

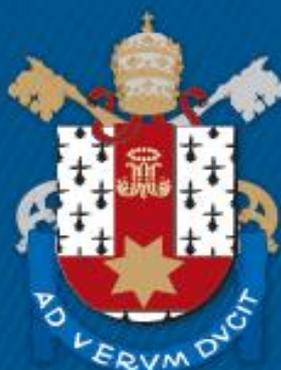
ESCOLA DE NEGÓCIOS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA DO DESENVOLVIMENTO
DOUTORADO EM ECONOMIA DO DESENVOLVIMENTO

PEDRO HENRIQUE SOARES LEIVAS

TRÊS ENSAIOS EM ECONOMIA HOSPITALAR

Porto Alegre
2017

PÓS-GRADUAÇÃO - *STRICTO SENSU*



Pontifícia Universidade Católica
do Rio Grande do Sul

PEDRO HENRIQUE SOARES LEIVAS

TRÊS ENSAIOS EM ECONOMIA HOSPITALAR

Tese apresentada como requisito parcial para a obtenção do grau de Doutor em Economia, pelo Programa de Pós-Graduação em Economia do Desenvolvimento da Escola de Negócios da Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul.

Orientador: Prof. Dr. Adelar Fochezatto.

Porto Alegre
2017

Ficha Catalográfica

L533 Leivas, Pedro Henrique Soares

Três ensaios em economia hospitalar / Pedro Henrique Soares
Leivas . – 2017.
77 f.

Tese (Doutorado) – Programa de Pós-Graduação em Economia do
Desenvolvimento, PUCRS.

Orientador: Prof. Dr. Adelar Fochezatto.

1. Qualidade do cuidado hospitalar. 2. Efeito volume-resultado. 3.
Hospital geral versus hospital especializado. 4. Efeito final de
semana. 5. Mortalidade intra-hospitalar. I. Fochezatto, Adelar. II.
Título.

PEDRO HENRIQUE SOARES LEIVAS

Três ensaios em economia hospitalar

Tese apresentada como requisito parcial para a obtenção do grau de Doutor em Economia, pelo Programa de Pós-Graduação em Economia da Escola de Negócios da Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul.

Aprovado em 11 de agosto de 2017, pela Banca Examinadora.

Anderson Manoira Aristides dos Santos

BANCA EXAMINADORA:

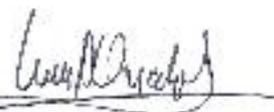


Prof. Dr. Adelar Fochezaito

Orientador e Presidente da sessão



Prof. Dr. Marco Túlio A. França



Prof. Dr. César Augusto Oviedo Tejada

Anderson Manoira Aristides dos Santos

Prof. Dr. Anderson M. A. dos Santos



Prof. Dr. Paulo Andrade Jacinto

Dedico este trabalho a minha esposa Juliana e a minha filha Clara.

AGRADECIMENTOS

Agradeço, em primeiro lugar, a Deus por ter me concedido o dom da vida e a maior motivação para seguir em frente: minha filha Clara.

Agradeço a todos os meus familiares, por torcerem por mim e por contribuírem, direta ou indiretamente, para que esta tese fosse realizada. Em especial a minha avó Eva, a minha mãe Gilda e a minha sogra Maria Clara.

Agradeço a minha família, minha esposa Juliana e minha filha Clara. Tudo o que faço nessa vida é para vocês e por causa de vocês.

Agradeço aos meus colegas/amigos do PPGE – Alessandro, Célio, Elisângela, Anne, Douglas, Laura, Ana, Lívia, Blanca, só para citar alguns – que contribuíram de maneira importante na minha trajetória no doutorado e na realização desta tese. De forma especial gostaria de agradecer ao Anderson, pela amizade e pela preocupação com a minha vida, tanto acadêmica quanto pessoal, e sobretudo pelas contribuições fundamentais à realização desta tese.

Agradeço aos amigos da vida acadêmica, Ricardo, Gabrielito, Rodrigo, Felipe e Rafael pelos valiosos conselhos e pela torcida para o meu sucesso profissional.

Agradeço as pessoas que me guiaram nessa trajetória, que se iniciou lá em 2006, os meus orientadores, os professores Flávio Feijó, Cesar Tejada, Paulo Jacinto e Adelar Fochezatto por compartilharem de seus conhecimentos, pelas sábias palavras em momentos difíceis e de dúvidas e sobretudo pelos “puxões de orelha” sempre oportunos e construtivos.

Agradeço aos membros da banca, os professores Anderson, Cesar, Paulo e Marco Túlio pelas valiosas contribuições, que certamente enriqueceram o trabalho.

Agradeço a Corinna Hentschker, por me indicar os comandos adequados para a construção dos meus instrumentos.

Agradeço aos “Friends”, Giovana, Marcelo, Maurício, Kellen, Daniel, Rafele, Bianca, Cristiano e Anderson, por tornarem a vida mais leve e divertida e por estarem presentes em todos os momentos.

Agradeço a minha comunidade São José Operário, por torcerem pela minha felicidade e por terem colocado o joelho no chão e rezado muito pela Clara e pela Juliana no momento mais delicado e difícil que já enfrentamos.

Por último, mas não menos importante, gostaria de agradecer à CAPES pelo apoio financeiro que tornou possível não somente a realização desta tese, mas me possibilitou enfrentar esses quatro anos de doutorado.

RESUMO

Esta tese apresenta três ensaios relacionados a qualidade do cuidado hospitalar no Brasil, os quais foram confeccionados utilizando dados de 2008 a 2014, provenientes do Sistema de Informações Hospitalares do Sistema Único de Saúde (SIH-SUS) e do Cadastro Nacional de Estabelecimentos de Saúde (CNES). No primeiro ensaio, o objetivo foi verificar se o resultado de saúde dos pacientes submetidos a artroplastia de quadril são melhores à medida que o hospital realiza mais desse procedimento. Em outras palavras, buscou-se verificar a existência do chamado *volume-outcome effect* no setor hospitalar brasileiro. As evidências apontaram a existência do *volume-outcome effect* no Brasil. Explorando a distribuição geográfica das residências dos pacientes e dos hospitais como fonte de variação exógena para o volume, fomos capazes de identificar que o referido efeito é resultado da hipótese de *practice-makes-perfect*, ocorrendo através de ganhos estáticos de escala. No segundo ensaio, o objetivo foi verificar se a probabilidade de óbito de pacientes submetidos a Intervenção Coronária Percutânea é menor se o mesmo foi tratado em hospital especializado em doenças cardiovasculares ao invés de hospital geral. A utilização do modelo de variáveis instrumentais permitiu avaliar a relação sob uma perspectiva causal. Os achados apontaram que os resultados de saúde dos pacientes tratados em hospitais especializados são melhores do que os resultados dos pacientes tratados em hospitais gerais. Por fim, o terceiro ensaio teve por objetivo investigar a existência de um *weekend effect* no setor hospitalar brasileiro. Considerando os pacientes internados em caráter de urgência com diagnóstico de Infarto Agudo do Miocárdio (IAM), foram estimadas razões de chance para o óbito hospitalar por meio de regressão logística. Os resultados foram coerentes com a existência do *weekend effect*, mesmo controlando uma série de fatores, inclusive efeito fixo de hospital.

Palavras-chave: Qualidade do Cuidado Hospitalar. Efeito Volume-Resultado. Hospital Geral versus Hospital Especializado, Efeito Final de Semana. Mortalidade Intra-Hospitalar.

ABSTRACT

This thesis presents three essays related to the quality of hospital care in Brazil, made using data from 2008 to 2014 from the Hospital Information System of the Unified Health System (SIH-SUS) and the National Registry of Health Establishments (CNES). In the first essay, the objective was to verify if the health outcome of patients undergoing hip replacement are better as the hospital performs more of this procedure. In other words, we tried to verify the existence of the so-called volume-outcome effect in the Brazilian hospital sector. Evidences pointed to the existence of a volume-outcome effect in Brazil. Exploring the geographical distribution of patient residences and hospitals as a source of exogenous variation for volume, we could identify that the effect is a result of the practice-makes-perfect hypothesis, occurring through static scale economies. In the second essay, the objective was to verify if the probability of death of patients submitted to percutaneous coronary intervention is lower if it was treated in a specialized hospital in cardiovascular diseases instead of general hospital. The use of the instrumental variables model allowed us to evaluate the relationship from a causal perspective. The findings pointed out that the health outcomes of patients treated in specialized hospitals are better than the results of patients treated in general hospitals. Finally, the third essay aimed to investigate the existence of a weekend effect in the Brazilian hospital sector. Considering the patients admitted in an emergency with a diagnosis of acute myocardial infarction (AMI), odds ratios for hospital death were estimated using logistic regression. The results were consistent with the existence of the weekend effect, even controlling a series of factors, including hospital effect.

Key Words: Quality of Hospital Care, Volume-Outcome Effect. General versus Specialty Hospital. Weekend Effect. In-hospital Mortality.

LISTA DE TABELAS

Tabela 2.1. Sistematização da Literatura.....	18
Tabela 2.2. Procedimento estudado.....	20
Tabela 2.3. Descrição das variáveis.....	22
Tabela 2.4. Estatísticas descritivas (2008-2014).....	23
Tabela 2.5. Efeitos marginais médios do modelo <i>probit</i> – Artroplastia de Quadril (AQ).....	27
Tabela 2.6. Exogeneidade do volume – <i>ivprobit</i>	30
Tabela 2.7. Efeitos marginais modelo <i>probit</i> - ganhos de escala ou <i>learning-by-doing</i> ?.....	31
Tabela A.1. Efeitos marginais do modelo <i>probit</i> – Artroplastia de Quadril (AQ) – Modelo completo.....	36
Tabela 3.1. Sistematização da Literatura.....	43
Tabela 3.2. Características dos hospitais especializados e gerais (2008 – 2014).....	45
Tabela 3.3. Descrição das variáveis.....	46
Tabela 3.4. Resultados do modelo de Mínimos Quadrados Ordinários.....	51
Tabela 3.5. Resultados do modelo de variáveis instrumentais.....	53
Tabela 4.1. Sistematização da Literatura.....	62
Tabela 4.2. Descrição das variáveis.....	66
Tabela 4.3. Diferenças entre pacientes internados nos finais de semana e durante a semana (2008 – 2014).....	67
Tabela 4.4. Razão de chances – <i>Weekend Effect</i> (2008 - 2014) (Continua).....	69

SUMÁRIO

1. APRESENTAÇÃO.....	9
2. ENSAIO UM: <i>VOLUME-OUTCOME EFFECT, LEARNING-BY-DOING</i> E ECONOMIAS DE ESCALA NO SETOR HOSPITALAR BRASILEIRO: O CASO DA ARTROPLASTIA DE QUADRIL	11
2.1. INTRODUÇÃO.....	11
2.2. REVISÃO DA LITERATURA	14
2.3. DADOS E METODOLOGIA	20
2.3.1. Dados	20
2.3.2. Estratégia empírica.....	23
2.4. RESULTADOS	26
2.4.1. <i>Volume-outcome effect</i>	26
2.4.2. <i>Practice-makes-perfect</i> ou <i>selective referral</i> ?.....	28
2.4.3. Economias de escala ou <i>learning-by-doing</i> ?	31
2.5. CONSIDERAÇÕES FINAIS	31
2.6. REFERÊNCIAS.....	32
3. ENSAIO DOIS: INTERVENÇÃO CORONÁRIA PERCUTÂNEA EM HOSPITAIS ESPECIALIZADOS E HOSPITAIS GERAIS: UMA ANÁLISE EMPÍRICA PARA O BRASIL	37
3.1. INTRODUÇÃO.....	37
3.2. REVISÃO DE LITERATURA	38
3.3. METODOLOGIA	44
3.3.1. Dados	44
3.3.2. Estratégia empírica.....	46
3.4. RESULTADOS	50
3.5. CONSIDERAÇÕES FINAIS	53
3.6. REFERÊNCIAS.....	54
4. ENSAIO TRÊS: <i>WEEKEND EFFECT</i> NOS ATENDIMENTOS DE URGÊNCIA NO BRASIL: O CASO DO INFARTO AGUDO DO MIOCÁRDIO.....	57
4.1. INTRODUÇÃO.....	57
4.2. REVISÃO DE LITERATURA	59
4.3. METODOLOGIA	65
4.3.1. Dados	65
4.3.2. Estratégia empírica.....	67
4.4. RESULTADOS	68
4.5. CONSIDERAÇÕES FINAIS	71
4.6. REFERÊNCIAS.....	72
REFERÊNCIAS	75

1. APRESENTAÇÃO

O setor hospitalar brasileiro é amplo e complexo, contando com um grande número de unidades e uma variedade de arranjos de financiamento e arranjos organizacionais, bem como diferentes tipos de propriedade. A natureza jurídica da maior parte dos hospitais é privada, porém a maioria destes presta serviços para o Sistema Único de Saúde (SUS). Quando comparado a outros países de renda média, os gastos com saúde são altos no Brasil e o setor hospitalar absorve uma parcela importante do gasto total. Por outro lado, uma parcela significativa dos hospitais brasileiros é de pequeno porte, conduzindo o setor a problemas em termos de qualidade e escala de eficiência (LA FORGIA; COUTTOLENC, 2008).

La Forgia e Couttolenc (2008) destacam que o Banco Mundial, em 1994, concluiu que a qualidade do sistema de saúde brasileiro era o “componente esquecido”, devido à falta de esforços existentes para monitorar e melhorar sua qualidade. Os autores salientam ainda que praticamente todos os documentos relacionados a políticas de saúde do governo brasileiro destacavam a necessidade de se melhorar a qualidade da assistência hospitalar no país, porém pouco foi efetivamente realizado.

