabelecimentos existentes no estado de São Paulo. Como o intuito desse trabalho é analisar o impacto de fusões sobre hospitais, não é de nosso interesse considerar no grupo de controle qualquer tipo de estabelecimento que não sejam hospitais. Para contornar esse problema, filtramos os dados da base de equipamento a partir de um *merge* entre esses e os dados de leitos, sobre o número de CNES. Feito isso, todas as observações que não possuíam pares após o procedimento de *merge* foram excluídas.

Outro tipo de filtragem realizada se refere à seleção de estabelecimentos que prestam serviços apenas privados para o grupo de controle. O próprio CNES facilita essa seleção a partir da classificação dos estabelecimentos de acordo com sua natureza. Os estabelecimentos são separados em classes de um a treze, entre elas, públicos (separados entre administração direta e indireta) e privados (empresa privada, fundação privada, cooperativa e economia mista, entre outros). O principal problema paira sobre as entidades sem fins lucrativos, que prestam serviços tanto para o SUS quanto não para o SUS. Caso essas entidades fossem excluídas da amostra, estaríamos desconsiderando estabelecimentos como o Hospital Sírio Libanês, que é de natureza sem fim lucrativo, mas presta serviços privados exclusivamente. Dessa forma, consideramos no grupo de controle apenas entidades dessa natureza que prestam apenas serviços privados, a partir da exclusão daquelas que atendem pelo SUS.

Por fim, o último procedimento utilizado pra selecionar um grupo de controle com características mais próximas dos tratados foi através da seleção pelo tamanho.

Para isso, foram criadas duas variáveis: “eqtotal” e “ltotal”, que consistem na soma do total de equipamentos e leitos para cada hospital, respectivamente. Após criar essas variáveis, observou-se o tamanho dos hospitais envolvidos no tratamento, em todo o período em análise, e estabeleceu-se um intervalo para o grupo de controle através da utilização do comando *drop*. Ou seja, todas as observações que tinham um total de equipamento ou leitos “x” unidades maior ou “y” menor que os menores e maiores hospitais envolvidos no grupo de tratados foram excluídos através da função “*drop*” (Ex: *drop if eqtotal < 210*).

Pelo que foi ilustrado no capítulo anterior, e pelo que foi supracitado, a metodologia diferenças em diferenças é muito sensível à variação do grupo de controle, sendo esse o maior desafio desse tipo de estudo: determinar o grupo que seja de fato um contrafactual verdadeiro dos tratados. Nesse trabalho os resultados serão estimados para dois casos: o primeiro considerando como grupo de controle todos os hospitais remanescentes após a realização da filtragem especificada acima e o segundo através de um procedimento de pareamento de observações através da seleção de características em comum (score de propensão), que será explicado mais adiante.

### 4.3) Resultados

#### 4.3.1) Grupo de controle geral

Os resultados explicitados nessa seção consideram como grupo de controle os centros de saúde remanescentes da filtragem explicitada na seção anterior. As variáveis de resultado escolhidas são peculiares a cada caso analisado, mas alguns padrões foram estabelecidos:

- **Equipamentos:** consideraram-se apenas máquinas de grande porte e caras, pois para que haja variação no número desses equipamentos deve haver um estímulo considerável do lado da demanda, e é exatamente esse o impacto que busca-se capturar no estudo: o efeito exclusivo da fusão sobre o crescimento de equipamentos e leitos. Alguns exemplos de equipamentos utilizados no estudo são: ressonância magnética, eletrocardiógrafo, Tomografia computadorizada e Raios-X.
- **Leitos:** os leitos considerados no estudo são aqueles que normalmente recebem o maior número de pacientes (cirúrgico e obstétrico) ou mais caros (UTI).

Para cada caso em estudo, foram rodadas inúmeras regressões DID, uma para cada variável de resultado explicitada acima, para leitos e equipamentos. Além disto,

foram considerados alguns controles extras, como controle temporal, que busca capturar o quão rápido é o impacto da fusão no tempo e um controle para o município de São Paulo, onde serão considerados no grupo de controle apenas hospitais remanescentes à filtragem citada acima e que estejam no município de São Paulo. Esses controles ficarão mais claros na próxima subseção, onde tais serão explicados para o caso da fusão do Hospital São Luiz. Ademais, as regressões foram rodadas em MQO com erro padrão robusto de White, painel efeito fixos e painel efeito fixos com erro padrão de White.

#### 4.3.1.1) Caso Rede D’Or – Hospital São Luiz

Nessa subseção apresenta-se o impacto da fusão (Rede D’Or – São Luiz) sobre variáveis como equipamentos e leitos, utilizando como grupo de controle todos os hospitais remanescentes da filtragem descrita na seção anterior e uma análise extra considerando apenas hospitais do município de São Paulo no grupo de controle. A intenção desse filtro é delimitar geograficamente o grupo dos contrafactuais para hospitais que concorrem diretamente com os Hospitais da Rede São Luiz, que foram adquiridos pela Rede D’Or, e estão todos estabelecidos no município de São Paulo. Dessa forma, a estimação se aproximaria da abordagem de diferenciação espacial de Salop (concorrentes presentes em um raio de sete milhas), explorado por Dafny (2009). As tabelas , 5, 6 e 7 mostram os coeficientes  $\beta$  da regressão diferenças em diferenças, que foram estimados da seguinte maneira:

$$\ln equip_{it} = A_0 + A_1 tratamento_{it} (fus\tilde{a}o) + A_2 per\tilde{a}odo_{it} (P\acute{o}s) + \beta * trat * per\tilde{a}odo + u_{it}$$

$$\ln leito_{it} = A_0 + A_1 tratamento_{it} (fus\tilde{a}o) + A_2 per\tilde{a}odo_{it} (P\acute{o}s) + \beta * trat * per\tilde{a}odo + u_{it}$$

A regressão log-nível nos informa a taxa de variação percentual sobre a variável de resultado de um aumento marginal na variável independente. Ou seja:

$$\Delta trat * per\tilde{a}odo = 100 * \Delta equip_i$$

Ademais, como o ato de concentração ocorreu em 2010, as regressões foram calculadas utilizando um controle temporal, que tem por objetivo identificar o quão rápido é o impacto de uma fusão horizontal sobre as variáveis de resultado de infraestrutura hospitalar. Esse controle foi realizado da seguinte forma: todas as regressões foram rodadas definindo a *dummie* temporal de três formas distintas. A primeira considerando o período de 2006 até 2014, o segundo de 2006 até 2013 e o terceiro de 2006 até 2012. Os resultados são apresentados nas tabelas 5, 6 e 7:

**Tabela 5:** Valores estimados do impacto da fusão (coeficiente  $\beta$ ) e p-valores respectivos para o ato de concentração entre Rede D'Or – São Luiz (período 2006 – 2014)

<b>Ato de concentração: Rede D'Or - São Luiz</b>								
<b>Período: 2006 - 2014</b>								
			<b>Leitos</b>			<b>Equipamentos</b>		
			UTI	Obst.	Cirurgico	Eletroc.	RX_100	Tom. Comp
<b>Grupo de controle</b>	<b>Estado: São Paulo</b>	<b>OLS -RLE</b>	0,197 (0.118)	0,127 *** (0.002)	0,423*** (0.001)	0,193 (0.239)	0,218*** (0.033)	0,0064 (0.814)
		<b>FE</b>	0,152** (0.039)	0,049 (0.746)	0,382*** (0.006)	0,183*** (0.006)	0,21*** (0.000)	0,006 (0.812)
		<b>FE -RLE</b>	0,152*** (0.000)	0,049 (0.330)	0,382*** (0.000)	0,183*** (0.000)	0,21*** (0.000)	0,006 (0.307)
	<b>Município: São Paulo</b>	<b>OLS -RLE</b>	0,0384 (0.444)	-	-	0,0696 * (0.099)	-	-
		<b>FE</b>	0,080 (0.490)	-	-	0,0691 (0.368)	-	-
		<b>FE -RLE</b>	0,080 ** (0.021)	-	-	0,0691 *** (0.007)	-	-

**Fonte:** elaboração do autor

**Obs:**  
 (\*\*\*) p-valor < 1%  
 (\*\*) p-valor < 5%  
 (\*) p-valor < 10%

**Tabela 6:** Valores estimados do impacto da fusão (coeficiente  $\beta$ ) e p-valores respectivos para o ato de concentração entre Rede D'Or – São Luiz (período 2006 – 2013)