Machado *et al.* (2013), em revisão sistemática da literatura, identificaram 48 estudos realizados entre 1990 e 2011 sobre a avaliação da qualidade do cuidado hospitalar no Brasil. A efetividade do cuidado foi a dimensão da qualidade mais comumente investigada, sendo abordada em 32 trabalhos. Os autores destacam que, a despeito do aumento observado na produção acadêmica sobre o assunto no período analisado, o Brasil ainda apresenta um baixo volume de trabalhos quando comparado ao cenário internacional. Dessa forma, com o intuito de contribuir com o conhecimento acerca do setor hospitalar brasileiro, esta tese apresenta como tema a qualidade do cuidado prestado, a qual será abordada em três diferentes ensaios.

O primeiro ensaio investiga a existência do chamado *volume-outcome effect* no setor hospitalar brasileiro, ou seja, analisa se os resultados dos pacientes tratados em um hospital melhoram à medida que este atende cada vez mais indivíduos com a mesma condição clínica. A técnica econométrica que será empregada permitirá estabelecer uma relação causal entre o volume e o *outcome* dos pacientes, condição indispensável para subsidiar a adoção de políticas públicas, como, por exemplo, o estabelecimento de um volume mínimo. Os achados corroboram a existência de uma relação causal entre o volume de procedimentos e o *outcome* dos pacientes. O efeito do volume sobre os resultados de saúde dos pacientes ocorre via ganhos estáticos de escala.

O segundo ensaio avalia o impacto de o paciente, submetido a Intervenção Coronária Percutânea (ICP), ter sido tratado em unidade especializada em doenças cardiovasculares ao invés de hospital geral sobre a probabilidade de óbito hospitalar. Este é um tema não abordado no Brasil e o presente estudo apresenta um grande potencial de contribuição à literatura, bem como para servir de base para a implantação de políticas públicas, principalmente devido ao gradual envelhecimento da população e o consequente aumento da incidência de Doenças Crônicas Não Transmissíveis (DCNT), dentre elas as doenças cardiovasculares. Os resultados evidenciam que a probabilidade de óbito é menor quando o paciente é tratado em hospital especializado.

Por fim, o terceiro ensaio investiga a existência de um *weekend effect* no Brasil, situação na qual os pacientes internados nas unidades hospitalares aos finais de semana estão mais propensos a apresentar resultados adversos do que os pacientes internados durante a semana. O estudo contribui à discussão e a formulação de políticas, pois as pesquisas existentes para o Brasil apresentam limitada capacidade de generalização de seus achados. Os resultados do trabalho são coerentes com a existência de um *weekend effect*, mesmo quando se controla uma série de fatores que podem afetar a chance de óbito, inclusive efeito fixo de hospital.

2. ENSAIO UM: *VOLUME-OUTCOME EFFECT*, *LEARNING-BY-DOING* E ECONOMIAS DE ESCALA NO SETOR HOSPITALAR BRASILEIRO: O CASO DA ARTROPLASTIA DE QUADRIL

2.1. INTRODUÇÃO

No Brasil, uma característica do setor hospitalar que chama a atenção é o seu tamanho, uma vez que conta com 6.875 unidades e pouco mais de 430 mil leitos. O setor subdivide-se em três principais subsetores: 1) Hospitais públicos federais, estaduais e municipais; 2) Hospitais privados (com e sem fins lucrativos) contratados que prestam serviços ao SUS; e 3) Hospitais privados (com e sem fins lucrativos) que não prestam serviço ao SUS. O primeiro subsetor constitui-se basicamente de hospitais municipais (71%). O segundo subsetor é constituído por 67,1% dos hospitais privados. O terceiro subsetor corresponde a 19,3% de todos os hospitais e 32,9% dos hospitais privados (IBGE, 2010; LA FORGIA; COUTTOLENC, 2008).

Em relação ao tamanho dos estabelecimentos, mais de 60% dos hospitais brasileiros são de pequeno porte, com menos de 50 leitos. Os menores são os municipais (média de 36 leitos), seguidos pelos com fins lucrativos, com média de 53 leitos. Os maiores, com média de 118 leitos, são os hospitais federais. O pequeno porte da maioria dos hospitais brasileiros tem importantes implicações em termos de qualidade e escala de eficiência e encontra-se em desacordo com os padrões internacionais (LA FORGIA; COUTTOLENC, 2008).

Nesse sentido, evidências empíricas sugerem a existência de uma correlação entre o volume de determinado procedimento médico realizado nos hospitais e os resultados de saúde obtidos pelos pacientes tratados¹. Especificamente, verifica-se que hospitais com um grande número de pacientes com diagnósticos ou procedimentos específicos apresentam menores taxas de mortalidade.

Na literatura, tal correlação é conhecida como *volume-outcome effect* e as principais hipóteses que a explicam são a *practice-makes-perfect* (resultado de economias de escala e/ou de *learning-by-doing*) e a *selective referral* (LUFT; HUNT; MAERKI, 1987). A hipótese de

¹ Ver, por exemplo, Luft *et al.* (1979), Luft *et al.* (1987), Hannan *et al.* (1992), Ho (2000, 2002), Birkmeyer *et al.* (2002), Gaynor *et al.* (2005), Gowrisankaran *et al.* (2008), Kahn *et al.* (2009), Braun (2014), Hentschker e Mennicken (2014, 2015). Por outro lado, LaPar *et al.* (2012) não encontram evidências de que o volume seja um bom preditor da mortalidade e, por isso, não deve ser utilizado como *proxy* para a qualidade cirúrgica. Já Reames *et al.* (2014) destaca que, mesmo com os avanços alcançados em termos de segurança do processo cirúrgico nos últimos anos, o volume continua sendo uma boa *proxy* para a qualidade, sobretudo para procedimentos de alto risco e realizados com menor frequência.

practice-makes-perfect repousa sobre a noção de que o aumento da experiência resulta em habilidades mais desenvolvidas e, conseqüentemente, em melhores resultados. Assim, os hospitais que atenderiam um grande número de pacientes com uma condição específica desenvolveriam maior habilidade no tratamento dessa condição e isso conduziria à melhores resultados.

Já a hipótese de *selective referral* emerge da possibilidade de os pacientes escolherem (ou serem encaminhados pelos seus médicos) àqueles hospitais ou especialistas com melhores resultados. Ainda que seja pouco plausível que o paciente tenha informações acerca da qualidade dos hospitais ou dos especialistas, é provável que seu médico disponha de algum conhecimento nesse sentido, derivado sobretudo, dos resultados dos pacientes anteriormente encaminhados. Ademais, mesmo que a maioria dos pacientes busque atendimento no hospital mais próximo ou faça suas escolhas independentemente dos resultados percebidos, uma minoria que busque o “melhor médico da cidade” resultará em um padrão de encaminhamento seletivo para diagnósticos ou procedimentos específicos. Em outras palavras, os hospitais com melhores resultados terão um volume maior do que o esperado (LUFT; HUNT; MAERKI, 1987).

Assim, identificar o sentido da causalidade é importante para fins de implantação de políticas públicas relacionadas à melhoria da qualidade e eficiência do setor hospitalar. Se for constatado que o volume causa melhor resultado, a concentração de procedimentos em um número reduzido de hospitais seria indicada. Hospitais que se especializam em realizar um ou um número reduzido de procedimentos podem ter o benefício de produzir melhores resultados. Do contrário, se a causalidade vai dos resultados para o volume, então estas questões tornam-se irrelevantes (GAYNOR; SEIDER; VOGT, 2005).

O *volume-outcome effect* no Brasil não tem recebido muita atenção, tendo em vista o número relativamente pequeno de trabalhos que abordam o tema no país². Em revisão sistemática da literatura acerca da efetividade do cuidado no setor hospitalar brasileiro entre 1990 e 2011, observou-se que apenas seis trabalhos³ consideram o volume de procedimentos em suas análises (MACHADO; MARTINS; MARTINS, 2013).

Ainda que os trabalhos publicados para o Brasil tragam importantes contribuições à literatura que investiga o *volume-outcome effect*, todos eles apresentam uma limitação fundamental, qual seja: não diferenciar as hipóteses de “*practice-makes-perfect*” e “*selective*

² Ver, por exemplo, Noronha *et al.* (2003), Martins *et al.* (2004), Ribeiro *et al.* (2006), Godoy *et al.* (2007), Piegas *et al.* (2009), Gomes *et al.* (2010), Piegas *et al.* (2011).

³ Noronha *et al.* (2003), Martins *et al.* (2004), Godoy *et al.* (2007), Piegas *et al.* (2009), Gomes *et al.* (2010), Piegas *et al.* (2011).

referral”, uma vez que essa diferenciação é crucial para a formulação de políticas públicas. A indicação de concentração de procedimentos em um número menor de hospitais com o objetivo de potencializar os resultados só terá respaldo se for possível isolar a hipótese de *“practice-makes-perfect”*. Tendo em vista tais limitações metodológicas, aliadas a um setor hospitalar caracterizado por estabelecimentos de pequeno porte, parece oportuno a realização de estudos que busquem investigar possíveis ganhos de escala nesse setor.

Com o processo de transição demográfica que o Brasil vem experimentando desde a década de 1970, espera-se que o número de idosos supere o de crianças e adolescentes no ano de 2050 em mais de 38 milhões de indivíduos (BRASIL - MINISTÉRIO DA SAÚDE, 2010). Com o avanço da idade, o indivíduo torna-se mais suscetível a adoecer e apresentar limitações funcionais associadas a afecções agudas ou crônicas (MESQUITA et al., 2009).

Entre as doenças que mais acometem os idosos, é possível citar os problemas na articulação coxofemoral, tais como fratura do colo do fêmur associada a quedas, artrose, artrite reumatoide, entre outros (CHIKUDE et al., 2007; ERCOLE; CHIANCA, 2002; RABELLO et al., 2008). Sakaki *et al.* (2004) salientam que a fratura do fêmur proximal, por exemplo, aumenta com a idade devido, principalmente, ao número de quedas associado a maior prevalência de osteoporose. Em muitos casos, o tratamento cirúrgico é indicado, com vistas a melhorar os aspectos funcionais, a dor e proporcionar uma melhor qualidade de vida aos indivíduos. Entre 2008 e 2012, mais de 181 mil casos de fratura de fêmur foram observados no Brasil, sendo a maior incidência no sexo feminino (67,5%) (SOARES et al., 2014).

O procedimento cirúrgico mais comumente empregado é a Artroplastia de Quadril (AQ). A Artroplastia de Quadril é um procedimento cirúrgico que consiste na substituição do quadril natural doente por outro quadril protético. Apesar de ser uma cirurgia eletiva, razoavelmente segura e realizada em indivíduos relativamente saudáveis, há o risco de o paciente desenvolver doença trombolítica venosa, embolia pulmonar, ou mesmo apresentar infecção do sítio cirúrgico (CASSONE et al., 2002; ERCOLE; CHIANCA, 2002; LENZA et al., 2013; PEREIRA et al., 2014). Complicações cirúrgicas, estas, diretamente relacionadas à qualidade do cuidado hospitalar.

Assim, o objetivo deste artigo é investigar o *volume-outcome effect* no setor hospitalar brasileiro para o procedimento de Artroplastia de Quadril (AQ). Vale ressaltar que este trabalho avança em relação a literatura nacional em pelo menos três aspectos. Em primeiro lugar, será investigado o *volume-outcome effect* para um procedimento que, sob

nosso conhecimento, ainda não foi estudado no Brasil. Em segundo lugar, procura-se diferenciar as hipóteses de *practice-makes-perfect* e *selective referral*, condição indispensável para a formulação de políticas públicas que tenham como objetivo melhorar a qualidade do cuidado hospitalar no Brasil. Por fim, buscar-se-á verificar se o *volume-outcome effect* ocorre devido a ganhos estáticos de escala ou por meio de *learning-by-doing*. Como destaca Gaynor *et al.* (2005), se os ganhos de escala são observados, não importa muito em quais hospitais serão concentrados os procedimentos, uma vez que o aumento do volume em qualquer hospital implicará melhores resultados. Já no caso de *learning-by-doing*, a realocação do volume de um hospital para outro implicará a perda da experiência acumulada no hospital que perdeu volume. Nesse caso, a concentração do volume em um hospital poderia reduzir o benefício líquido.

Os resultados apontam a existência do *volume-outcome effect* para a artroplastia de quadril no setor hospitalar brasileiro. O efeito é resultado da hipótese de *practice-makes-perfect* e ocorre por meio de ganhos estáticos de escala.

Este artigo possui, além desta introdução, quatro seções. Na próxima seção é apresentada a revisão da literatura pertinente ao tema, tanto internacional quanto nacional. Na seção três são apresentados os dados utilizados e a metodologia empregada para alcançar os objetivos propostos. Na quarta seção os resultados são apresentados e discutidos e na quinta e última seção são feitas as considerações finais.

2.2 REVISÃO DA LITERATURA

Halm *et al.* (2002) analisam 135 estudos em uma revisão sistemática da literatura e concluem que o *volume-outcome effect* é encontrado para uma vasta gama de procedimentos e condições, porém a magnitude da associação varia de forma considerável. Devido à deficiência metodológica de muitos estudos, destacam que as implicações dos resultados, em termos clínicos e de implantação de políticas públicas voltadas ao setor hospitalar, se tornam complicadas. Salientam ainda que diferenças no *case-mix* e nos processos de atendimento entre os prestadores com alto e baixo volume pode explicar parte da relação observada.

Na Tabela 2.1 apresentamos alguns trabalhos que buscam analisar o *volume-outcome effect*, tanto internacional quanto nacionalmente. Acerca da literatura internacional, a despeito de a mesma ser heterogênea no método e nos procedimentos e/ou condições investigadas, percebe-se que a maioria dos estudos se concentra no setor hospitalar dos Estados Unidos da

América (EUA). Exceções são os trabalhos de Braun (2014) e Hentschker e Mennicken (2014, 2015). Outra característica importante a ser ressaltada da referida literatura, é que a maioria dos trabalhos busca lidar tanto com a hipótese de *practice-makes-perfect* quanto com a hipótese de *selective referral*.