Ato de concentração: Rede D'Or - São Luiz								
Período: 2006 - 2013 (drop 2014)								
			Leitos			Equipamentos		
			UTI	Obst.	Cirurgico	Eletroc.	RX_100	Tom. Comp
Grupo de controle	Estado: São Paulo	OLS -RLE	0,143 (0.596)	0,102** (0.021)	0,31*** (0.009)	0,202 (0.227)	0,222** (0.030)	0,0012 (0.968)
		FE	0,106 (0.104)	0,0298 (0.853)	0,29 ** (0.047)	0,192*** (0.006)	0,213*** (0.000)	0,0059 (0.814)
		FE -RLE	0,106** (0.012)	0,029 (0.540)	0,29*** (0.000)	0,192*** (0.000)	0,213*** (0.000)	0,0059 (0.311)
	Município: São Paulo	OLS -RLE	0,026 (0.623)	-	-	0,044 (0.327)	-	-
		FE	0,010 (0.982)	-	-	0,052 (0.470)	-	-
		FE -RLE	0,010 (0.862)	-	-	0,052 (0.470)	-	-

Fonte: elaboração do autor

**Obs:**  
 (\*\*\*) p-valor < 1%  
 (\*\*) p-valor < 5%  
 (\*) p-valor < 10%

**Tabela 7:** Valores estimados do impacto da fusão (coeficiente  $\beta$ ) e p-valores respectivos para o ato de concentração entre Rede D'Or – São Luiz (período 2006 – 2012)

Ato de concentração: Rede D'Or - São Luiz								
Período: 2006 - 2012 (drop 2014, 2013)								
			Leitos			Equipamentos		
			UTI	Obst.	Cirurgico	Eletroc.	RX_100	Tom. Comp
Grupo de controle	Estado: São Paulo	OLS -RLE	0,075 (0.525)	0,087* (0.069)	0,229** (0.027)	0,206 (0.239)	0,226** (0.028)	0,007 (0.822)
		FE	0,046 (0.472)	0,0154 (0.929)	0,215 (0.182)	0,198*** (0.006)	0,215*** (0.000)	0,005 (0.854)
		FE -RLE	0,046 (0.134)	0,0154 (0.724)	0,215 *** (0.000)	0,198*** (0.000)	0,215*** (0.000)	0,005 (0.308)
	Município: São Paulo	OLS -RLE	0,0102 (0.862)	-	-	0,028 (0.572)	-	-
		FE	0,054 (0.561)	-	-	0,036 (0.596)	-	-
		FE -RLE	0,054** (0.020)	-	-	0,036** (0.034)	-	-

Fonte: elaboração do autor

Obs:

(\*\*\*) p-valor < 1%

(\*\*) p-valor < 5%

(\*) p-valor < 10%

Pode-se perceber, a partir da tabela 5, que o ato de concentração gerou um aumento de 19,7% no número de leitos de UTI disponíveis para atendimento até 2014, de acordo com o resultado estimado por mínimos quadrados ordinários. Como sabemos, esse efeito é exclusivo do impacto da fusão e não considera outros choques que possam ter afetado essa variável. O resultado estimado por efeitos fixos também não apresenta um valor muito diferente, sendo esse um impacto de crescimento de 15,2%. O coeficiente também é significativo, com p-valor de aproximadamente quatro por cento. O objetivo da estimação por efeitos fixos era controlar para efeitos não observáveis. Como será visto mais a frente, os resultados obtidos pelos diferentes métodos de estimação não são muito divergentes para todas as variáveis calculadas, sejam leitos ou equipamentos.

Por outro lado, percebe-se o quanto essa metodologia é sensível a variações no grupo contrafactual, pois o crescimento gerado pelo ato de concentração para leitos cirúrgicos quando o grupo de controle considera apenas hospitais do município de São Paulo diminui para apenas 3,84%. Os valores estimados por efeitos fixos, para esse caso, agora são maiores do que por MQO, com efeito de 8% sobre leitos de UTI. Pode-se perceber que grande parte dos coeficientes estimados são significativos e geram crescimentos consideráveis sobre quase todas as variáveis de

resultado, excetuando equipamentos de tomografia computadorizada. Uma possível explicação para esse fato é a de que mesmo com o aumento de poder de mercado e a possibilidade real de aumento de demanda gerado pela fusão, tal não gerou efeito sobre essas variáveis. Equipamentos de tomografia computadorizada são extremamente caros, e muitas vezes apenas um deles é o suficiente para suprir a demanda de um hospital, mesmo que esse atenda um elevado número de pacientes.

Comparando as Tabelas 5, 6 e 7, percebemos que o impacto da fusão gera efeitos imediatos, pois no segundo ano após a transação de compra pela Rede D'Or, tal já havia gerado um efeito de 22,9% sobre leitos cirúrgicos e um efeito de 8,7% sobre leitos obstétricos (Tabela 7). Um ano depois, o efeito passou de 22,9% para 31% sobre leitos cirúrgicos e de 8,7% para 10,2% para o leito obstétrico (Tabela 6). O efeito vai se estabilizando e em 2014 o crescimento gerado pela fusão sobre esse último leito foi de 12,7%. Caso tivéssemos os dados referentes ao ano de 2015 e realizássemos as regressões considerando o período de 2006 a 2015, o impacto muito provavelmente não sofreria mais modificações significativas, pois o impacto exclusivo da fusão já gerou grande parte dos seus efeitos. Dessa forma, todo e qualquer crescimento extra seria explicado por outros choques, que não são capturados pela ferramenta DID. Para equipamentos os resultados confirmam essa hipótese, pois a variação temporal é muito pequena, apresentando inclusive decréscimo em alguns deles. Uma possível explicação para esse fato seria novamente o elevado preço desses equipamentos e alta capacidade de suprimento de demanda que esses apresentam. Além disso, percebe-se que quanto menor o período definido na variável binária temporal, maior a tendência de os coeficientes serem menos significativos, com p-valores bem mais elevados, mesmo quando se utiliza mínimos quadrados ordinários com erros padrão de White (ou robusto).

Cabe destacar que os resultados estimados através da utilização de hospitais apenas do município de São Paulo são, em grande parte, menores do que aqueles considerando o estado inteiro. Além disso, os p-valores são bastante elevados e alguns coeficientes não puderam ser estimados devido ao problema de multicolineariedade (leitos obstétricos e cirúrgico e equipamentos de raio-X e tomografia computadorizada). Esse problema possivelmente surgiu devido ao pequeno grupo de controle que foi formado quando se considerou apenas o município de São Paulo. Os efeitos foram bastante diferentes possivelmente devido a uma heterogeneidade entre os grupos de tratados e controle (talvez os elementos escolhidos para o grupo de controle não são de fato um contrafactual dos indivíduos tratados, mesmo sendo esses concorrentes diretos dos hospitais envolvidos no tratamento).

Conclui-se, portanto, que o ato de concentração gerou efeitos significativos sobre as variáveis de resultado em estudo, algumas com crescimentos de mais de 20%. Ademais, os resultados variam consideravelmente a partir da variação do grupo de controle, confirmando o quão sensível essa metodologia é em relação ao

contrafactual dos tratados. Esse é a maior fonte de problema dessa ferramenta, que será discutida mais adiante nesse trabalho.

#### **4.3.1.2) Caso Rede D'Or – Hospital Nossa Senhora de Lourdes e Hospital da Criança**

Nesta subseção apresenta-se o impacto da fusão sobre variáveis de infraestrutura hospitalar (leitos e equipamentos) para a fusão envolvendo o HNSL e HC. Como esse ato de concentração envolveu a aquisição de mais que um hospital, consideramos no grupo de tratamento todos os centros de saúde incluídos na transação. Assim como no caso anterior, considerou-se como grupo de controle todos os hospitais remanescentes à filtragem realizada (para o estado de São Paulo e apenas o município de São Paulo). Temos também que as regressões DID são do tipo:

$$\ln \text{equip}_{it} = A_0 + A_1 \text{tratamento}_{it} (\text{fusão}) + A_2 \text{período}_{it} (\text{Pós}) + \beta * \text{trat} * \text{período} + u_{it}$$

$$\ln \text{leito}_{it} = A_0 + A_1 \text{tratamento}_{it} (\text{fusão}) + A_2 \text{período}_{it} (\text{Pós}) + \beta * \text{trat} * \text{período} + u_{it}$$

Como o ato de concentração ocorreu em 2012, o único controle temporal possível com os dados disponíveis era excluindo o ano de 2014, para tentar identificar o quão rápido é o efeito da fusão sobre as variáveis de infraestrutura hospitalar em estudo. As tabelas 8 e 9 apresentam os resultados:

**Tabela 8:** Valores estimados do impacto da fusão (coeficiente  $\beta$ ) e p-valores respectivos para o ato de concentração entre Rede D'Or – Nossa Senhora de Lourdes/Hospital da Criança (período 2006 – 2014)

Ato de concentração: Rede D'Or - Nossa Senhora de Lourdes e Hospital da Criança								
Período: 2006 - 2014								
			Leitos			Equipamentos		
			UTI	Obst.	Cirurgico	Eletroc.	RX_100	Tom. Comp
Grupo de controle	Estado: São Paulo	OLS -RLE	0,284 ** (0.018)	0,155 (0.414)	0,329*** (0.000)	0,233 (0.609)	0,09 (0.546)	0,024 (0.529)
		FE	0,239 *** (0.002)	0,04 (0.734)	0,255** (0.031)	0,146 ** (0.029)	0,071 (0.290)	0,0063 (0.862)
		FE -RLE	0,239*** (0.000)	0,040 (0.392)	0,255*** (0.000)	0,146*** (0.000)	0,047 * (0.089)	0,0063 (0.289)
	Município: São Paulo	OLS -RLE	0,064 (0.281)	0,0439 (0.639)	0,094 (0.305)	0,11 (0.121)	0,023 (0.810)	-
		FE	0,093 (0.445)	0,0475 (0.719)	0,034 (0.753)	0,084 (0.307)	0,016 (0.667)	-
		FE -RLE	0,093 ** (0.036)	0,0475 (0.426)	0,031 (0.328)	0,084** (0.047)	0,0163 (0.469)	-

Fonte: elaboração do autor

**Obs:**  
 (\*\*\*) p-valor < 1%  
 (\*\*) p-valor < 5%  
 (\*) p-valor < 10%

**Tabela 9:** Valores estimados do impacto da fusão (coeficiente  $\beta$ ) e p-valores respectivos para o ato de concentração entre Rede D'Or – Nossa Senhora de Lourdes/Hospital da Criança (período 2006 – 2013)

Ato de concentração: Rede D'Or - Nossa Senhora de Lourdes e Hospital da Criança								
Período: 2006 - 2013 (drop 2014)								
			Leitos			Equipamentos		
			UTI	Obst.	Cirurgico	Eletroc.	RX_100	Tom. Comp
Grupo de controle	Estado: São Paulo	OLS -RLE	0,245 * (0.099)	0,132 (0.596)	0,237** (0.030)	0,252 (0.681)	0,112 (0.576)	0,019 (0.698)
		FE	0,210** (0.014)	0,024 (0.876)	0,193 (0.203)	0,163* (0.062)	0,065 (0.213)	0,005 (0.891)
		FE -RLE	0,21*** (0.000)	0,024 (0.564)	0,193 (0.116)	0,163*** (0.000)	0,065* (0.067)	0,005 (0.299)
	Município: São Paulo	OLS -RLE	0,056 (0.481)	0,026 (0.834)	0,017 (0.885)	0,076 (0.422)	0,004 (0.972)	-
		FE	0,078 (0.552)	0,048 (0.778)	0,03 (0.833)	0,058 (0.557)	-	-
		FE -RLE	0,078** (0.035)	0,048 (0.414)	0,03 (0.375)	0,058* (0.083)	-	-

**Fonte:** elaboração do autor

**Obs:**

(\*\*\*) p-valor < 1%

(\*\*) p-valor < 5%

(\*) p-valor < 10%

O primeiro ponto que pode ser notado imediatamente ao avaliar os resultados das tabelas 8 e 9 é que os resultados não são tão significativos quanto às estimativas envolvendo a compra do Hospital São Luiz. Dessa forma, além de não conseguirmos rejeitar a hipótese nula de que o coeficiente não é nulo a um nível de significância baixo, os resultados são imprecisos, apresentando um intervalo de confiança maior. Esse é um problema no qual não temos controle e talvez possa estar acontecendo devido à baixa disponibilidade de dados de anos posteriores ao ato de concentração (os resultados para o primeiro caso analisado tornaram-se mais precisos na última estimação, considerando dados de 2006 a 2014) ou porque para esse caso o impacto talvez não seja significativo.

Outro ponto que pode afetar os resultados do impacto é a de que os hospitais Nossa Senhora de Lourdes e da Criança eram notavelmente menores do que os da Rede São Luiz. O Hospital da Criança, por exemplo, era especializado apenas em pediatria e concorria diretamente com o Hospital Nossa Senhora de Lourdes (ambos localizam-se na mesma rua). Dessa forma, mesmo que uma grande rede como a D'Or assumira controle desses centros de saúde (não tão grandes), demora um tempo para que eles possam adquirir uma melhor estrutura e exista um aumento de poder de mercado e demanda. Isso depende também do tamanho do investimento realizado pela Rede que adquiriu o hospital. Essas são apenas suposições e a

metodologia utilizada é capaz apenas de capturar o impacto do ato de concentração sobre a variável em estudo.

Comparando os resultados da Tabela 8 e 9, percebemos que as estimativas continuam sensíveis à variação no grupo de controle. A variação dos resultados aqui são ainda mais gritantes. Leitos de UTI, por exemplo, variam de um crescimento de 28,4% para 6,4%. Ademais, o primeiro era significativo com um p-valor próximo de dois por cento, já o segundo possui um p-valor de quase 30%, dificultando a rejeição da hipótese nula de significância do coeficiente. Esse fato confirma ainda mais a tese de que a utilização do grupo de controle considerando apenas hospitais do município de São Paulo não gera bons resultados, por talvez não ser um bom contrafactual dos tratados.

No que se refere à velocidade do impacto, percebe-se que no primeiro ano após a transação o efeito já havia sido considerável. A Tabela 9 informa que o crescimento nos leitos cirúrgicos era de 23,7%, passando para 32,9% (para resultados de MQO com erro padrão robusto de White e grupo de controle considerando hospitais do Estado de São Paulo). Já para leitos de UTI, o crescimento no primeiro ano foi de 24,5% passando para 28,4%. Assim, conclui-se que, em geral, o impacto da fusão tem efeito imediato, sendo o primeiro ano responsável por grande parte da variação sobre as variáveis de resultado em estudo. A análise anterior dispunha de uma maior base de dados e mostrou que a variação era maior do primeiro para o segundo ano e deste para o terceiro, sendo muito pequena nos demais. Dessa forma, podemos concluir que mesmo que houvesse disponibilidade de dados de 2015, haveria variação do impacto, porém não tão grande. Talvez essa disponibilidade de dados fizesse também com que os resultados fossem mais significativos.

Outro ponto importante a destacar é o de que os resultados para o segundo caso apresentam p-valores bastante elevados. Dessa forma, além de não conseguirmos rejeitar a hipótese nula de que o coeficiente não é nulo a um nível de significância baixo, os resultados são imprecisos, apresentando um intervalo de confiança maior. Esse é um problema no qual não temos controle e talvez possa estar acontecendo devido à baixa disponibilidade de dados de anos posteriores ao ato de concentração (os resultados para o primeiro caso analisado tornaram-se mais precisos na última estimação, considerando dados de 2005 a 2014) ou porque para esse caso o impacto talvez não seja significativo.

### 4.3.2) Análise dos resultados e problemas

Pelos resultados apresentados até agora, confirma-se uma característica da metodologia diferenças em diferenças e, em geral, dos métodos de avaliação de impacto: elevada sensibilidade a variações no grupo de controle. Essa é uma consequência esperada, pelo que foi exposto no capítulo 3 dessa dissertação. As subseções anteriores mostram o quanto os resultados variam quando modifica-se o grupo de controle. É claro que somado a isso existe a suspeita de que o grupo de controle apenas do município de São Paulo não é razoável, pela elevada possibilidade de haver uma heterogeneidade entre os grupos de tratados e controlados, gerando um viés de seleção.