Gaynor *et al.* (2005), por exemplo, buscam verificar se o efeito do volume nos resultados é principalmente contemporâneo – resultado de economias de escala estáticas – ou ocorre via defasagens – sob a hipótese de *learning-by-doing*. O estudo se concentra em um procedimento específico, qual seja: Cirurgia de Revascularização do Miocárdio (CRVM). Usando dados da Califórnia para o período de 1983 a 1999, evidenciam que o sentido da causalidade vai principalmente do volume para o resultado e que o efeito é uma função, majoritariamente, de economias de escala.

Salientando que grande parte dos estudos que buscam verificar o efeito do volume de procedimentos sobre os resultados dos pacientes o faz considerando os hospitais dos Estados Unidos, o qual possui uma estrutura basicamente privada, Braun (2014) busca verificar tal relação no contexto de um Serviço Nacional de Saúde em Portugal. Considerando as altas hospitalares ocorridas no período de 2001 a 2008, encontra evidência favorável ao *volume-outcome effect* para sete dos 21 Grupos de Diagnósticos Homogêneos (GDH) investigados no nível do hospital e para 10 GDH no nível do paciente. Suas evidências, assim como Gaynor *et al.* (2005), vão na direção das economias de escala estáticas, com poucos resultados sugerindo a existência de *learning-by-doing*.

No Brasil, o tema tem recebido pouca atenção, dado o número reduzido de estudos que relacionam a qualidade do cuidado ao volume de procedimentos (Tabela 2.1). Machado *et al.* (2013), em revisão sistemática da literatura acerca da qualidade do cuidado hospitalar no Brasil, evidencia 32 estudos que analisam a efetividade do cuidado nos hospitais brasileiros. Destes, apenas seis buscam considerar o volume de procedimentos em suas análises.

Noronha *et al.* (2003), a exemplo de Gaynor *et al.* (2005), buscam evidenciar a relação considerando as Cirurgias de Revascularização do Miocárdio. Os autores utilizam as CRVMs financiadas pelo Sistema Único de Saúde (SUS) no período de 1996 a 1999. Destacam que as mesmas correspondem a uma parcela das CRVM realizadas no país, pois não incluem os procedimentos financiados por planos de saúde privados nem os pagos com recursos dos próprios pacientes. Os resultados evidenciam que o risco de morrer diminui consideravelmente à medida que o número de procedimentos aumenta.

Outros trabalhos, apesar de não terem como objetivo principal da análise, acabam relacionando o volume de procedimentos aos resultados de saúde alcançados pelos pacientes. Martins *et al.* (2004), por exemplo, buscam avaliar o desempenho hospitalar concentrando-se em duas dimensões associadas à produção hospitalar, que são a efetividade do cuidado, mensurada pela mortalidade, e a eficiência técnica, mensurada pelo tempo de permanência. Especificamente, buscam verificar se há variações em tais dimensões quando se considera diferentes naturezas jurídicas, a saber: pública e privada. Para tanto, empregam um Modelo Logístico Multinível em uma estrutura hierárquica de dois níveis, em que o primeiro corresponde às internações e o segundo ao hospital. Salientam que a escolha do modelo se dá a fim de considerar a falta de independência entre as observações, uma vez que pacientes tratados em um mesmo hospital compartilham características comuns. Utilizam, além de outras variáveis relacionadas ao hospital, o volume de casos como controle. Suas evidências sugerem que o volume de procedimentos não apresenta efeito estatisticamente significativo nem sobre a mortalidade nem sobre o tempo de permanência dos pacientes.

Já Godoy *et al.* (2007), ao estudarem a letalidade de Angioplastias Coronárias financiadas pelo SUS no estado do Rio de Janeiro, evidenciam que as menores taxas brutas de letalidade se concentram em hospitais com maior volume de procedimentos. Ao fazer o ajuste para sexo, idade e grupos de diagnósticos, entretanto, a relação inversa letalidade-volume reduz-se consideravelmente.

Gomes *et al.* (2010), que buscam verificar os fatores associados à mortalidade hospitalar na rede SUS no Rio Grande do Sul, também aplicando um Modelo Logístico Multinível, não encontram evidências de que o volume de procedimentos tenha efeito sobre a mortalidade. Salientam que tal resultado pode estar refletindo o fato de seu estudo avaliar a mortalidade hospitalar de maneira global, ao passo que o volume seja mais relevante para a análise da mortalidade por causas específicas.

Outro estudo que aborda a relação entre o volume de procedimentos e os resultados dos pacientes é Piegas e Haddad (2011), que estudam as Intervenções Coronárias Percutâneas realizadas sob financiamento do SUS. Os autores não encontram evidências de associação entre o volume e a mortalidade. Por outro lado, Piegas *et al.* (2009), evidenciam que a mortalidade após CRVM é maior em hospitais de baixo volume.

Ainda que os trabalhos realizados para o Brasil apresentem importantes contribuições ao estudo do *volume-outcome effect*, eles apresentam algumas limitações metodológicas. Por exemplo, apenas Martins *et al.* (2004) e Godoy *et al.* (2007) buscam lidar

com o problema da dependência entre as observações. Já Piegas *et al.* (2009) e Piegas e Haddad (2011), relacionam a mortalidade e o volume sem controlar características como sexo, idade e caráter do atendimento, por exemplo. Contudo, a maior limitação desses estudos é não diferenciar as hipóteses de “*practice-makes-perfect*” e “*selective referral*”, tendo em vista que a diferenciação entre as mesmas é crucial para a formulação de políticas públicas. A indicação de concentração de procedimentos com o objetivo de potencializar os resultados só terá respaldo se for possível isolar a hipótese de “*practice-makes-perfect*”.

Tabela 2.1. Sistematização da Literatura

Literatura Internacional					
Autor(es) (ano)	Amostra	Método	Variável Dependente	Utilização de controles?	Resultados
Luft <i>et al.</i> (1979)	842.622 pacientes submetidos a 12 procedimentos cirúrgicos em 1974 e 1975 (EUA)	Mínimos Quadrados Ordinários	Mortalidade hospitalar ajustada pelo risco	Sim: características do paciente e do hospital	Relação inversa entre mortalidade e volume
Luft <i>et al.</i> (1987)*	1.008.502 pacientes submetidos a 17 procedimentos em 1972 (EUA)	Modelo de Equações Simultâneas	Volume e mortalidade hospitalar	Sim: características do paciente e do hospital	Hipóteses de <i>practice-makes-perfect</i> e <i>selective referral</i> são plausíveis
Hannan <i>et al.</i> (1992)*	4.524 pacientes submetidos a reparação de AAA ^a entre 1985 e 1987 (NY-EUA)	Regressão Logística	Mortalidade hospitalar	Sim: características do paciente e do hospital	Relação inversa entre mortalidade e volume; pouca evidência de <i>selective referral</i>
Ho (2000)	353.488 pacientes submetidos a ICP ^b entre 1984 e 1996 (CA-EUA)	Regressão Logística	Mortalidade hospitalar e CRVM ^c	Sim: características do paciente	Relação inversa entre mortalidade (e CRVM ^c) e volume
Ho (2002)	343.737 pacientes submetidos a ICP ^b entre 1984 e 1996 (CA-EUA)	Modelo Probit	Mortalidade hospitalar e CRVM ^c	Sim: características do paciente e do hospital	Relação inversa entre mortalidade (e CRVM ^c) e volume, porém o efeito é pequeno; sem evidência de <i>learning-by-doing</i>
Birkmeyer <i>et al.</i> (2002)	2,5 milhões de pacientes submetidos a 14 procedimentos entre 1994 e 1999 (EUA)	Regressão Logística	Mortalidade hospitalar	Sim: características do paciente	Relação inversa entre mortalidade e volume para os 14 procedimentos, porém com grande variação na magnitude
Gaynor <i>et al.</i> (2005)*	363.994 pacientes submetidos a CRVM ^c entre 1983 a 1999 (CA-EUA)	Modelo Probit	Mortalidade hospitalar	Sim: características do paciente, <i>dummies</i> de ano e hospital	Relação inversa entre mortalidade e volume; efeito de escala estática
Gowrisankaran <i>et al.</i> (2008)* [¶]	459.540 pacientes submetidos a PD ^d , reparação de AAA ^a ou CRVM ^c entre 1988 a 1999 (CA, FL-EUA)	Modelo Logit Condicional e Modelo Probit	Mortalidade hospitalar	Sim: características do paciente e do hospital	Evidência da hipótese de <i>practice-makes-perfect (learning-by-doing)</i> para AAA ^a e CRVM ^c
Kahn <i>et al.</i> (2009)*	78.427 pacientes não-cirúrgicos submetidos a ventilação mecânica entre 2004 e 2006 (PA-EUA)	Modelo de Probabilidade Linear com Variável Instrumental (VI)	Mortalidade hospitalar	Sim: características do paciente e do hospital	Relação inversa entre mortalidade e volume utilizando dados clínicos, sendo esta maior com a utilização de VI; resultado não significativo para dados administrativos
Braun (2014)* [¶]	880.449 em 21 GDHs ^e internados entre 2001 e 2008 (Portugal)	Modelo de Efeitos Fixos (MEF) e Modelo Probit (MP)	Mortalidade hospitalar	Sim: características do paciente e do hospital	MEF: relação inversa entre volume e mortalidade em sete GDHs ^e ; MP: relação inversa entre volume e mortalidade em 10 GDHs ^e
Hentschker e Mennicken (2014)* [¶]	89.541 pacientes com fratura no quadril em 2007 (Alemanha)	IV-GMM	Mortalidade hospitalar	Sim: características do paciente, do hospital e do município	Relação inversa entre mortalidade e volume
Hentschker e Mennicken (2015)	97.183 pacientes com fratura no quadril ou AAA ^a em 2007 (Alemanha)	Regressão Logística	Mortalidade hospitalar	Sim: características do paciente e do hospital	A probabilidade de morrer é menor em hospital de maior volume, para ambas as condições

Hentschker e Mennicken (2017)*	89.541 pacientes com fratura no quadril em 2007 (Alemanha)	Modelo Probit (MP) e IV-Probit	Mortalidade hospitalar	Sim: características do paciente e do hospital	Relação inversa entre mortalidade e volume
Literatura Nacional					
Autor(es)/ano	Amostra	Método	Variável Dependente	Utilização de controles?	Resultados
Noronha <i>et al.</i> (2003)	41.989 pacientes submetidos a CRVM ^c entre 1996 e 1999 pagas pelo SUS	Modelo de Regressão de Cox	Mortalidade hospitalar	Sim: características do paciente e do hospital	O risco relativo de morte após CRVM ^c é maior em hospitais de baixo volume
Martins <i>et al.</i> (2004)	32.906 pacientes de 27 hospitais de Ribeirão Preto/SP com doenças cardiovasculares e respiratórias entre 1996 a 1998	Modelo Logístico Multinível	Mortalidade hospitalar e tempo de permanência	Sim: características do paciente e do hospital	Relação não significativo para mortalidade e tempo de permanência
Ribeiro <i>et al.</i> (2006)	115.021 pacientes submetidos a Cirurgia Cardiovascular entre 2000 e 2003 pagas pelo SUS	Regressão Logística	Mortalidade hospitalar	Sim: características do paciente	A <i>odds ratio</i> para mortalidade é maior em hospitais de baixo volume
Godoy <i>et al.</i> (2007)	8.735 pacientes submetidos a ICP ^b no Rio de Janeiro entre 1999 a 2003	Modelo de Regressão de Poisson	Mortalidade hospitalar	Sim: características do paciente	Após ajuste, a relação volume-letalidade se reduz consideravelmente
Piegas <i>et al.</i> (2009)	63.272 pacientes submetidos a CRVM ^c entre 2005 e 2007 pagas pelo SUS	Teste de χ^2 Teste <i>t</i> de Student Teste de Mann-Whitney ANOVA Teste de Scheffé Teste de Kruskal-Wallis	Mortalidade hospitalar e média de permanência	Não	A mortalidade após CRVM ^c é maior em hospitais com baixo volume
Gomes <i>et al.</i> (2010)	10.000 AIHs ^f para o RS no ano de 2005	Modelo Logístico Multinível	Mortalidade hospitalar	Sim: características do paciente e do hospital	O volume não apresenta efeito significativo sobre a mortalidade
Piegas e Haddad (2011)	166.514 pacientes submetidos a ICP ^b entre 2005 e 2008 pagas pelo SUS	Teste de χ^2 Teste <i>t</i> de Student ANOVA	Mortalidade hospitalar	Não	Relação não significativa

Notas: * Trabalhos que procuram, de algum modo, testar as hipóteses de *practice-makes-perfect e selective referral*; [†] Working papers; ^a Aneurisma da Aorta Abdominal; ^b Intervenção Coronária Percutânea; ^c Cirurgia de Revascularização do Miocárdio; ^d Pâncreato-Duodenectomia; ^e Grupo de Diagnósticos Homogêneos; ^f Autorização de Internação Hospitalar.

2.3 DADOS E METODOLOGIA

2.3.1 Dados

Os dados que serão utilizados são provenientes do Sistema de Informações Hospitalares (SIH), abastecido pelas Autorizações de Internações Hospitalares (AIH), bem como do Cadastro Nacional de Estabelecimentos de Saúde (CNES), do Sistema Único de Saúde (SUS), para o período de 2008 a 2014⁴. Ainda que o SIH/SUS não apresente abrangência universal, no sentido de não possuir dados para todos os procedimentos realizados no hospital, apenas para aqueles financiados pelo SUS, Piegas e Haddad (2011) salientam que ele abrange cerca de 80% das internações hospitalares realizadas no Brasil.

A AIH é emitida para reembolso das despesas incorridas na internação. Cada internação é classificada segundo a tabela de procedimentos do SUS. A tabela do SUS sofreu modificação na codificação dos procedimentos no ano de 2008. Portanto, foram considerados os códigos das duas versões da tabela. Na Tabela 2.2 são apresentados os códigos da artroplastia de quadril das duas versões da tabela do SUS.