Como foi visto no capítulo 3, o viés de seleção é um problema que surge quando características não-observáveis afetam a decisão de participação no tratamento, violando exogeneidade estrita. Vimos também que o estimador diferenças em diferenças é capaz de lidar com esse problema. Porém, caso existam diferenças entre os indivíduos tratados e aqueles que foram selecionados para o grupo de controle, as estimativas poderão ser viesadas. Os resultados apresentados até aqui podem sofrer com esse problema, pois mesmo que a filtragem que foi realizada tenha selecionado indivíduos parecidos em tamanho e por natureza (privado ou público), caso os elementos tratados e de controle sejam heterogêneos, os resultados seriam viesados. Isso ocorre porque os controlados não representariam uma situação contrafactual do que ocorreria com os indivíduos tratados na ausência de tratamento.

Portanto, o maior desafio para o pesquisador que aplica a metodologia diferenças em diferenças, ou qualquer método de avaliação de impacto, está em determinar os elementos que sejam um contrafactual correto daqueles que estão recebendo o tratamento. Igualmente, como não há certeza de que os grupos de controle utilizados nas estimações realizadas até agora nesse estudo são realmente um contrafactual do grupo de tratados, não podemos afirmar que os resultados estimados são de fato representativos do impacto gerados pela fusão, mesmo àqueles em que os coeficientes estimados são muito significativos (com p-valor zero), como no caso da fusão do Hospital São Luiz.

Todavia, essas estimações realizadas até agora não são inúteis. Elas informam que de fato a fusão gera impacto, por si só, em variáveis de infraestrutura hospitalar. Essa afirmação pode ser feita porque os resultados mostram que variações no grupo de controle continuam gerando impactos sobre as variáveis de resultado. Se fosse realizado um exercício de modificação dos elementos inseridos no grupo de controle e fossem rodadas novas regressões com esse novo grupo, observar-se-ia que os resultados variariam, porém pouco e sempre trariam um impacto significativo (esse exercício foi realizado no Stata, porém os resultados não foram salvos).

Contudo, o principal objetivo de uma avaliação empírica de impacto é identificar a magnitude exata do efeito do programa sobre alguma variável de resultado dos indivíduos tratados (no nosso caso o impacto da fusão sobre variáveis de infraestrutura hospitalar). Ora, mas o verdadeiro impacto do ato de concentração sobre as variáveis de resultado só pode ser afirmado com precisão caso fosse utilizado um grupo de controle que fosse de fato um contrafactual dos indivíduos tratados, considerando um vetor de características individuais. Existe alguma forma de selecionar esses indivíduos aplicando alguma ferramenta? Obviamente a resposta é sim. Existem métodos que permitem a seleção desses grupos, como o pareamento, que aplica o escore de propensão. [Fogel (2012)].

#### 4.3.3) Escore de propensão e redução do viés de seleção

As seções anteriores trataram de introduzir o problema do viés de seleção e como tal pode ser gerado. Os estudos empíricos experimentais, em sua maioria, utilizam dados não randomizados. Isso ocorre porque os pesquisadores, na maioria desses estudos, observam dados e não os geram. Como já mencionado nesse trabalho, o método diferenças em diferenças é não-experimental e o viés de seleção é um problema potencial, apesar de se conseguir lidar de maneira exitosa com esse problema. Ademais, já foi mostrado que os dados retirados do CNES são não-experimentais e o tratamento também não foi determinado de forma randômica, muito pelo contrário, trata-se de uma aquisição realizada por uma empresa.

Para minimizar o problema do viés de seleção, Rubin e Rosenbaum (1983) propuseram a metodologia do Escore de Propensão. A ideia da metodologia é de que o viés de seleção pode ser reduzido se os indivíduos tratados forem comparados com elementos o mais parecido possível num vetor de características. De acordo com os renomados autores, o escore de propensão nada mais é do que a probabilidade condicional de receber o tratamento dado às características do pré-tratamento:

$$p(X) = P(T=1/X) = E(T/X) \quad (I)$$

onde  $T = \{0,1\}$  é uma *dummie* que indica a exposição ao tratamento e  $X$  um vetor multidimensional de características do pré tratamento. Além disso, mostra-se que se a exposição ao tratamento for aleatória em relação às características de  $X$ , também será aleatória em relação a valores de uma variável de uma dimensão,  $p(X)$ . O principal resultado decorrente dessa observação é o de que dada uma população com elementos denotados por “ $i$ ”, se o escore de propensão  $P(X_i)$  é conhecido, então o efeito médio do tratamento sobre os tratados (ATT – *average effect of treatment on the treated*) pode ser estimado da seguinte maneira:

$$ATT = E[Y_{1i} - Y_{0i} | T_i = 1]$$

$$\begin{aligned}
&= E[E\{Y_{1i} - Y_{0i} | T_i = 1, p(X_i)\}] & \text{(II)} \\
&= E[E\{Y_{1i} | T_i = 1, p(X_i)\} - E\{Y_{0i} | T_i = 0, p(X_i)\}]
\end{aligned}$$

Onde o valor esperado mais externo diz respeito à distribuição  $(p(X_i), T_i = 1)$  e  $Y_{1i}$  e  $Y_{0i}$  são, respectivamente, os resultados potenciais em duas situações contrafactuais: tratamento e não tratamento. Tecnicamente, (II) é derivado de (I) caso os lemas 1 e 2 sejam satisfeitos:

**Lema 1:** Se  $p(X)$  é o escore de propensão, então

$$T \perp X | p(X)$$

Essa hipótese é considerada como um balanceamento das variáveis do pré-tratamento, dado o escore de propensão.

**Lema 2:** (“*unconfoundedness given the propensity score*”)

Suponha que a participação do tratamento seja imperturbável, isto é

$$Y_1, Y_0 \perp T | X$$

Então a participação no tratamento é imperturbável dado o escore de propensão

$$Y_1, Y_0 \perp T | p(X)$$

Caso a hipótese de balanceamento do Lema 1 seja satisfeita, então observações com o mesmo escore de propensão devem ter a mesma distribuição de características observáveis (e não-observáveis) independentemente do status de tratamento. Ou seja, para um dado escore de propensão, a exposição para o tratamento é randômica e, por consequência, elementos tratados e controlados devem ser, na média, idênticos.

Um resultado importante é o de que qualquer modelo de probabilidade padrão pode ser utilizado para estimar o escore de propensão. No stata, o comando *pscore* estima o escore de propensão e a hipótese de balanceamento (Lema 1) a partir da aplicação de um algoritmo baseado na utilização de um modelo probit (ou logit). O principal problema por trás dessa metodologia é o de que a estimação do escore de propensão, por si só, não é o suficiente para a estimação do ATT de interesse a partir de (II). Isso ocorre porque a probabilidade de se observar duas unidades com **exatamente o mesmo** escore de propensão é em princípio zero, dado que  $p(X)$  é uma variável contínua. Dessa forma, vários métodos foram criados para superar esse problema, sendo os mais utilizados: pareamento por estratificação e pareamento pelo “vizinho mais próximo”.

O pareamento por estratificação consiste basicamente em dividir o espaço de variação do escore de propensão em intervalos tal que em cada um desses os indivíduos tratados e controlados tenham, em média, o mesmo escore. Assim, é computada a diferença entre os resultados médios dos indivíduos tratados e controlados, para cada intervalo que contenha simultaneamente elementos tratados e controlados. Por consequência, o ATT de interesse será computado a partir da média dos ATT's calculados para cada intervalo da estratificação, ponderado pela distribuição de indivíduos tratados em cada um desses blocos. Um dos pontos fracos desse método é o de que os intervalos onde não existem tanto elementos tratados ou controlados são excluídos da estimação do ATT. Em outras palavras, perdem-se observações caso esse intervalo não seja híbrido, ou seja, contenha tanto elementos tratados como de controle.

O método de pareamento pelo vizinho mais próximo consiste em selecionar elementos que possuam escore de propensão com valor próximo àqueles calculados para os indivíduos tratados. Esse método é feito com reposição, ou seja, um mesmo elemento de controle pode ser pareado com mais de um indivíduo do grupo de tratamento. Uma vez pareado cada indivíduo tratado com uma unidade de controle, computa-se a diferença da variável de resultado entre o indivíduo que participa do programa e o controlado. O ATT de interesse é contabilizado a partir da média dessas diferenças.