Foram considerados apenas os hospitais que realizaram ao menos 10 procedimentos no ano⁵. Além disso, foram considerados apenas os pacientes para os quais seu resultado de saúde no momento da saída do hospital poderia ser obtido, ou seja, apenas os pacientes que deram alta curados/melhorados ou que vieram a óbito. Para o cômputo do volume, no entanto, foram considerados todos os pacientes.

Tabela 2.2. Procedimento estudado			
Procedimento	Tabela de procedimentos do SUS		
	Nome	Código	
		<2008	>=2008
Artroplastia de quadril (AQ)	Artroplastia de quadril (não convencional)	39029123	0408040041
	Artroplastia parcial de quadril	39003124	0408040050
	Artroplastia total de conversão do quadril	39026124	0408040068
	Artroplastia de revisão ou reconstrução do quadril	39025128	0408040076
		39027120	
	Artroplastia total primária do quadril cimentada	39018121	0408040084
	Artroplastia total primária do quadril não cimentada / híbrida	39016129	0408040092

Fonte: elaboração própria com base em Brasil - Ministério da Saúde ([s.d.]).

⁴ Em alguns casos, foram utilizados dados de 2004 a 2007, para calcular os volumes defasados.

⁵ Gaynor *et al.* (2005) e Hentschker e Mennicken (2015) empregam estratégia semelhante. Restringir a estimação a hospitais que realizam um número mínimo de procedimentos durante o ano visa não considerar aqueles estabelecimentos que realizam o procedimento de maneira excepcional, sem um mínimo de infraestrutura.

A AQ é o procedimento cirúrgico que consiste na “...*substituição da articulação coxofemoral biológica por componentes articulares inorgânicos metálicos ou de polietileno...*” (BRASIL - MINISTÉRIO DA SAÚDE, [s.d.]). O procedimento é indicado principalmente para coxartrose, que é o desgaste da cartilagem do quadril.

As AIHs possuem informações acerca de características dos pacientes, tais como idade, sexo, diagnóstico principal, tempo de permanência, data de internação e saída do hospital, status de saída do hospital, caráter do atendimento, dias de permanência na UTI, e CEP. Ainda com base nas AIHs é possível calcular o número total de pacientes (SUS) atendidos pelo hospital e o tempo médio de permanência desses pacientes para cada ano considerado. O CNES, por sua vez, permite obter informações acerca de características dos hospitais, entre elas o número de leitos, a propriedade (público, privado e filantrópico), se o mesmo exerce atividade de ensino, além do CEP onde se localiza.

O indicador de qualidade utilizado é a mortalidade intra-hospitalar, ou seja, durante o período de internamento. A *Agency for Healthcare Research and Quality* (AHRQ – AGENCY FOR HEALTHCARE RESEARCH AND QUALITY, 2007) destaca que a mortalidade constitui-se de um indicador válido para avaliar a diferença de qualidade entre os hospitais. Além disso, a mortalidade intra-hospital é o *outcome* mais utilizado pela literatura para investigar o *volume-outcome effect* (HALM; LEE; CHASSIN, 2002).

A variável chave nos modelos estimados é o volume de procedimentos realizados pelo hospital em determinado ano. A AHRQ (2007) destaca que indicadores de volume são proxies, ou medidas indiretas válidas da qualidade do cuidado hospitalar, uma vez que as evidências sugerem que hospitais que realizam um maior número de procedimentos intensivos, de alta tecnologia ou complexidade, apresentam melhores resultados. Definem que ele é simplesmente o número de vezes que o hospital realiza certo procedimento em determinado período de tempo. A Tabela 2.3 traz uma descrição mais detalhada das variáveis.

Tabela 2.3. Descrição das variáveis

Variáveis	Descrição
Óbito	Variável binária que é igual a 1 quando o paciente veio a óbito após a realização do procedimento
Idade	Idade do paciente em anos
Mulher	Variável binária que é igual a 1 quando o paciente é do sexo feminino
Urgência	Variável binária que é igual a 1 quando o paciente foi admitido em caráter de urgência
Índice de Charlson	Variável categórica que varia de 0 a 6 de acordo com a gravidade da comorbidade do paciente
Utilização de UTI	Variável binária que é igual a 1 se o paciente ficou internado em Unidade de Terapia Intensiva
Volume	Variável contínua que indica o número de pacientes que realizaram o procedimento no hospital durante o ano
Exerce atividade de ensino	Variável binária que é igual a 1 quando o hospital exerce atividade de ensino
Privado (com fins lucrativos)	Variável binária que é igual a 1 quando o hospital é privado com fins lucrativos
Nº de leitos	Variável contínua que indica o número de leitos que o hospital possui no ano
Nº de pacientes atendidos	Variável contínua que indica o número total de pacientes atendidos pelo hospital no ano
Tempo médio de permanência	Variável contínua que indica o tempo médio de permanência dos pacientes atendidos pelo hospital no ano
Nº de pacientes (0 a 10 km)	Variável contínua que indica o número de pacientes que residem num raio de 0 a 10 quilômetros do hospital
Nº de hospitais (0 a 30 km)	Variável contínua que indica o número de hospital num raio de 0 a 30 quilômetros do hospital no ano
UF de localização	Variáveis binárias que indicam a Unidade da Federação de localização do hospital
EF de ano	Variáveis binárias que indicam o ano em que o procedimento foi realizado
PIB <i>per capita</i>	Variável contínua que indica o Produto Interno Bruto <i>per capita</i> do município em que o paciente reside no ano
Nº de ortopedistas/traumatologistas	Variável contínua que indica o número de ortopedistas/traumatologistas por mil habitantes no município em que o paciente reside no ano
Nº de médicos	Variável contínua que indica o número de médicos por mil habitantes no município em que o paciente reside no ano
Nº de aparelhos diagnóstico por imagem	Variável contínua que indica o número de aparelhos de diagnóstico por imagem no município em que o paciente reside no ano

Fonte: elaboração própria com informações do Brasil - Ministério da Saúde ([s.d.]).

A tabela 2.4 apresenta algumas estatísticas descritivas dos pacientes e dos hospitais. Em torno de 3% dos pacientes morreram durante a internação hospitalar. A idade média dos pacientes é 68 anos e a maioria (58,41%) é mulher. Mais de 55% dos pacientes foram internados em caráter de urgência. Ainda, a grande maioria dos pacientes têm índice de comorbidade de Charlson igual a zero e pouco mais de 20% deles utilizaram Unidade de Terapia Intensiva (UTI).

Em relação às características dos hospitais, é possível observar que o volume médio de procedimentos aumenta com o tempo, passando de 35 em $t - 4$ (quatro anos antes do ano em questão, e.g., para o ano de 2008, $t - 4$ refere-se ao ano de 2004) para 46 em t (refere-se ao ano em questão, que pode ser de 2008 a 2014). Em torno de 37% dos hospitais exerce atividade de ensino, ao passo que 12,73% é privado com fins lucrativos. O número médio de

leitos é 229, o número médio de pacientes atendidos é 8.318, o tempo médio de permanência é 5 dias, o número médio de pacientes num raio de 10 quilômetros do hospital é 74 e o número médio de hospitais num raio de 30 quilômetros é 6.

Tabela 2.4. Estatísticas descritivas (2008-2014)				
	Média	E.P.	Mín.	Máx.
<i>Paciente (N = 123.143)</i>				
Óbito	0.0312	0.1739	0	1
Idade	68	15	0	113
Mulher	0.5841	0.4929	0	1
Urgência	0.5584	0.4966	0	1
Índice de Charlson				
0	0.9982	0.0426	0	1
1	0.0013	0.0358	0	1
2	0.0003	0.0180	0	1
6	0.0002	0.0145	0	1
Utilização de UTI	0.2064	0.4047	0	1
<i>Hospital (Hospitais = 630; N=2.789)</i>				
Volume	46	59	10	938
Volume (t-1)	43	57	0	938
Volume (t-2)	40	52	0	608
Volume (t-3)	37	50	0	565
Volume (t-4)	35	50	0	565
Exerce atividade de ensino	0.3668	0.4820	0	1
Privado (com fins lucrativos)	0.1273	0.3334	0	1
Nº de leitos	229	192	11	1980
Nº de pacientes atendidos	8318	6512	191	51631
Tempo médio de permanência	5	2	1	19
Nº de pacientes (0 a 10 km)	74	113	0	679
Nº de hospitais (0 a 30 km)	6	10	0	47

Fonte: elaboração própria com informações do Brasil - Ministério da Saúde ([s.d.]).

2.3.2 Estratégia empírica

Na análise empírica, é empregado um modelo *probit*, no qual y_{ihmt} é uma variável binária que indica se o paciente i , internado no hospital h , no município m , no ano t morreu ($y_{ihmt} = 1$) ou não ($y_{ihmt} = 0$) após ser submetido a artroplastia de quadril. Assim, é estimada a seguinte equação:

$$y_{ihmt}^* = \beta_0 + \beta_1 \sqrt{vol_{hmt}} + x'_{ihm} \beta_2 + f'_{hmt} \beta_3 + \beta_4 m'_{mt} + ano'_t \beta_5 + \varepsilon_{ihmt} \quad (2.1)$$

$$y_{ihmt} = 1[y_{ihmt}^* > 0]$$

onde y_{ihmt}^* é uma variável latente não observada, que indica se o paciente morreu no hospital, \sqrt{vol} é a raiz quadrada do volume⁶, \mathbf{x} é um vetor de características do paciente (idade, sexo, caráter do atendimento (urgência = 1), utilização de UTI e índice de comorbidade de Charlson⁷), \mathbf{f} são características do hospital (número de leitos, atividade de ensino, número de pacientes atendidos, média de dias de permanência e UF de localização), \mathbf{m} são características do município em que o paciente reside (PIB *per capita*, número de ortopedistas/traumatologistas por mil habitantes, número de médicos por mil habitantes e número de aparelhos de diagnóstico por imagem por mil habitantes), \mathbf{ano} são *dummies* de ano, e $\boldsymbol{\varepsilon}$ é um termo de erro normalmente distribuído. Faz-se necessário salientar que os erros-padrão foram clusterizados no nível do hospital, uma vez que o modelo estimado apresenta variáveis agregadas no nível do hospital. Nesse caso, a hipótese de independência entre as observações é substituída pela hipótese de independência entre os clusters, ou seja, os hospitais (BRAUN, 2014).

Estimativas com base na equação (2.1) não permitem diferenciar as hipóteses de “*practice-makes-perfect*” e “*selective referral*”. Uma vez que o objetivo deste trabalho é se concentrar na primeira, é preciso descontar do efeito total o potencial viés devido ao problema de *selective referral*.

Estudos têm considerado a distribuição geográfica dos pacientes atendidos como fonte de variação exógena para lidar com esse problema (GAYNOR; SEIDER; VOGT, 2005; GOWRISANKARAN; HO; TOWN, 2008; HENTSCHKER; MENNICKEN, 2014, 2017; SEIDER; GAYNOR; VOGT, 2004). Para constituir-se em uma fonte de variação exógena válida, essa variável instrumental (Z) precisa ser altamente correlacionada com o volume ($cov(\sqrt{vol}_{hmt}, Z_{hmt}) \neq 0$) e não correlacionada com o termo de erro ($cov(\sqrt{vol}_{hmt}, \varepsilon_{ihmt}) = 0$). De modo geral, os pacientes escolhem hospitais que estão próximos às suas residências (SEIDER; GAYNOR; VOGT, 2004). Nesse sentido, quanto maior à distância e a quantidade de outros hospitais próximos à residência dos pacientes que ofereçam o mesmo procedimento, menor será a probabilidade de estes escolherem

⁶ A especificação do modelo com a raiz quadrada do volume é utilizada devido à expectativa de que o impacto do volume seja decrescente à medida que o número de procedimentos realizados no hospital aumente (GAYNOR; SEIDER; VOGT, 2005; GOWRISANKARAN; HO; TOWN, 2008).

⁷ O Índice de Comorbidade de Charlson (ICC) é composto por 20 condições clínicas, as quais são ponderadas de 1 a 6 de acordo com o risco de óbito e a severidade da doença e, então, somadas para compor o escore total do ICC. Para maiores detalhes ver Charlson *et al.* (1987).

determinado hospital⁸. Dada esta observação, podemos pensar que o volume de um hospital depende da quantidade de potenciais pacientes e do número de outros hospitais próximos que ofertem o mesmo serviço.

Hentschker e Mennicken (2014) destacam que número de potenciais pacientes e a distância da residência de cada paciente a um hospital não deveria ter influência direta sobre a qualidade do tratamento. As residências dos pacientes podem ser consideradas exógenas à qualidade do hospital, uma vez que é improvável que os pacientes escolham onde morar com base na qualidade do cuidado dos hospitais próximos. Pode haver, no entanto, outros fatores que são correlacionados com o local de residência dos pacientes e os resultados de um hospital como, por exemplo, a renda. Nesse sentido, acreditamos que os controles do município onde os pacientes residem possam capturar essas diferenças.

Assim, o volume observado de um hospital pode ser escrito como uma função do número de potenciais pacientes (p) dentro de determinado raio do hospital h , bem como o número de outros hospitais próximos (h) a este mesmo hospital h que ofertem o mesmo procedimento dentro de determinado raio, como salientam Seider *et al.* (2004).

Dessa forma, a equação para o volume observado pode ser escrita como:

$$\sqrt{vol_{hmt}} = \alpha_0 + \alpha_1 p_{hmt} + \alpha_2 h_{hmt} + \mathbf{x}'_{ihmt} \alpha_3 + \mathbf{f}'_{hmt} \alpha_4 + \mathbf{m}'_{mt} \alpha_5 + \mathbf{ano}'_t \alpha_6 + \epsilon_{hmt} \quad (2.2)$$

As equações 2.1 e 2.2 serão estimadas conjuntamente por máxima verossimilhança através de um *ivprobit*⁹. Uma vez evidenciada a exogeneidade do volume, ou seja, uma vez constatada que a correlação observada entre o volume e o *outcome* dos pacientes é devida a hipótese de “*practice-makes-perfect*”, será especificado o modelo para verificar se esta é resultado de economias de escala estáticas ou de *learning-by-doing*.