Como pode-se perceber, o escore de propensão, nos dois métodos apresentados, foi utilizado para selecionar elementos para parear indivíduos com indivíduos tratados, formando um grupo de controle. Após isso, calcula-se o efeito médio do tratamento sobre os tratados (ATT). Todavia, nesse estudo estamos aplicando a ferramenta diferenças em diferenças para investigar o impacto de fusões hospitalares sobre variáveis de infraestrutura hospitalar. Dessa forma, a partir da utilização de dados retirados do CNES, será calculado o escore de propensão que permita selecionar um grupo de controle mais fidedigno e, naturalmente, será mais semelhante aos indivíduos tratados de acordo com o vetor de características X.

Para isso, será utilizado, nessa dissertação, o método de pareamento pelo vizinho mais próximo, com o intuito de se selecionar um grupo de controle. Em posse desses indivíduos, serão rodadas regressões diferenças em diferenças para leitões para o caso da aquisição do hospital São Luiz pela Rede D'Or.

O procedimento foi realizado no Stata através de alguns passos. O primeiro deles foi o cálculo de um modelo probit através do seguinte comando:

- *probit tratamento tamanho estab\_priv equip\_52 equip\_63*

Onde tratamento é a variável binária que assume valor um para os indivíduos que participam da fusão e zero para todos aqueles que não participam da fusão.

Cabe ressaltar que por ser um modelo probit, necessariamente a variável dependente precisa ser binária. Tamanho é uma variável independente que consiste numa *proxy* do tamanho do hospital através da soma do número total de equipamentos e leitos existentes para cada observação da base de dados. Essa variável foi escolhida pela ideia de que quanto maior o hospital, mais equipamentos e leitos ele possui. Já “*estab\_priv*” é uma variável binária que foi criada para identificar estabelecimentos de natureza privada ou público. A variável “*equip\_52*”, por sua vez, representa o número de equipamentos de bomba de infusão que cada centro de saúde da base de dados tem. Analisando os dados fornecidos pelo CNES, percebe-se que praticamente todos os tipos de estabelecimento de saúde possuem esse tipo de equipamento. Quanto maior o estabelecimento, mais equipamentos desse tipo ele possui, sendo assim mais uma *proxy* de tamanho do hospital. O mesmo ocorre para a variável “*equip\_63*”, que consiste no número de equipamentos de reanimação cardíaca. A estimação desse modelo probit pelo Stata gerou os seguintes resultados:

**Tabela 10** : Estimação modelo probit para variável de tratamento

Regressão Probit				Nº de observações		16953	
				LR chi(2)3		24.17	
				Prob > chi2		0.0000	
				Pseudo R2		0.6016	
Tratamento	Coef.	Erro padrão	z	P >  z	Int. Conf 95%		
Tamanho	-0.0123439	.004003	-3,08	0.002	-0.0201896	-0.0044981	
<i>estab_priv</i>	0	0	.	.	.	.	
<i>equip_52</i>	0.0346836	0.0099651	3.48	0.001	0.0151523	0.0542149	
<i>equip_63</i>	0.0339034	0.0102724	3.30	0.001	0.0137698	0.054037	
Const	-4,11137	.4008863	-10,26	0.000	-4,897093	-3,325648	

**Fonte:** Elaboração do autor

Por se tratar de uma regressão *probit*, não podemos interpretar diretamente os coeficientes estimados. Devemos avaliar o efeito marginal dos regressores, ou seja, o quanto a probabilidade condicional da variável de resultado varia quando modifica-se o valor do regressor, considerando os outros regressores constantes. Dessa forma, essa probabilidade condicional se modificaria em 3,4% para o caso de equipamentos de bomba de infusão. Em outras palavras, essa regressão nos informa o efeito marginal sobre a probabilidade de participação no tratamento que as variáveis independentes escolhidas causam ao variar em uma unidade. Devido a isso, e por a variável “*estab\_priv*” ser uma variável binária, não foi possível estimar esse efeito marginal para ele no modelo *probit*.

A estimação desse modelo probit na verdade é um dos passos necessários para o cálculo do escore de propensão no Stata, que foi estimado através do seguinte comando:

- `predict double ps, pr(tratamento)`

O modelo probit gera os argumentos necessários para a estimação do escore de propensão, que é calculado através do comando supracitado. Dessa forma, é calculada uma probabilidade de participação no tratamento para cada observação da base de dados, considerando as características dos indivíduos que são representadas pelas variáveis explicativas utilizadas na estimação do modelo probit. A tabela a seguir trás algumas informações sobre esse escore de propensão:

**Tabela 11** : Soma das probabilidades de propensão a participar do tratamento e algumas estatísticas

Escore de propensão - Soma					
Variável	Observações	Média	Desvio Padrão	Min	Max
ps	16953	0.0001269	0.0060634	7.52e-21	0.6235936

**Fonte:** Elaboração do autor

A tabela 11 mostra que foi estimada a probabilidade de participação para 16953 observações, onde “ps” é o escore de propensão (*propense score*). A média dessas probabilidades é de 0,0001269 com desvio padrão de 0,0060634. O menor probabilidade de participação é próxima de 0 e o máximo 0,6235936 (esse valor realmente envolve uma observação que recebe o tratamento).

A partir do cálculo desse escore de propensão, é possível utilizar o método de pareamento pelo vizinho mais próximo. Essa foi a metodologia utilizada para selecionar o grupo de controle que foi utilizado na estimação das regressões diferenças em diferenças. Ou seja, o cálculo do escore de propensão permitiu calcular as probabilidades de participação no tratamento de acordo com o vetor de características do hospital (X). De posse desses dados, pareou-se os indivíduos tratados com aqueles que possuíam o valor do escore de propensão mais próximo, dentro de um raio escolhido. Assim, pôde-se formar um grupo de controle com características parecidas com os indivíduos tratados. Antes de trazer o resultado das regressões DID utilizando esse novo grupo de controle, serão apresentados alguns resultados obtidos através do comando `psmatch2` do Stata, que são bastante interessantes.

A tabela a seguir mostra os resultados obtidos através da utilização do seguinte comando:

- `psmatch2 tratamento, outcome(tamanho estab_priv equip_52 equip_63), pscore(ps)`

**Tabela 12:** Efeito médio do tratamento sobre tratados para as características utilizadas na estimação do escore de propensão

Psmatch2						
Variavel	Amostra	Tratados	Controle	Diferença	S.E	Est. T
tamanho	Não-pareados	568,5	5,833	562,66	27,62	20,37
	ATT	568,5	374,5	194	152,97	1,27
estab_priv	Não-pareados	1	1	0	0	.
	ATT	1	1	0	0	.
equip_52	Não-pareados	136	0,798	135,202	6,272	21,56
	ATT	136	95,5	40,5	40,376	1
equip_63	Não-pareados	153	0,762	152,24	5,239	29,06
	ATT	153	115	38	80,802	0,47

**Fonte:** Elaboração do autor

O `psmatch2`, segundo o *Stata*, programa métodos de pareamento com o intuito de ajustar para diferenças entre variáveis observáveis em uma situação de pré-tratamento para os grupos de tratados e de controle. A tabela apresenta o efeito médio do tratamento sobre tratados para as variáveis independentes utilizadas para o cálculo do escore de propensão. O ATT de interesse seria aquele computado pela média da diferença dos ATT's computados para os tratados e controlados, para cada variável independente, caso estejamos utilizando o método de pareamento para o vizinho mais próximo (esse resultado já foi discutido anteriormente). Outra ferramenta interessante é computada através do seguinte comando:

- `ptest tamanho estab_priv equip_52 equip_63`

Essa ferramenta permite calcular gráficos e estatísticas específicas para as variáveis independentes utilizadas, entre os grupos de tratados e controle. Para isso, o comando utiliza as estimativas do `psmatch2`. A tabela a seguir trás algumas dessas estatísticas e a figura 3 um histograma pelo escore de propensão.

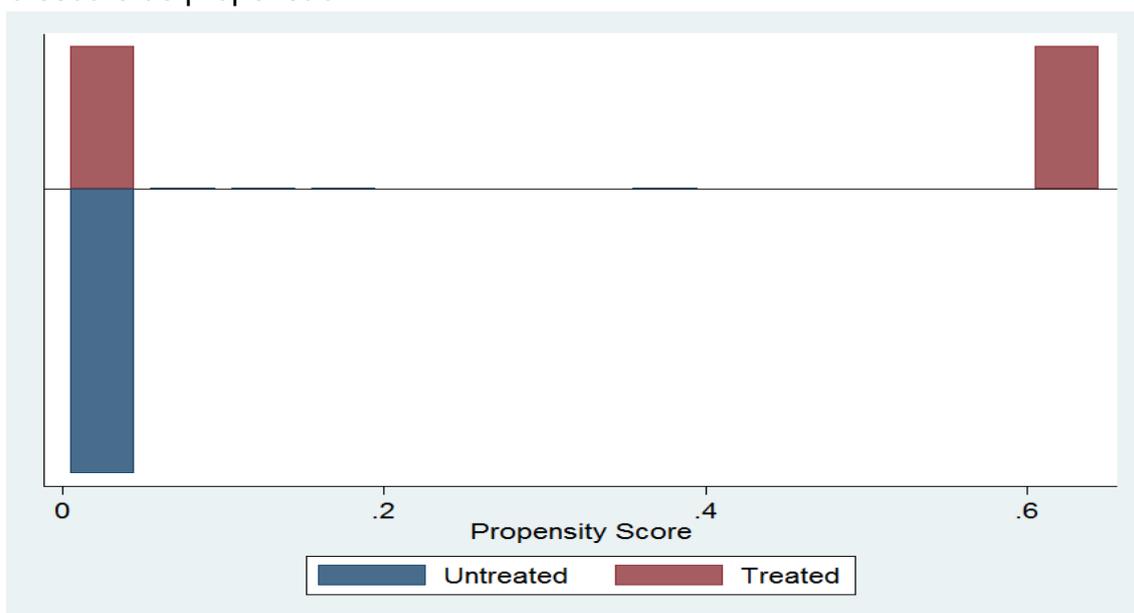
**Tabela 13:** Estatísticas e porcentagem de viés para as variáveis independentes utilizadas no cálculo do escore de propensão

Pstest						
Variável	Média		% viés	Teste - t		V(T)/V(C)
	Tratado	Controle		t	p >  t	
Tamanho	568,5	374,5	158,2	1,27	0,332	1,57
estab_priv	1	1	.	.	.	.*
equip_52	136	95,5	100	1,00	0,421	52,89
equip_63	153	115	78,7	0,47	0,684	0,55

\* caso a variância esteja fora do intervalo [0,00; 647,49]

**Fonte:** Elaboração do autor

**Figura 3:** Gráfico de frequência (histograma) entre tratados e controlados de acordo pelo escore de propensão



**Fonte:** Elaboração do autor

A tabela 13 apresenta a média das características utilizadas no cálculo do escore de propensão para os grupos de tratados e de controle. Ademais, a porcentagem de viés representa a diferença percentual da amostra principal nas sub-amostras de indivíduos tratados e não tratados como uma porcentagem do quadrado da raiz das variâncias amostrais dos tratados e controlados. “V(T)/V(C)” é a razão entre variância das sub-amostras dos tratados e a dos controlados, para cada variável de resultado utilizada. Já a Figura 3 apresenta um gráfico de barras de frequência de indivíduos tratados e controlados sobre o valor do escore de

propensão calculado. Percebe-se que a maioria dos elementos controlados apresenta uma probabilidade de participação no tratamento próxima de zero, assim como parte dos tratados.

Já outra parte dos indivíduos tratados possuem escore de propensão no intervalo [0,6;0,7]. Cabe ressaltar que os controlados possuem elementos distribuídos em todo o intervalo entre o maior e o menor valor do escore de propensão. Porém, como na amostra temos mais do que dezesseis mil observações, onde grande parte desses elementos são caracterizados como elementos de controle, e como quase cem por cento desses elementos apresentam uma probabilidade de participação no tratamento no intervalo [0;0,1], o gráfico ilude o avaliador a pensar que não existem indivíduos no grupo de controle fora desse intervalo. Porém é apenas uma questão de dimensão do gráfico.

#### **4.3.3.1) Resultados das regressões utilizando o escore de propensão**

Como foi dito na subseção acima, o grupo de controle utilizado nessa estimação foi obtido a partir da utilização do escore de propensão, através da metodologia de pareamento pelo vizinho mais próximo. Cabe ressaltar que as estimações foram realizadas apenas para o ato de concentração Rede D’Or – São Luiz, utilizando como variável de resultado apenas leitos. Essa decisão foi tomada por dois motivos: o primeiro porque não foi possível se ter acesso a mais dados sobre as características dos hospitais que permitissem aplicar o escore de propensão utilizando mais características. Dessa forma, decidimos utilizar alguns equipamentos como variável proxy de tamanho, “estab\_priv” que representa uma dummie para natureza privada ou público e “tamanho” que é uma variável criada, que utilizou tanto “ltotal” e “eqtotal” (total de leitos e equipamentos por observação, respectivamente). Essas eram as únicas variáveis disponíveis para a aplicação do escore de propensão. Assim, como equipamentos foram utilizados no cálculo da probabilidade, não utilizamo-los como variável de resultado na estimação da regressão DID. O segundo motivo para a aplicação apenas para o caso do ato de concentração da Rede D’Or São Luiz foi a indisponibilidade de tempo, uma vez que o escore de propensão teria de ser calculado para cada caso.

As tabelas 14,15 e 16 apresentam os resultados dos impactos estimados para o AC supracitado, onde as regressões DID são, novamente, do tipo:

$$\ln leito_{it} = A_0 + A_1 tratamento_{it} (fusão) + A_2 período_{it} (Pós) + \beta * trat * período + u_{it}$$

**Tabela 14:** Valores estimados (escore de propensão) do impacto da fusão (coeficiente  $\beta$ ) e p-valores respectivos para o ato de concentração entre Rede D'Or – São Luiz (período 2006 – 2014)

<b>Ato de concentração: Rede D'Or - São Luiz</b>				
<b>Período 2006 - 2014</b>				
		<b>Leitos</b>		
		UTI	Obst.	Cir.
<b>Estado: São Paulo</b>	<b>OLS -RLE</b>	0,087 ** (0.043)	0,153 ** (0.045)	0,357 ** (0.016)
	<b>FE</b>	0,179 * (0.070)	0,0927 (0.544)	0,392 ** (0.043)
	<b>FE -RLE</b>	0,179 *** (0.00)	0,0927 * (0.073 )	0,392 *** (0.00)

**Fonte:** Elaboração do autor

**Obs:**  
 (\*\*\*) p-valor < 1%  
 (\*\*) p-valor < 5%  
 (\*) p-valor < 10%

**Tabela 15:** Valores estimados (escore de propensão) do impacto da fusão (coeficiente  $\beta$ ) e p-valores respectivos para o ato de concentração entre Rede D'Or – São Luiz (período 2006 – 2013)

<b>Ato de concentração: Rede D'Or - São Luiz</b>				
<b>Período 2006 - 2013 (drop 2014)</b>				
		<b>Leitos</b>		
		UTI	Obst.	Cir.
<b>Estado: São Paulo</b>	<b>OLS -RLE</b>	0,0414 (0.286)	0,121 (0.206)	0,288 * (0.053)
	<b>FE</b>	0,126 (0.192)	0,0683 (0.666)	0,3215 (0.106)
	<b>FE -RLE</b>	0,126 * (0.065)	0,0683 (0.454)	0,3209 *** (0.007)

**Fonte:** Elaboração do autor

**Obs:**  
 (\*\*\*) p-valor < 1%  
 (\*\*) p-valor < 5%  
 (\*) p-valor < 10%

**Tabela 16:** Valores estimados (escore de propensão) do impacto da fusão (coeficiente  $\beta$ ) e p-valores respectivos para o ato de concentração entre Rede D'Or – São Luiz (período 2006 – 2012)

<b>Ato de concentração: Rede D'Or - São Luiz</b>				
<b>Período 2006 - 2012 (drop 2014 , 2013)</b>				
		<b>Leitos</b>		
		UTI	Obst.	Cir.
<b>Estado: São Paulo</b>	<b>OLS -RLE</b>	0,031 (0.736)	0,0473 (0.661)	0,259 * (0.073)
	<b>FE</b>	0,0447 (0.641)	0,024 (0.886)	0,281 (0.166)
	<b>FE -RLE</b>	0,0447 (0.423)	0,024 (0.751)	0,281 *** (0.005)

**Fonte:** Elaboração do autor

**Obs:**  
 (\*\*\*) p-valor < 1%  
 (\*\*) p-valor < 5%  
 (\*) p-valor < 10%

As estimações do impacto da fusão obtidas a partir da utilização do grupo de controle gerado pelo pareamento através da utilização do escore de propensão geram resultados bastante significativos entre o período de 2006 até 2014 (tabela 14). A fusão foi responsável por um crescimento de 15,3% sobre leitos obstétricos, 8,7% para leitos de UTI e 35,7% sobre leitos cirúrgicos (estimados por MQO – Erro padrão robusto). Os resultados obtidos por Efeitos fixos são consideravelmente diferentes daqueles obtidos por MQO. Para leitos de UTI, por exemplo, efeitos fixos mostram que o impacto foi de 17,9%, com p-valor próximo de zero, enquanto MQO gerou um efeito de 8,7% com p-valor próximo de quatro por cento.