Para verificar a hipótese de *learning-by-doing*, a especificação do modelo econométrico incluirá o volume de anos anteriores, assim como Gaynor *et al.* (2005). Ainda que a utilização do volume de anos anteriores de forma desagradada possa implicar problemas de multicolinearidade, tal estratégia permite considerar o impacto do volume de cada ano

⁸ O ideal seria construir o instrumento levando em consideração a infraestrutura de transporte e a facilidade de acesso ao hospital. A presença de uma estação de metrô ou de ônibus próxima a residência do indivíduo, por exemplo, pode facilitar o acesso ao hospital, mesmo que a distância geográfica seja considerável. Por outro lado, um paciente que esteja geograficamente próximo ao hospital pode ter maior dificuldade de acesso caso a localidade onde reside não possua infraestrutura de transporte adequada. Infelizmente, não é possível considerar esses fatores na construção do nosso instrumento.

⁹ Para maiores detalhes, consultar www.stata.com/manuals13/ivprobit.pdf.

anterior de forma diferente, o que não seria possível fazer se fosse considerado o volume acumulado de anos anteriores, como fizeram Braun (2014) e Ho (2002). Assim, a equação a ser estimada será:

$$y_{ihmt}^* = \gamma_0 + \gamma_1 \sqrt{vol_{hmt}} + \sum_{l=1}^4 \theta_l \sqrt{vol_{hmt-l}} + x'_{ihmt} \gamma_2 + f'_{hmt} \gamma_3 + ano'_t \gamma_4 + \mu_{ihmt}$$

$$y_{ihmt} = 1[y_{ihmt}^* > 0] \quad (2.3)$$

As hipóteses a serem testadas são: (1) a existência de ganhos de escala estáticos, ou seja, que o coeficiente da variável de volume seja negativo e estatisticamente significativo e adicionalmente os coeficientes das variáveis do volume defasado sejam iguais a zero; e (2) a existência de *learning-by-doing*, caso em que o coeficiente da variável de volume seja menor ou igual a zero e o da variável de volume defasado seja menor do que zero e significativo estatisticamente para algum ano anterior.

2.4 RESULTADOS

Nessa seção de resultados apresentamos três subseções. Na próxima subseção trazemos os resultados que buscam evidenciar a existência do *volume-outcome effect* para o procedimento de artroplastia de quadril no setor hospitalar brasileiro. Na subseção 2.4.2 buscamos diferenciar as hipóteses de *practice-makes-perfect* e *selective referral*. Já na seção 2.4.3 investigamos se o *volume-outcome effect* se dá por meio de ganhos de escala ou pelo processo de *learning-by-doing*.

2.4.1 *Volume-outcome effect*

Na tabela 2.5 nós apresentamos o efeito marginal médio da raiz quadrada do volume sobre a probabilidade de óbito. Os modelos de (1) a (4) mostram os resultados de um *probit*. No modelo (1), além da raiz quadrada do volume, é incluído efeito fixo de ano. Já o modelo (2) inclui características do paciente (idade, sexo, urgência, utilização de UTI e índice de comorbidade de Charlson). O modelo (3) inclui ainda características do hospital (se exerce atividade de ensino, se é privado, o número de leitos, o número de pacientes atendidos, o tempo médio de permanência e a UF de localização). Por fim, no modelo (4) são incluídas também características do município em que os pacientes residem (PIB *per capita*, número de

ortopedistas/traumatologistas por mil habitantes, número de médicos por mil habitantes e número de equipamentos de diagnóstico por imagem por mil habitantes). Os modelos completos podem ser observados na tabela A.1 no apêndice A.

Os resultados dos quatro modelos estimados evidenciam uma correlação negativa significativa entre o volume de procedimentos e o *outcome* dos pacientes ($p < 0,01$). Em outras palavras, os resultados mostram que pacientes tratados em hospitais com um alto volume de procedimentos, têm menor probabilidade de óbito. Resultado que se mantém significativo mesmo após o controle das características do paciente e do hospital, ainda que a inclusão dos controles do paciente tenha reduzido substancialmente o efeito do volume sobre a probabilidade de óbito. O fato de o coeficiente da raiz quadrada do volume reduzir sua magnitude quando controlamos para as características do paciente indica, como bem lembra Hentschker e Mennicken (2014), que essas características são correlacionadas com o volume de procedimentos e distribuídas de maneira desigual entre os hospitais com diferentes volumes.

Outros trabalhos que investigaram o *volume-outcome effect* para artroplastia de quadril (*Rip Replacement*) ou fratura do quadril (*Rip Fracture*) encontraram resultados que corroboram a existência da relação. Hentschker e Mennicken (2014, 2015, 2017), por exemplo, evidenciam a existência do *volume-outcome effect* na Alemanha para fratura no quadril com a utilização de metodologias diferentes. Já Luft *et al.* (1979) evidenciam o *volume-outcome effect* para artroplastia total de quadril nos EUA.

Tabela 2.5. Efeitos marginais médios do modelo <i>probit</i> – Artroplastia de Quadril (AQ)				
VARIÁVEIS	(1)	(2)	(3)	(4)
Volume (raiz quadrada)	-0.0016*** (0.0002)	-0.0007*** (0.0002)	-0.0007*** (0.0001)	-0.0007*** (0.0001)
Observações	123,143	123,143	123,143	123,143
Nº de hospitais	630	630	630	630
EF de ano	SIM	SIM	SIM	SIM
Controles paciente	NÃO	SIM	SIM	SIM
Controles hospital	NÃO	NÃO	SIM	SIM
Controles município	NÃO	NÃO	NÃO	SIM

Notas: Erros-padrão cluster-robusto no nível do hospital entre parênteses. A variável dependente em todos os quatro modelos apresentados na tabela é uma *dummy* que indica se o paciente morreu (=1) ou não (=0) após ter sido submetido a Artroplastia de Quadril. O modelo (1) inclui, além do volume, efeito fixo de ano. No modelo (2) são incluídos como controles características dos pacientes. Já no modelo (3) são incluídos controles do hospital. O modelo (4) inclui ainda controles do município em que o paciente reside. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Fonte: elaboração própria com informações do Brasil - Ministério da Saúde ([s.d.]).

Entretanto, os resultados da tabela 2.5 não diferenciam as hipóteses de *practice-makes-perfect* e *selective referral*. Em termos de políticas públicas, é essencial a diferenciação das mesmas. Isso porque se os resultados apresentados na tabela 2.5 forem resultado da hipótese de *practice-makes-perfect*, muito provavelmente o estabelecimento de um volume mínimo melhoraria os resultados alcançados pelos pacientes submetidos a artroplastia de quadril.

2.4.2 *Practice-makes-perfect* ou *selective referral*?

Assim como outros estudos (GAYNOR; SEIDER; VOGT, 2005; GOWRISANKARAN; HO; TOWN, 2008; HENTSCHKER; MENNICKEN, 2014), nós também exploramos a distribuição geográfica dos pacientes e dos hospitais para diferenciar as hipóteses de *practice-makes-perfect* e *selective referral*. Nós utilizamos o número de pacientes num raio de 0 a 10 quilômetros e o número de hospitais que realizaram artroplastia de quadril num raio de 0 a 30 quilômetros do hospital como fonte de variação exógena para o volume.

A tabela 2.6 apresenta os resultados para o primeiro e segundo estágios do modelo *ivprobit*. O modelo 1 (colunas (1) e (2)) não inclui controles do paciente e do hospital, enquanto que o modelo 2 (colunas (3) e (4)) inclui controles para as características dos pacientes. Já o modelo 3 (colunas (5) e (6)) inclui tanto controles do paciente quanto controles do hospital. O modelo 4 (colunas (7) e (8)), além desses, inclui controles do município. Os resultados de primeiro estágio para os quatro modelos estimados mostram que o número de pacientes num raio de 0 a 10 quilômetros e o número de hospitais num raio de 0 a 30 quilômetros do hospital estão altamente correlacionados com o volume de procedimentos. Quanto maior o número de pacientes próximos ao hospital, maior é o seu volume. Do mesmo modo, quanto maior o número de hospitais próximos, menor o volume de procedimentos. Em outras palavras, os resultados de primeiro estágio estão de acordo com as expectativas.

Os resultados do segundo estágio mostram um efeito causal do volume sobre a mortalidade, considerando que os instrumentos utilizados satisfazem as hipóteses de relevância ($cov(\sqrt{vol_{ht}}, Z_{ht}) \neq 0$) e exogeneidade ($cov(\sqrt{vol_{ht}}, \varepsilon_{iht}) = 0$). Isso evidencia que o *volume-outcome effect* observado para a artroplastia de quadril no Brasil é resultado da hipótese de *practice-makes-perfect* e não da hipótese de *selective referral*. Comparando os modelos completos nas tabelas 2.5 e 2.6 (colunas (4) e (7), respectivamente) nós podemos

observar que o viés causado pela endogeneidade do volume é negativo, uma vez que o coeficiente deste aumenta quando o instrumentalizamos pelo número de pacientes e de hospitais próximos.

Tabela 2.6. Exogeneidade do volume – *ivprobit*

VARIÁVEIS	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3		Modelo 4	
<i>Primeiro estágio</i>								
Nº de pacientes (0 a 10 km)		0.0364*** (0.0052)		0.0348*** (0.0048)		0.0356*** (0.0050)		0.0358*** (0.0050)
Nº de hospitais (0 a 30 km)		-0.2140*** (0.0430)		-0.2139*** (0.0436)		-0.2296*** (0.0465)		-0.2300*** (0.0474)
<i>Segundo estágio</i>								
Volume (raiz quadrada)	-0.0015*** (0.0003)		-0.0012** (0.0005)		-0.0020*** (0.0004)		-0.0019*** (0.0003)	
Observações	123,143	123,143	123,143	123,143	123,143	123,143	123,143	123,143
Nº de hospitais	630	630	630	630	630	630		
Teste de exogeneidade de Wald (<i>p</i> -valor)	0.5835		0.7632		0.0057		0.0115	
EF de ano	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM
Controles paciente	NÃO	NÃO	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM
Controles hospital	NÃO	NÃO	NÃO	NÃO	SIM	SIM	SIM	SIM
Controles município	NÃO	NÃO	NÃO	NÃO	NÃO	NÃO	SIM	SIM

Notas: Erros-padrão cluster-robusto no nível do hospital entre parênteses. A variável dependente em todos os quatro modelos apresentados na tabela é uma *dummy* que indica se o paciente morreu (=1) ou não (=0) após ter sido submetido a Artroplastia de Quadril. O modelo (1) inclui, além do volume, efeito fixo de ano. No modelo (2) são incluídos como controles características dos pacientes. Já no modelo (3) são incluídos controles do hospital. O modelo (4) inclui ainda controles do município em que o paciente reside. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$.

Fonte: elaboração própria com informações do Brasil - Ministério da Saúde ([s.d.]).

2.4.3 Economias de escala ou *learning-by-doing*?

Como destacado anteriormente, para verificar se o *volume-outcome effect* é devido aos ganhos de escala ou ao processo de *learning-by-doing* especificou-se um modelo com o volume de procedimentos em nível e defasado. Os resultados da tabela 2.7 evidenciam que o *volume-outcome effect* é devido aos ganhos de escala e não ao processo de *learning-by-doing*, uma vez que o efeito marginal do volume em nível (em t) é significativo, enquanto que os efeitos marginais das defasagens do volume (em $t - 1$, $t - 2$, $t - 3$ e $t - 4$) são não significativos. Nesse sentido, o estabelecimento de um volume mínimo com o objetivo de concentrar os procedimentos em hospitais com maior volume, afim de melhorar os resultados de saúde dos pacientes, não teria implicações em termos de perda de experiência nos hospitais que deixarão de realizar o procedimento.

Tabela 2.7. Efeitos marginais modelo *probit* - ganhos de escala ou *learning-by-doing*?

VARIÁVEIS	Efeito Marginal
Volume (raiz quadrada)	-0.0008*** (0.0003)
Volume em t-1 (raiz quadrada)	0.0002 (0.0003)
Volume em t-2 (raiz quadrada)	0.0002 (0.0003)
Volume em t-3 (raiz quadrada)	-0.0001 (0.0003)
Volume em t-4 (raiz quadrada)	-0.0002 (0.0002)
Observações	123,143
Nº de hospitais	630
EF de ano	SIM
Controles paciente	SIM
Controles hospital	SIM
Controles município	SIM

Notas: Erros-padrão cluster-robusto no nível do hospital entre parênteses. A variável dependente apresentada na tabela é uma *dummy* que indica se o paciente morreu (=1) ou não (=0) após ter sido submetido a Artroplastia de Quadril. O modelo inclui, além do volume em nível e dos volumes defasados, os seguintes controles: efeito fixo de ano, características dos pacientes, controles do hospital, e controles do município em que o paciente reside. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$.

Fonte: elaboração própria com informações do Brasil - Ministério da Saúde ([s.d.]).

2.5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Nesse artigo nós examinamos a relação entre o volume de procedimentos e os resultados de saúde alcançados pelos pacientes submetidos a artroplastia de quadril. Utilizando dados de 2008 a 2014, nós buscamos diferenciar as hipóteses de *practice-makes-*

perfect e *selective referral*, condição indispensável à formulação de políticas para melhorar a qualidade do cuidado hospitalar no Brasil. Além disso, verificamos se o *volume-outcome effect* é devido a ganhos estáticos de escala ou ao processo de *learning-by-doing*.

Nossos resultados evidenciam a existência do *volume-outcome effect* no Brasil para a artroplastia de quadril. Explorando a distribuição geográfica dos pacientes e dos hospitais, evidenciamos que o *volume-outcome effect* é resultado da hipótese de *practice-makes-perfect* e não da hipótese de *selective referral*. Além disso, ele ocorre por meio de ganhos estáticos de escala e não devido ao processo de *learning-by-doing*. Diante disso, o estabelecimento de um volume mínimo teria o potencial de melhorar os resultados de saúde dos pacientes.

É importante destacar as limitações do trabalho. A primeira delas diz respeito ao fato de estarmos utilizando dados administrativos ao invés de dados clínicos, com os quais seria possível obter um panorama bem mais detalhado da condição de saúde do paciente. A segunda limitação está associada ao fato de a nossa unidade de observação acabar sendo a internação e não o paciente. A base de dados não permite identificar o paciente nas diferentes internações que ele possa vir a ter e, com isso, ele pode estar sendo considerado mais de uma vez. Uma outra limitação está relacionada a criação do instrumento, uma vez que foi considerada apenas a distância geográfica entre a residência dos pacientes e os hospitais, ao passo que o mais adequado seria considerar a infraestrutura de transporte (metrô, ônibus etc.) e a facilidade de acesso.

Seria interessante investigar em trabalhos futuros o quanto uma política de volume mínimo faria aumentar a distância entre a residência dos pacientes e os hospitais que permanecerão realizando o procedimento. Com isso, seria possível mensurar o benefício líquido da concentração de procedimentos em um número menor de hospitais. Outra sugestão seria investigar como o *volume-outcome effect* tem evoluído ao longo dos anos, ou seja, se a relação vem se intensificando ou perdendo força.

2.6 REFERÊNCIAS

AHRQ – AGENCY FOR HEALTHCARE RESEARCH AND QUALITY. **AHRQ Quality Indicators - Guide to Inpatient Quality Indicators: Quality of Care in Hospitals - Volume, Mortality, and Utilization**. Version 3.1: Rockville, 2007.

BIRKMEYER, J. D. et al. Hospital Volume and Surgical Mortality in the United States. **New England Journal of Medicine**, v. 346, n. 15, p. 1128–1137, 11 abr. 2002.

BRASIL - MINISTÉRIO DA SAÚDE. **Sistema de planejamento do SUS: uma construção**

coletiva: plano nacional de Saúde/PNS 2008/2009-2011: Série Cadernos de Planejamento. Brasília: Ministério da Saúde, 2010. Disponível em: <http://bvsmis.saude.gov.br/bvs/publicacoes/sistema_planejamento_sus_v9.pdf>. Acesso em: 25 ago. 2017.

BRASIL - MINISTÉRIO DA SAÚDE. **Tabela de Procedimentos, Medicamentos e OPM do SUS.** Disponível em: <<<http://sigtap.datasus.gov.br/tabela-unificada/app/sec/procedimento/publicados/consultar>>>. Acesso em: 25 ago. 2017a.

BRASIL - MINISTÉRIO DA SAÚDE. **DATASUS - Departamento de Informática do SUS.** Disponível em: <<<http://www2.datasus.gov.br/DATASUS/index.php?area=0901>>>. Acesso em: 25 ago. 2017b.

BRAUN, G. **Volume-Outcome Effect in a National Health Service: the Portuguese Case.** Portugal: Nova School of Business and Economics, maio 2014.

CASSONE, A. et al. Trombose venosa profunda em artroplastia total de quadril. **Rev. bras. ortop**, v. 37, n. 5, p. 153–161, maio 2002.

CHARLSON, M. et al. A New Method of Classifying Prognostic Co-Morbidity in Longitudinal-Studies - Development and Validation. **Journal of Chronic Diseases**, v. 40, n. 5, p. 373–383, 1987.

CHIKUDE, T. et al. Assessment of quality of life among elderly patients with femoral neck fractures surgically treated by partial hip arthroplasty. **Acta Ortopédica Brasileira**, v. 15, n. 4, p. 197–199, 2007.

ERCOLE, F. F.; CHIANCA, T. C. M. Infecção de sítio cirúrgico em pacientes submetidos a artroplastias de quadril. **Revista Latino-Americana de Enfermagem**, v. 10, n. 2, p. 157–165, abr. 2002.

GAYNOR, M.; SEIDER, H.; VOGT, W. B. The Volume-Outcome Effect, Scale Economies, and Learning-by-Doing. **American Economic Review**, v. 95, n. 2, p. 243–247, 2005.

GODOY, P. H. et al. Hospital case fatality associated with coronary angioplasty in Rio de Janeiro State, Brazil, 1999-2003. **Cadernos de Saúde Pública**, v. 23, n. 4, p. 845–851, abr. 2007.

GOMES, A. S. et al. Factors associated with hospital mortality in Rio Grande do Sul SUS network in 2005: application of a Multilevel Model. **Revista Brasileira de Epidemiologia**, v. 13, n. 3, p. 533–542, set. 2010.

GOWRISANKARAN, G.; HO, V.; TOWN, R. J. Causality, learning and forgetting in surgery. **Unpublished manuscript**, 2008.

HALM, E. A.; LEE, C.; CHASSIN, M. R. Is volume related to outcome in health care? A systematic review and methodologic critique of the literature. **Annals of Internal Medicine**, v. 137, n. 6, p. 511–520, 17 set. 2002.

HANNAN, E. L. et al. A longitudinal analysis of the relationship between in-hospital mortality in New York State and the volume of abdominal aortic aneurysm surgeries performed. **Health Services Research**, v. 27, n. 4, p. 517–542, out. 1992.

HENTSCHKER, C.; MENNICKEN, R. **Selective-Referral and Unobserved Patient Heterogeneity – Bias in the Volume-Outcome Relationship**. Rochester, NY: Social Science Research Network, 17 nov. 2014. Disponível em: <<http://papers.ssrn.com/abstract=2566242>>. Acesso em: 7 jul. 2015.

HENTSCHKER, C.; MENNICKEN, R. The Volume-Outcome Relationship and Minimum Volume Standards – Empirical Evidence for Germany. **Health Economics**, v. 24, n. 6, p. 644–658, 1 jun. 2015.

HENTSCHKER, C.; MENNICKEN, R. The Volume–Outcome Relationship Revisited: Practice Indeed Makes Perfect. **Health Services Research**, p. n/a-n/a, 1 mar. 2017.

HO, V. Evolution of the Volume-Outcome Relation for Hospitals Performing Coronary Angioplasty. **Circulation**, v. 101, n. 15, p. 1806–1811, 18 abr. 2000.

HO, V. Learning and the evolution of medical technologies: the diffusion of coronary angioplasty. **Journal of Health Economics**, v. 21, n. 5, p. 873–885, set. 2002.

IBGE. **Estatísticas da saúde: assistência médico-sanitária, 2009**. Rio de Janeiro: IBGE, 2010.

KAHN, J. M.; TEN HAVE, T. R.; IWASHYNA, T. J. The Relationship between Hospital Volume and Mortality in Mechanical Ventilation: An Instrumental Variable Analysis. **Health Services Research**, v. 44, n. 3, p. 862–879, 1 jun. 2009.

LA FORGIA, G. M.; COUTTOLENC, B. F. **Hospital Performance in Brazil: The Search for Excellence**. 1 edition ed. Washington, D.C: World Bank Publications, 2008.

LAPAR, D. J. et al. Hospital Procedure Volume Should Not Be Used as a Measure of Surgical Quality. **Annals of Surgery**, v. 256, n. 4, p. 606–615, out. 2012.

LENZA, M. et al. Epidemiology of total hip and knee replacement: a cross-sectional study. **Einstein (São Paulo)**, v. 11, n. 2, p. 197–202, jun. 2013.

LUFT, H. S.; BUNKER, J. P.; ENTHOVEN, A. C. Should Operations Be Regionalized? **New England Journal of Medicine**, v. 301, n. 25, p. 1364–1369, 20 dez. 1979.

LUFT, H. S.; HUNT, S. S.; MAERKI, S. C. The volume-outcome relationship: practice-makes-perfect or selective-referral patterns? **Health Services Research**, v. 22, n. 2, p. 157–182, jun. 1987.

MACHADO, J. P.; MARTINS, A. C. M.; MARTINS, M. S. Quality assessment of hospital care in Brazil: a systematic review. **Cadernos de Saúde Pública**, v. 29, n. 6, p. 1063–1082, jun. 2013.

MARTINS, M.; BLAIS, R.; LEITE, I. DA C. Hospital mortality and length of stay: comparison between public and private hospitals in Ribeirão Preto, São Paulo State, Brazil. **Cadernos de Saúde Pública**, v. 20, p. S268–S282, 2004.

MESQUITA, G. V. et al. Morbid-mortality in elderly due to proximal fractures of the femur. **Texto & Contexto - Enfermagem**, v. 18, n. 1, p. 67–73, mar. 2009.

NORONHA, J. C. DE et al. Volume and quality of care in coronary artery bypass grafting in Brazil. **Cadernos de Saúde Pública**, v. 19, n. 6, p. 1781–1789, dez. 2003.

PEREIRA, B. R. R. et al. Artroplastia do quadril: prevenção de infecção do sítio cirúrgico. **Revista SOBECC**, v. 19, n. 4, p. 181–187, 31 dez. 2014.

PIEGAS, L. S.; BITTAR, O. J. N. V.; HADDAD, N. Myocardial revascularization surgery (MRS): results from National Health System (SUS). **Arquivos Brasileiros de Cardiologia**, v. 93, n. 5, p. 555–560, nov. 2009.

PIEGAS, L. S.; HADDAD, N. Percutaneous coronary intervention in Brazil: results from the Brazilian Public Health System. **Arquivos Brasileiros de Cardiologia**, v. 96, n. 4, p. 317–324, abr. 2011.

RABELLO, B. T. et al. Uncemented total hip arthroplasty in patients with rheumatoid arthritis. **Revista Brasileira de Ortopedia**, v. 43, n. 8, p. 336–342, ago. 2008.

REAMES, B. N. et al. Hospital Volume and Operative Mortality in the Modern Era. **Annals of surgery**, v. 260, n. 2, p. 244–251, ago. 2014.

RIBEIRO, A. L. P. et al. Mortality related to cardiac surgery in Brazil, 2000-2003. **The Journal of Thoracic and Cardiovascular Surgery**, v. 131, n. 4, p. 907–909, 1 abr. 2006.

SAKAKI, M. H. et al. Study of the proximal femoral fractures mortality in elderly patients. **Acta Ortopédica Brasileira**, v. 12, n. 4, p. 242–249, dez. 2004.

SEIDER, H.; GAYNOR, M.; VOGT, W. B. Volume-outcome and antitrust in US health care markets. **Unpublished Working Paper**, 2004.

SOARES, D. S. et al. Femoral fractures in elderly Brazilians: a spatial and temporal analysis from 2008 to 2012. **Cadernos de Saúde Pública**, v. 30, n. 12, p. 2669–2678, dez. 2014.

APÊNDICE 1

Tabela A.1. Efeitos marginais do modelo <i>probit</i> – Artroplastia de Quadril (AQ) – Modelo completo				
VARIÁVEIS	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Volume (raiz quadrada)	-0.0016*** (0.0002)	-0.0007*** (0.0002)	-0.0007*** (0.0001)	-0.0007*** (0.0001)
Idade (anos)		0.0010*** (0.0000)	0.0010*** (0.0000)	0.0010*** (0.0000)
Mulher		-0.0028*** (0.0006)	-0.0027*** (0.0006)	-0.0026*** (0.0006)
Urgência		0.0117*** (0.0013)	0.0115*** (0.0011)	0.0115*** (0.0011)
Esteve internado na UTI		0.0372*** (0.0034)	0.0396*** (0.0032)	0.0399*** (0.0031)
Índice de Charlson				
1		0.0057 (0.0116)	0.0015 (0.0093)	0.0015 (0.0092)
2		0.0914** (0.0416)	0.0686* (0.0359)	0.0675* (0.0352)
6		0.1819** (0.0784)	0.1316** (0.0649)	0.1317** (0.0636)
Atividade de ensino			0.0008 (0.0014)	0.0010 (0.0013)
Público			-0.0012 (0.0016)	-0.0010 (0.0016)
Leito			-0.0000 (0.0000)	-0.0000 (0.0000)
Pacientes atendidos			0.0000 (0.0000)	0.0000* (0.0000)
Média de permanência			0.0013*** (0.0003)	0.0014*** (0.0003)
PIB <i>per capita</i>				-0.0000 (0.0000)
Ortopedistas/traumatologistas por mil habitantes				-0.0244** (0.0104)
Médicos por mil habitantes				-0.0000 (0.0001)
Equip. de diagnóstico por imagem por mil habitantes				0.0020 (0.0013)
Observações	123,143	123,143	123,143	123,143
EF de ano	SIM	SIM	SIM	SIM
Controles paciente	NÃO	SIM	SIM	SIM
Controles hospital	NÃO	NÃO	SIM	SIM
Controles município	NÃO	NÃO	NÃO	SIM

Notas: Erros-padrão cluster-robusto no nível do hospital entre parênteses. A variável dependente em todos os quatro modelos apresentados na tabela é uma *dummy* que indica se o paciente morreu (=1) ou não (=0) após ter sido submetido a Artroplastia de Quadril. O modelo (1) inclui, além do volume, efeito fixo de ano, omitido da tabela por questão de espaço. No modelo (2) são incluídos como controles características dos pacientes. Já no modelo (3) são incluídos controles do hospital, inclusive UF de localização do hospital, omitida na tabela por questão de espaço. O modelo (4) inclui ainda controles do município em que o paciente reside. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$.

Fonte: elaboração própria com informações do Brasil - Ministério da Saúde ([s.d.]).