Percebe-se, também, que os resultados aqui encontrados confirmam a tese de que a fusão gera efeitos imediatos sobre as variáveis de leitos, com persistência de crescimento decrescente com o passar dos anos. Leitos obstétricos, por exemplo, aumentou a uma taxa de 4,7% nos dois primeiros anos após o ato de concentração. No ano seguinte o efeito de crescimento tinha sido de 12,1%, passando para 15,3% até 2014. Já para leitos de UTI os resultados mudaram de 3,1% para 4,1% chegando a 8,7% em 2014. Portanto, concluímos que o ato de concentração gera efeitos imediatos, que vão se maturando com o passar do tempo.

Por fim, assim como nas outras estimativas realizadas, quanto menor o período utilizado na variável *dummie* temporal, maior o p-valor das estimativas e, portanto, menos precisos são os resultados (maior intervalo de confiança). Portanto, percebe-se que as características notadas nas outras estimações permanecem aqui. A maior

diferença está nas estimativas do impacto, comprovando o quão sensível a variações no grupo de controle é a regressão diferenças em diferenças.

#### 4.3.4) Análise dos resultados e conclusões

O resultado de que a metodologia diferenças em diferenças apresenta sensibilidade a variações no grupo de controle foi mencionada diversas vezes nesse trabalho. As estimativas realizadas nesse estudo comprovam isso, é o que mostra o quadro abaixo:

**Quadro 1:** Quadro comparativo dos impactos da fusão com grupos de controle diferentes

Grupo de controle	Leito		
	UTI	Obst.	Cirúrgico
Estado de SP	0,197	0,127	0,423
Escore de propensão	0,087	0,153	0,357

**Fonte:** Elaboração do autor

Como podemos perceber, a simples mudança do grupo de controle gerou variações nos impactos estimados. Esse é um resultado já esperado e comprovado pelo estudo. O principal desafio para o pesquisador, portanto, é selecionar um grupo de controle que represente (ou se aproxime) uma situação contrafactual de ausência de tratamento para os tratados. Outra conclusão que chegamos é a de que a fusão gera efeito sobre variáveis de infraestrutura hospitalar como leitos e equipamentos. Independentemente da escolha de um grupo de controle correto, ficou claro que os resultados são em grande parte significativos e consideráveis. Mesmo na presença de um forte viés a possibilidade de existir o impacto é bastante grande.

Um dos pontos fracos do estudo está no fato de não haver muita disponibilidade de dados referentes a características dos hospitais que pudessem ser utilizadas no cálculo do escore de propensão ou na filtragem dos dados. Dessa forma, os resultados obtidos provavelmente não são de fato o impacto exato que o ato de concentração gerou sobre as variáveis de resultado de infraestrutura hospitalar. Se fosse possível se obter mais variáveis que permitissem identificar melhor os hospitais, criando um grupo de controle mais preciso, com certeza os resultados aqui obtidos seriam mais confiáveis. Essa é uma limitação do estudo ora empreendido e que poderá ser objeto de futuras pesquisas.

Como foi mencionado nesse estudo, o objetivo desse trabalho era analisar empiricamente fusões hospitalares utilizando uma ferramenta que fosse compatível com os dados disponíveis. Nesse ponto o estudo foi exitoso, pois foi possível se obter estimativas do impacto da fusão sobre variáveis como leitos e equipamentos. Todavia, esse método possui algumas limitações. É claro que essa metodologia não pode ser utilizada por um órgão regulador concorrencial para permitir ou não a consolidação de um ato de concentração, por ser necessariamente uma aplicação *ex-post*. Outro ponto limitante na aplicação da regressão DID é a de que o impacto estimado da fusão sobre as variáveis de infraestrutura não são muito conclusivos sobre possíveis efeitos concorrenciais que o ato de concentração pode gerar. Em outras palavras, conhecer *ex-post* que a fusão gerou impacto positivo de crescimento sobre variáveis de infraestrutura, pode gerar a conclusão de que o estabelecimento envolvido na fusão teve um acréscimo de demanda e precisou expandir sua estrutura. Porém o efeito causal disto sobre o efeito concorrencial depende da utilização de outras variáveis. Ou seja, essa ferramenta deve ser utilizada concomitantemente a outros estudos, pois ao utilizar somente as estimativas DID não é possível se obter uma causalidade com impactos concorrenciais.

Outro ponto de possível aplicação futura refere-se à consideração da interação estratégica na determinação do grupo de controle. Como estamos considerando fusões ocorridas no município de São Paulo, em especial aquisições realizadas pela Rede D'Or, há um provável efeito que possa ser gerado pela interação estratégica dos concorrentes dos hospitais que foram comprados. Ou seja, deveríamos considerar que os hospitais do município de São Paulo formam um oligopólio e, dessa forma, há interação estratégica entre eles. Desconsiderar esse fato das estimações pode acabar viesando as estimações.

Assim, uma possível aplicação dessa hipótese em estudos futuros seria a determinação de grupos de controle baseados em oligopólios do estado paulista. Ora, municípios onde a Rede D'Or não possui unidades seria o melhor grupo contrafactual, pois o “efeito D'Or” (que é o impacto gerado pela entrada dessa rede num município, seja por investimento ou sobre os concorrentes) e a interação estratégica não estaria afetando esses hospitais do grupo de controle. A estimação, dessa forma, poderia trazer resultados diferentes.

## 5) Conclusão

O presente trabalho constatou que fusões horizontais hospitalares geram impactos sobre variáveis de infraestrutura hospitalar. Esse efeito, na maior parte das vezes, é imediato, onde no primeiro ano o ato de concentração já gera grande crescimento sobre variáveis como leitos e equipamentos. Neste estudo foram avaliados dois casos de fusão: a compra pela Rede D'Or dos hospitais do Grupo São Luiz e a compra dos Hospitais Nossa Senhora de Lourdes e da Criança, também pela Rede D'Or. Os resultados foram estimados por mínimos quadrados ordinários com erro padrão robusto de White e por painel com efeitos fixos.

Para o caso da aquisição pela Rede D'Or do Grupo São Luiz temos alguns resultados consideráveis. O ato de concentração foi responsável por um crescimento de 12,7% no número de leitos de obstetrícia e 42,3% nos leitos cirúrgicos. Ademais, gerou um acréscimo de 21,8% no número de equipamentos de Raio-X. Essas estimativas de impacto foram obtidas a partir de MQO com erro padrão robusto, com a utilização do grupo de controle para todo estado de São Paulo. Já a compra do Grupo Nossa Senhora de Lourdes pela Rede D'Or fez com que houvesse um crescimento de 28,4% sob leitos de UTI e de 32,9% sob leitos cirúrgicos. Já para equipamentos de eletroencefalografia o efeito foi de 23,3%. Da mesma forma, tais resultados foram obtidos por MQO com erro padrão robusto de White e utilizando no grupo de controle centros de saúde remanescentes à filtragem descrita nesse estudo para todo estado de São Paulo.

Nessa dissertação também foi constatado que o impacto da fusão sobre variáveis de resultado de infraestrutura hospitalar costuma ser imediato. Tal resultado foi obtido a partir do filtro temporal adotado no estudo. Para cada caso de fusão considerou-se diferenças de períodos na definição da variável *dummie* temporal da regressão DID. Com isso foi comprovado que é nos três primeiros anos após a transação que o impacto surte boa parte de seu efeito, pois nos anos posteriores a variação é muito pequena. Por exemplo, na aquisição do Grupo São Luiz, no segundo ano após o AC, o impacto sobre leitos cirúrgicos tinham sido da ordem de 22,9%, que passou para 31% ao se considerar o ano de 2013 e em 2014 variou para 42,3% (resultados obtidos por OLS – RLE e grupo de controle estadual). Ou seja, concluímos que, em geral, a fusão gera impacto imediato sobre variáveis de infraestrutura hospitalar.