3. ENSAIO DOIS: INTERVENÇÃO CORONÁRIA PERCUTÂNEA EM HOSPITAIS ESPECIALIZADOS E HOSPITAIS GERAIS: UMA ANÁLISE EMPÍRICA PARA O BRASIL

3.1 INTRODUÇÃO

O Brasil vem passando por um processo de transição demográfica, em que a proporção de pessoas com 60 anos ou mais dobrou entre 1970 e 2000 (PAIM et al., 2011). A expectativa é que em 2050 o número de idosos supere o de crianças e adolescentes em mais de 38 milhões de indivíduos (BRASIL, 2010). Essa mudança na estrutura etária da população brasileira modificou os padrões de morbimortalidade no país. Em 2007, mais de 70% das mortes no Brasil estavam relacionadas a Doenças Crônicas Não Transmissíveis (DCNT) – entre elas as doenças cardiovasculares –, enquanto a mortalidade por doenças infecciosas e parasitárias foi de 10% (SCHMIDT et al., 2011). Situação que se contrapõe aos números observados em 1930, quando 45,6% das mortes nas capitais brasileiras eram atribuídas a doenças infecciosas (BRASIL, 2009b).

Acerca das doenças cardiovasculares, apesar da diminuição da letalidade, elas são a principal causa de morte no país e as que mais oneram o sistema de saúde brasileiro (SCHMIDT et al., 2011). O sistema hospitalar brasileiro conta com estabelecimentos especializados nas áreas de pediatria, cardiologia, ortopedia, oncologia, maternidade e psiquiatria, os quais devem possuir recursos tecnológicos e humanos adequados aos atendimentos de urgência e emergência de natureza clínica e cirúrgica dessas áreas¹⁰. Nesse sentido, dado esse novo padrão demográfico brasileiro, os estabelecimentos especializados nas doenças do coração, sobretudo, podem vir a desempenhar um papel de relevância no mercado de cuidados de saúde no Brasil, se considerarmos que esses estabelecimentos ofertem serviços de melhor qualidade, devido a sua especialização e aos potenciais ganhos de escala advindos da mesma (CLARK; HUCKMAN, 2012; GREENWALD et al., 2006; NALLAMOTHU et al., 2007).

Inúmeros estudos têm buscado verificar se os pacientes tratados em hospitais especializados apresentam melhores resultados de saúde do que os pacientes que recebem tratamento em hospitais gerais (BARKER; ROSENTHAL; CRAM, 2011; BARRO; HUCKMAN; KESSLER, 2006; CLARK; HUCKMAN, 2012; CRAM; ROSENTHAL;

¹⁰ Para maiores detalhes consultar Brasil (1999, 2002, 2009a, 2011, 2016).

VAUGHAN-SARRAZIN, 2005; GREENWALD et al., 2006; HWANG et al., 2007; NALLAMOTHU et al., 2007; YOUNG; FOSTER; HELLER, 2005). A investigação concentra-se, sobretudo, nas especialidades de cardiologia e traumatologia. Parte desses estudos foca no mercado de cuidados de saúde dos Estados Unidos da América, o qual vem experimentando um aumento substancial no número de hospitais especializados. No Brasil, a temática tem sido pouco abordada: através de uma pesquisa bibliográfica, encontramos apenas um trabalho (RAMOS et al., 2015) que busca verificar se os pacientes tratados em hospitais especializados apresentam melhores resultados de saúde.

Diante disso, parece oportuno abordar o tema, sobretudo em relação a hospitais especializados em doenças do coração. Evidências que elucidem se os resultados dos pacientes tratados em unidades especializadas em cardiologia são melhores (ou piores) do que os observados para os pacientes tratados em hospitais gerais, pode contribuir sobremaneira para a formulação de políticas públicas que tenham como finalidade melhorar a qualidade do cuidado prestado pelo setor hospitalar brasileiro.

Assim, o objetivo deste artigo é avaliar o impacto de o paciente ter sido submetido a Intervenção Coronária Percutânea (ICP) em hospital especializado sobre a probabilidade de óbito. Este estudo apresenta, pelo menos, duas contribuições importantes à investigação das doenças cardiovasculares no Brasil. Em primeiro lugar, é um dos primeiros que se propõe a analisar o tema “*hospital especializado versus hospital geral*” no setor hospitalar brasileiro. Segundo, empregará técnica econométrica que permite controlar fatores não observados que podem afetar a probabilidade de o paciente vir a óbito, como, por exemplo, a heterogeneidade não observada entre os tratados em hospitais especializados e hospitais gerais.

Na seção 2 nós apresentamos uma breve revisão da literatura relaciona a hospitais especializados. Na seção 3 nós apresentamos os dados utilizados e a estratégia empírica empregada. Na seção 4 apresentamos os resultados e na seção 5 as considerações finais.

3.2 REVISÃO DE LITERATURA

Na Tabela 3.1 apresentamos a literatura pertinente ao tema. Como pode ser observado, os trabalhos focam apenas nos EUA. Buscando evidenciar as vantagens de receber tratamento em hospitais especializados em cardiologia, Cram *et al.* (2005) realizam um estudo com beneficiários do Medicare para comparar características demográficas e socioeconômicas, o número de comorbidades, o tempo de hospitalização, e a mortalidade

ajustada pelo risco entre pacientes que realizaram Intervenção Coronária Percutânea (ICP) ou Cirurgia de Revascularização do Miocárdio (CRVM) em hospitais especializados e hospitais gerais na mesma região geográfica. Os resultados apontaram que pacientes que realizaram ICP ou CRVM em hospitais especializados apresentavam menor probabilidade de possuir comorbidades do que os tratados em hospitais gerais e eram, ainda, menos propensos a terem tido infarto agudo do miocárdio. Destacam que os pacientes internados em hospitais especializados apresentam melhor saúde. Outra questão importante levantada é que os hospitais especializados apresentaram um volume médio de procedimentos maior do que os hospitais gerais. A taxa de mortalidade sem ajuste durante a hospitalização ou dentro de 30 dias após a admissão foram menores em hospitais especializados para os dois procedimentos. Com o ajuste para as características dos pacientes, no entanto, a razão de chances para mortalidade após ICP foi similar para os dois tipos de hospitais, ao passo que para CRVM a razão de chances foi menor em hospitais especializados. Ao fazer a comparação entre hospitais especializados e gerais com volumes de procedimentos semelhantes, os autores não encontram evidências de que a mortalidade é menor em hospitais especializados.

Young *et al.* (2005) investigam se os resultados encontrados por Cram *et al.* (2005) podem ser generalizados para todos os pacientes, não apenas os internados por meio do Medicare. Utilizando informações de janeiro de 2002 a setembro de 2004 provenientes da base de dados “*Solucient’s all-payer Projected Inpatient*” evidenciam que pacientes que realizaram ICP ou CRVM em hospitais especializados apresentavam estado de saúde menos grave do que aqueles que realizaram o procedimento em hospitais gerais. Após ajuste para características do paciente, fonte de internação, região, *payer* e volume de procedimentos, não houve diferença significativa na taxa de mortalidade dos pacientes tratados em hospitais especializados em comparação aos tratados em hospitais gerais para a ICP. Para a CRVM, tanto a razão de chances sem ajuste quanto a ajustada não apresentaram significância estatística. Corroborando assim os achados de Cram *et al.* (2005) mesmo ao se considerar o número total de pacientes atendidos.

Ballard (2005) salienta que a utilização do volume como variável de controle empregada por Cram *et al.* (2005) foi inapropriada, pois não leva em conta o seu papel na relação causal associada a qualidade e eficiência do hospital. Inapropriada, pois a variável volume pode ser endógena, na medida em que hospitais que apresentam menores taxas de mortalidade, ou seja, possuem melhor qualidade, podem atrair mais pacientes e isso aumentar

o volume, gerando um problema de causalidade reversa entre mortalidade e volume de procedimentos.

Barro *et al.* (2006) destaca que os defensores dos hospitais especializados salientam que eles melhoram a qualidade do cuidado e reduzem os custos. Por outro lado, os críticos destacam que os hospitais especializados se concentram em ofertar procedimentos lucrativos e atrair pacientes mais saudáveis, deixando aos hospitais gerais (em sua maioria sem fins lucrativos) procedimentos menos rentáveis e pacientes com maiores complicações de saúde. Os autores encontram evidências que suportam as duas teses. Em mercados que experimentaram a entrada de hospitais especializados em doenças cardíacas observou-se uma redução nos custos do cuidado de pacientes cardiológicos sem piora significativa nos resultados clínicos. Entretanto, os hospitais especializados tendem a atrair pacientes mais saudáveis e a oferecer procedimentos com altos níveis de intensidade.

Greenwald *et al.* (2006) buscam verificar, entre outras coisas, se a qualidade do cuidado prestado por hospitais especializados é melhor do que o oferecido por hospitais gerais. Examinam três medidas de qualidade usando dados do Medicare: taxa de mortalidade, indicador da satisfação do paciente e taxa de readmissão. Em relação à taxa de mortalidade, os resultados mostraram que a proporção de pacientes que morreram durante a internação ou 30 dias após a alta é significativamente menor em hospitais especializados do que em hospitais gerais. Fato observado tanto para pacientes moderados ou severos. Ainda que os autores tenham controlado para o tipo de admissão e a severidade, eles não fazem a análise estratificada por volume, ou seja, eles não compararam hospitais especializados e gerais com volume semelhantes, como fazem Cram *et al.* (2005).

Hwang *et al.* (2007) buscam verificar se o aumento na especialização do hospital melhora os resultados em termos de saúde de pacientes que realizaram CRVM. Usando uma amostra de 5% dos pacientes do Medicare, os autores evidenciam que aqueles indivíduos internados em hospitais com maior grau de especialização apresentam menos comorbidades do que os admitidos tanto em hospitais com nível médio de especialização como em hospitais com baixo nível de especialização. Os resultados pós CRVM nos três tipos de hospitais não apresentaram diferença significativa, porém para pacientes com um número maior de comorbidades, a mortalidade após 30 dias da descarga foi maior em unidades especializadas quando comparadas a com menor nível de especialização.

Nallamothu *et al.* (2007), com dados de 2003 do Medicare, evidenciam heterogeneidade considerável entre pacientes internados em hospitais cardíacos e gerais com

Infarto Agudo do Miocárdio (IAM) e Insuficiência Cardíaca Congestiva (ICC), sendo àqueles que recebem tratamento no primeiro grupo mais jovens, mais frequentemente homens, e apresentam menor prevalência de doenças não-cardiovasculares. Encontram ainda que a mortalidade ajustada pelo risco (tanto para IAM quanto para ICC) é menor em hospitais especializados, ainda que a diferença, apesar de estatisticamente significativa, seja relativamente pequena.

Barker *et al.* (2011) empregam os dados utilizados no trabalho de Cram *et al.* (2005) para verificar se a simultaneidade na relação volume-resultado pode ter viesado as evidências encontradas em tal estudo. Para tanto empregam uma abordagem econométrica de Mínimos Quadrados em Dois Estágios, em que buscam distinguir entre as hipóteses de “*practice-makes-perfect*” e “*selective referral*”. A primeira hipótese destaca que os hospitais que atendem um grande número de pacientes com uma doença específica desenvolveriam maior habilidade no tratamento e isso conduziria a melhores resultados. Ao passo que a segunda hipótese salienta que hospitais com melhor reputação atraem mais pacientes e, nesse caso, melhores resultados levariam ao aumento do número de atendimentos realizados. Os resultados sugerem que há simultaneidade na relação, ainda que as evidências indiquem que a vantagem de ser tratado em hospitais especializados desapareça após o controle do volume (“instrumentalizado”).

Clark e Huckman (2012), com dados para os EUA, provenientes da *Nationwide Inpatient Sample* (NIS), observam que quanto maior o nível de especialização de um hospital em doenças cardiovasculares, menor é a mortalidade, em média, dos pacientes que realizaram CRVM.

Apesar de na literatura internacional constar inúmeros estudos, no contexto brasileiro a comparação entre os resultados em termos de saúde alcançados por pacientes tratados em hospitais especializados e gerais é um tema pouco abordado. Encontramos apenas o trabalho de Ramos *et al.* (2015) que trata da temática, cujos resultados evidenciam que a taxa de mortalidade hospitalar é menor nos hospitais especializados. O estudo não foca, entretanto, em nenhum procedimento específico e nem em um determinado tipo de hospital especializado.

Tal fato deixa evidente a necessidade de se investigar o tema, sobretudo em relação a hospitais especializados em doenças do coração, uma vez que as evidências apontam que estas morbidades são uma das principais causas de óbitos no país. A mudança que vem sendo observada na estrutura etária da população brasileira, com seu gradual envelhecimento, aliada

ao fato de a prevalência de doenças cardiovasculares ser maior entre os idosos, reforçam a necessidade de estudos na área. Evidências que elucidem se os resultados dos pacientes tratados em unidades especializadas em cardiologia são melhores (ou piores) do que os observados para os pacientes tratados em hospitais gerais, pode contribuir sobremaneira para a formulação de políticas públicas que tenham como finalidade melhorar a qualidade do cuidado prestado pelo setor hospitalar brasileiro.