No que tange a seleção do grupo de controle, nesse estudo realizamos a estimação a partir da utilização de três desses grupos. O primeiro considerando todos os centros de saúde remanescentes da filtragem descrita no capítulo 4, para todo estado de São Paulo, o segundo utilizando os hospitais que sobraram da utilização do mesmo processo de filtragem, mas agora considerando apenas aqueles pertencentes ao município de São Paulo e o terceiro obtido a partir da aplicação do escore de propensão. Os resultados das estimações mostram que essa

ferramenta é bastante sensível à variação do grupo de controle, pois a simples mudança desse grupo gerou, em alguns casos, diferenças consideráveis no impacto da fusão. O crescimento no número de leitos de UTI, por exemplo, foi de 19,7% quando utilizado os hospitais do estado inteiro de São Paulo e o impacto foi de 8,7% quando utilizados hospitais no grupo contrafactual obtidos através do pareamento pelo escore de propensão (caso entre os grupos D'Or e São Luiz, MQO –RLE, 2006 – 2014).

A seleção do grupo de controle que melhor represente um contrafactual dos tratados (ou seja, que seja semelhante nas características e represente a situação, ou se aproxime, do que ocorreria com os tratados na ausência de tratamento) é o maior desafio para qualquer pesquisador que aplica uma avaliação de impacto. Os resultados obtidos nesse estudo, mesmo com a utilização da metodologia do escore de propensão podem não ser representativos do real efeito da fusão sobre variáveis de infraestrutura hospitalar.

Devido a dificuldade de acesso a variáveis de características hospitalares, não foi possível se selecionar um grupo de controle que representasse seguramente (ou pelo menos se aproximasse) um contrafactual dos indivíduos envolvidos na fusão (tratados). Essa é uma limitação do estudo ora empreendido e que poderá ser objeto de futuras pesquisas. Outro ponto a ser considerado seria na determinação do grupo de controle a partir da consideração dos oligopólios hospitalares dos municípios paulistas. Isso porque a fusão interna ao município de São Paulo provavelmente gerou reação estratégica entre os concorrentes dos hospitais envolvidos na fusão. Dessa forma, o melhor grupo de controle seria na consideração de um oligopólio que não esteja exposto ao efeito dessa interação.

Outra importante conclusão da dissertação é a de que a utilização da metodologia diferenças em diferenças para se medir o impacto da fusão sobre variáveis de infraestrutura hospitalar não é o suficiente para se obter conclusões sobre efeitos concorrenciais. Primeiramente porque a utilização da regressão DID é necessariamente uma análise *ex-post* (o pesquisador colhe os dados e não interfere no grupo de controle) e segundo porque esse método deve ser empregado conjuntamente a outros para se obter uma relação causal entre a fusão e impactos concorrenciais.

## 6) Referências Bibliográficas

- TIROLE, Jean. *The theory of industrial organization*, Cambridge, MIT Press, 1988.
- MAS-COLELL, A., WHINSTON, M., GREEN, J. *Microeconomic Theory*. Oxford University Press, 1 Ed, 1995
- ANGRIST, J.; PISCHKE J. *Mostly harmless econometrics: an empiricist's companion*. Nova Jersey: Princeton University Press, 2008.
- WOOLDRIDGE, J. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge, Mass.: MIT Press, 2002
- PEPALL, L.; RICHARDS, D.; NORMAN, G. *Industrial Organization*. Blackwell, 2008
- GIAMBIAGI, F., ALEM, A. *Finanças Públicas: Teoria e prática no Brasil*. 4ª Ed., 2011
- FARREL, J., SHAPIRO, C.; *Antitrust evaluation of horizontal mergers: An economic alternative to market definition*. The B.E. Journal of Theoretical Economics, vol.10, 2010
- GAYNOR, M.; KLEINER, S.A., VOGT, W.B. *A Structural Approach to Market Definition with Application to the Hospital Industry*. Working Paper 16656. National Bureau of Economic Research, 2011.
- TAY, A. *Assessing Competition in Hospital Care Markets: The Importance of Accounting for Quality Differentiation*. Journal of Economics, 2003
- DAFNY, L. *Estimation and Identification of Merger Effects: An Application to Hospital Mergers*. 2009
- WOOD JR, T., VASCONCELOS, F. & CALDAS, M. *Fusões e aquisições no Brasil*. 2003.
- FOGEL, M. et al; *Avaliação econômica de projetos sociais*. Fundação Itaú Social, São Paulo, 2012
- HECKMAN, J.; LALONDE, R.; SMITH, J. *The economics and econometrics of active labor market programs*. Handbook of Labor Economics. Oxford: North Holland, 1999
- ECKBO, E. *Horizontal Mergers, Collusion, and Stockholder Wealth*. Journal of Financial Economics, 1983
- ROSSETTI, J. *Fusões e aquisições no Brasil: as razões e os impactos*. 2001
- SANTOS, T.L; *Determinação de mercados relevantes no setor de saúde suplementar*. Ministério da Fazenda. Secretaria de Acompanhamento Econômico (SEAE). Documento de trabalho nº 46, 2008

HAUSMAN, J.; SERGE, M., RAIENYC, M. *Unilateral Effects of Mergers with General Linear Demand*. 2010.

RUIZ, R; RECKTHEUER, L; OLIVEIRA, M. *Proximidade concorrencial em oligopólio diferenciado: algumas observações a partir de um caso de aquisição de hospitais*. 2014

SCHMALENSEE, R. *Should New Merger Guidelines Give UPP Market Definition?* Competition Policy International, 2009.

CONNOR, R, FELDMAN, R, DOWD,B. *The Effects of Market Concentration and Horizontal Mergers on Hospital Costs and Prices*. International Journal of the Economics of Business, 1988

COHEN, E.; FRANCO, R. *Avaliação de projetos sociais*. 9a edição. Petrópolis: Vozes, 2011

KRISHNAN, R.; *Market Restructuring and Pricing in the Hospital Industry*. Journal of Health Economics, 2001

VITA, M, SCHUMANN, L. *The Competitive Effects of Horizontal Mergers in the Hospital Industry: A Closer Look*. Journal of Health Economics, 1991

AUTOR, D. *Outsourcing at Will: The Contribution of Unjust Dismissal Doctrine to the Growth of Employment Outsourcing*. Journal of Labor Economics, 2003

BERTRAND, M.; DUFLO, E.; MULLAINATHAN, S. *How should we trust difference-in-differences estimates?*. Quarterly Journal of Economics, 2004

DRUMMOND, M. F.; SCULPHER, M. J.; TORRANCE, G. W.; O' BRIEN, B. J.; STODDART, G. L. *Methods for the economic evaluation of health care programmes*. Nova York: Oxford University Press, 2005

HECKMAN, J.; VYTLACIL, E. *Structural equations, treatment effects, and econometric policy evaluation*. Econometrica., 2006.

IMBENS, G.; ANGRIST, J. *Identification and estimation of local average treatment effects*. Econometrica., 1994.

IMBENS, G.; WOOLDRIDGE, J. *Recent developments in the econometrics of program evaluation*. Journal of Economic Literature, 2009

LALONDE, R. J. *Evaluating the econometric evaluations of training programs with experimental data*. American Economic Review., 1986

ROSENBAUM, P. *The role of a second control group in an observational study*.

Statistical science,1987.

RUBIN, D. *Matching to remove bias in observational studies*. Biometrics, 1973.

ATO DE CONCENTRAÇÃO Nº 08012.010274/2010-60 Ato de concentração FMJ Empreendimentos Hospitalares S.A e São Luiz operadora hospitalar S.A Versão pública do Voto do Conselheiro Relator Alessandro Octaviani Luis. Conselho Administrativo de Defesa Econômica, DF, 2010

ATO DE CONCENTRAÇÃO Nº 08012.002520/2012-71 Ato de concentração Rede D'Or São Luiz S.A, Hospital e maternidade Nossa Senhora de Lourdes S.A e Hospital da Criança S.A. Versão pública do Voto do Conselheiro Relator Ricardo Machado Ruiz. Conselho Administrativo de Defesa Econômica, DF, 2012.

ATO DE CONCENTRAÇÃO Nº 08012.011059/2011-67 Ato de concentração Rede D'Or São Luiz S.A, Vivalle Serviços de Saúde S.A Versão pública do Voto do Conselheiro Elvino de Carvalho Mendonça. Conselho Administrativo de Defesa Econômica, DF, 2012.