Tabela 3.1. Sistematização da Literatura

Autor(es) (ano)	Amostra	Método	Variável Dependente	Utilização de controles?	Resultados
Cram <i>et al.</i> (2005)	EUA (Medicare) – 2000 e 2001 – CRVM ^a e ICP ^b	Regressão Logística	Morte intra-hospital ou de 30 dias	Sim: características do paciente e do hospital	Após ajuste não há evidências de que a chance de óbito após ICP ou CRVM seja menor em pacientes de hospitais especializados
Young <i>et al.</i> (2005)	EUA – 2002 a 2004 – CRVM ^a e ICP ^b	Regressão Logística	Morte no hospital e tempo de permanência	Sim: características do paciente e do hospital	Após ajuste não há evidências de que a chance de óbito após ICP ou CRVM seja menor em pacientes de hospitais especializados
Greenwald <i>et al.</i> (2006)	EUA (Medicare) – 2003 – doenças cardíacas	Teste para diferenças	Taxa de mortalidade de 30 dias ajustada pelo risco	Sim: características do paciente	A taxa de mortalidade de 30 dias foi significativamente menor em hospitais especializados
Barro <i>et al.</i> (2006)	EUA (Medicare) – 1993, 1996 e 1999 – IAM ^c e outras doenças cardíacas	Propensity score Diff-in-diff OLS	Mortalidade de 365 dias Despesa hospitalar CRVM ^a ICP ^b CC ^d	Sim: características do paciente e do hospital	Redução dos custos em HRRs ^e em que houve entrada de hospital especializado, sem melhora significativa nos resultados de saúde dos pacientes; probabilidade de óbito é menor para os tratados em hospitais especializados
Hwang <i>et al.</i> (2007)	EUA (Medicare – 5%) – 2001 a 2003 - CRVM ^a	Regressão Logística	Mortalidade intra-hospitalar Mortalidade de 30 dias Tempo de permanência Visita a emergência 7 dias após descarga conduzindo a readmissão Readmissão dentro de 30 dias após descarga	Sim: características do paciente e do hospital	Relação não significativa entre especialização e os <i>outcomes</i> ; Para pacientes com mais comorbidades, a mortalidade de 30 dias foi maior em hospitais especializados
Nallamothu <i>et al.</i> (2007)	EUA (Medicare) – 2003 – IAM ^c e ICC ^f	Modelos Lineares Generalizados Hierárquicos	Mortalidade de 30 dias	Sim: características do paciente e do hospital	Mortalidade é menor em hospitais especializados, porém a diferença é pequena
Barker <i>et al.</i> (2011)	EUA (Medicare) – 2000 e 2001 – CRVM ^a	Mínimos Quadrados em Dois Estágios	Taxa de Mortalidade de 30 dias ajustada pelo risco	Sim: características do paciente e do hospital	Após controlar o volume (instrumentalizado), a vantagem de tratamento em hospital especializado desaparece
Clark e Huckman (2012)	EUA – 1995 a 2004 – CRVM ^a	Modelo de Efeitos Fixos	Mortalidade intra-hospitalar	Sim: características do paciente e do hospital	Relação inversão entre mortalidade e especialização

Notas: ^a Cirurgia de Revascularização do Miocárdio; ^b Intervenção Coronária Percutânea; ^c Infarto Agudo do Miocárdio; ^d Cateterismo Cardíaco; ^e *Hospital Referral Regions*; ^f Insuficiência Cardíaca Congestiva.

3.3 METODOLOGIA

3.3.1 Dados

Os dados utilizados são provenientes do Sistema de Informações Hospitalares (SIH) do Sistema Único de Saúde (SUS) e compreendem o período de janeiro de 2008 a dezembro de 2014. Ainda, as informações dos hospitais foram obtidas junto ao Cadastro Nacional dos Estabelecimentos de Saúde (CNES) também do SUS. Os dados do SIH são obtidos por meio da Autorização de Internação Hospitalar (AIH), a qual é gerada para fins de pagamento em cada internação ou procedimento realizado sob financiamento do SUS.

Cada procedimento constante nas AIH(s) possui um código, proveniente da Tabela de Procedimentos do SUS. Para verificar se os pacientes tratados em hospitais especializados apresentam melhores resultados em termos de saúde quando comparados aos pacientes que recebem tratamento em hospitais gerais, o procedimento utilizado será a Intervenção Coronária Percutânea (ICP), também denominada de Angioplastia Coronária. A ICP consiste no tratamento não cirúrgico de desobstrução das artérias coronárias bloqueadas. Durante o procedimento, é inserido na artéria obstruída um cateter balão, afim de aumentar o fluxo sanguíneo para o coração. Depois de desobstruída a artéria, pode-se ou não, implantar uma prótese endovascular, denominada de *stent*. A Sociedade Brasileira de Cardiologia (MATTOS et al., 2008), indica o procedimento para os casos clínicos de anginas estáveis e instáveis, isquemia miocárdica silenciosa, e infarto agudo do miocárdio. Os códigos para a ICP na tabela de procedimentos do SUS são:

- 0406030014 – Angioplastia coronariana;
- 0406030022 – Angioplastia coronariana com implante de dois stents;
- 0406030030 – Angioplastia coronariana com implante de stent;
- 0406030049 – Angioplastia coronariana primária;
- 0406030065 – Angioplastia em enxerto coronariano;
- 0406030073 - Angioplastia em enxerto coronariano (com implante de stent).

No SIH-SUS há 429.493 registros com um dos códigos de angioplastia. Destes, foram excluídos 18.516 registros cujo *status* era permanência por diferentes motivos, 9.444 registros de transferência para internação domiciliar ou para outro estabelecimento de saúde, e

3.378 registros de encerramento administrativo. Além disso, nós também excluímos pacientes que foram tratados em hospital que realizou menos de 10 angioplastias no ano ($n = 188$). Por fim, foram excluídos 16.415 pacientes com Código de Endereçamento Postal (CEP) inválido e 10 pacientes sem informação válida do Produto Interno Bruto *per capita* do município em que residem. Assim, nossa amostra final consiste de 381.542 pacientes.

Das 381.542 ICP de nossa amostra, 302.384 foram realizadas em 205 hospitais gerais e 79.158 em 25 hospitais especializados. A Tabela 3.2 apresenta as características dos hospitais gerais e especializados. Em relação às características dos pacientes atendidos, é possível observar que os hospitais especializados atendem mais pacientes com diagnóstico de infarto agudo do miocárdio e que permanecem mais dias na UTI do que os hospitais gerais. Essa observação sugere que os hospitais especializados atendem pacientes mais graves do que os hospitais gerais. Por outro lado, os hospitais gerais atendem mais pacientes em caráter de urgência.

Em relação às características do hospital, merece destaque o volume de procedimentos, que indica que as unidades especializadas atendem, em média, o dobro de pacientes para ICP do que as unidades gerais. Ademais, o tempo médio de permanência é maior nos hospitais especializados, bem como a mortalidade média é maior nesse tipo de unidade. A tabela 3.3 apresenta uma descrição mais detalhada das variáveis.

Tabela 3.2. Características dos hospitais especializados e gerais (2008 – 2014)			
Variável	Hospital especializado (n=25)	Hospital Geral (n=205)	P
Características do paciente			
Idade, anos, média (DP)	62,60 (11,24)	62,54 (10,96)	0,1673
Mulher, n (%)	28.353 (35,82)	107.727 (35,63)	0,3145
Urgência, n (%)	45.170 (57,06)	190.323 (62,91)	<0,001
IAM ^a , n (%)	24.850 (31,39)	75.860 (25,09)	<0,001
Dias de UTI, média (DP)	1,07 (2,71)	0,99 (2,21)	<0,001
Características do hospital			
Volume, média (DP)	1033 (598)	513 (487)	<0,001
Pacientes atendidos, média (DP)	5.619 (3986)	11.807 (8829)	<0,001
Média de permanência, média (DP)	7,76 (3,16)	5,76 (1,76)	<0,001
Leitos, média (DP)	219 (152)	370 (295)	<0,001
Mortalidade intra-hospitalar, n (%)	2.219 (2,80)	7.834 (2,59)	<0,001

Notas: ^a Infarto Agudo do Miocárdio.

Fonte: elaboração própria com dados do Ministério da Saúde (2015).

Tabela 3.3. Descrição das variáveis

Variáveis	Descrição
Óbito	Variável binária que é igual a 1 quando o paciente veio a óbito após a realização do procedimento
Idade	Idade do paciente em anos
Mulher	Variável binária que é igual a 1 quando o paciente é do sexo feminino
Urgência	Variável binária que é igual a 1 quando o paciente foi admitido em caráter de urgência
Índice de Charlson	Variável categórica que varia de 0 a 6 de acordo com a gravidade da comorbidade do paciente
Dias de UTI	Variável contínua que indica o número de dias em que o paciente ficou internado na Unidade de Terapia Intensiva
Diagnóstico Principal (IAM)	Variável binária que é igual a 1 se o paciente apresenta como diagnóstico principal o Infarto Agudo do Miocárdio (IAM)
Especializado	Variável binária que é igual a 1 se o paciente foi tratado em hospital especializado
Volume	Variável contínua que indica o número de pacientes que realizaram o procedimento no hospital durante o ano
Exerce atividade de ensino Privado (com fins lucrativos)	Variável binária que é igual a 1 quando o hospital exerce atividade de ensino
Nº de leitos	Variável binária que é igual a 1 quando o hospital é privado com fins lucrativos
Nº de pacientes atendidos	Variável contínua que indica o número de leitos que o hospital possui no ano
Tempo médio de permanência	Variável contínua que indica o número total de pacientes atendidos pelo hospital no ano
Distância diferencial	Variável contínua que indica o tempo médio de permanência dos pacientes atendidos pelo hospital no ano
Volume esperado (EV)	Variável contínua que indica a diferença entre a distância entre a residência do paciente ao hospital especializado mais próximo e a distância entre a residência do paciente e o hospital geral mais próximo
UF de localização	Variável contínua que indica a razão entre o somatório do quadrado da distância inversa entre a residência dos pacientes ao hospital e o somatório do quadrado da distância inversa entre o hospital e os demais hospitais
EF de ano	Variáveis binárias que indicam a Unidade da Federação de localização do hospital
PIB <i>per capita</i>	Variáveis binárias que indicam o ano em que o procedimento foi realizado
Nº de cardiologistas	Variável contínua que indica o Produto Interno Bruto <i>per capita</i> do município em que o paciente reside no ano
Nº de médicos	Variável contínua que indica o número de cardiologistas por mil habitantes no município em que o paciente reside no ano

Fonte: elaboração própria com dados do Ministério da Saúde (2015).

3.3.2 Estratégia empírica

A estratégia empírica parte da especificação de um modelo em que a variável dependente y_{ihmt} é uma variável binária que indica se o paciente i , internado no hospital h , residente no município m , no ano t , morreu ou não, após ser submetido a Intervenção

Coronária Percutânea. Assim, será estimado o seguinte modelo, via Mínimos Quadrados Ordinários (MQO):

$$y_{ihmt} = \beta_0 + \beta_1 esp_{ihmt} + \beta_2 \ln(vol)_{hmt} + \mathbf{x}'_{ihmt} \beta_3 + \mathbf{f}'_{hmt} \beta_4 + \mathbf{m}'_{mt} \beta_5 + \mathbf{ano}'_t \beta_6 + \varepsilon_{ihmt} \quad (3.1)$$

onde esp_{ihmt} é uma variável binária que indica se o paciente i , internado no hospital h , residente no município m , no ano t , realizou ICP em um hospital especializado em doenças do coração, $\ln(vol)_{hmt}$ é o logaritmo natural do volume do hospital, ou seja, o número de ICP realizadas no ano t , \mathbf{x}'_{ihmt} são características do paciente (idade, sexo, caráter do atendimento, diagnóstico principal, dias de UTI e índice de comorbidade de Charlson¹¹), \mathbf{f}'_{hmt} são características do hospital (número de leitos, atividade de ensino, número de pacientes atendidos, média de dias de permanência, UF de localização), \mathbf{m}'_{mt} são características do município onde o indivíduo i reside (logaritmo natural do Produto Interno Bruto *per capita*, número de médicos e número de cardiologistas por mil habitantes) e \mathbf{ano}'_t são *dummies* de ano.

A opção pelo Modelo de Probabilidade Linear (MPL), ao invés de modelos não lineares, tais como o *probit* e o *logit* se deu pelo facto de o MPL ser mais flexível para o nosso caso, em que temos duas variáveis endógenas, como veremos a seguir. Além disso, MPL permiti lidar de forma mais direta com o problema da heterocedasticidade.

Se estimarmos o modelo tal como apresentado em (3.1), estaremos negligenciando a possível endogeneidade de duas variáveis: a variável binária que indica se o paciente foi submetido a ICP em hospital especializado e o volume. Os factores que nos levam a suspeitar que uma variável seja endógena são a causalidade reversa, o viés de variável omitida e o erro de medida. A causalidade reversa é a situação na qual a variável explicativa afeta a variável resposta, mas ao mesmo tempo também sofre influência desta. O viés de variável omitida, por sua vez, surge se existir algum factor que afeta a variável resposta e que seja correlacionado com alguma variável explicativa e que não esteja incluído como controle na estimação. Já o erro de medida ocorre quando alguma variável explicativa é mensurada com erro, no sentido de o seu valor observado não corresponder ao valor real.

¹¹ Para maiores detalhes ver Charlson *et al.* (1987).

A variável que indica hospital especializado é potencialmente endógena porque ainda que seja possível controlar algumas características dos pacientes, tais como idade, sexo, caráter do atendimento, diagnóstico principal, não é possível controlar fatores não observados, como renda, escolaridade, estilo de vida e *status* de saúde, por exemplo, que podem afetar a probabilidade de morte. Assim, se existirem características não observadas que façam com que os pacientes não se distribuam de maneira aleatória entre as unidades gerais e especializadas, é preciso utilizar uma fonte de variação exógena que possibilite avaliar o impacto de o tratamento estar sendo realizado em um hospital especializado. Se os hospitais especializados atendem pacientes em pior estado de saúde, por exemplo, as estimativas com base em (3.1) serão inconsistentes. Desse modo, para lidar com o possível problema de endogeneidade dessa variável, será empregada estratégia de identificação semelhante a utilizada por Frances *et al.* (2000). Especificamente, será utilizada a distância diferencial da residência do paciente a um hospital especializado como instrumento para a variável que indica se o paciente recebeu tratamento nesse tipo de unidade. Tal distância corresponde a distância entre a residência do paciente e o hospital especializado mais próximo, menos a distância entre a residência do paciente e o hospital geral mais próximo¹². Em termos formais:

$$D_{ihmt} = Dist_{ie} - Dist_{ig} \quad (3.2)$$

onde $Dist_{ie}$ é a distância entre a residência do paciente i e o hospital especializado e mais próximo; e $Dist_{ig}$ é a distância entre a residência do paciente i e o hospital geral g mais próximo.

A hipótese subjacente a utilização desta variável, conforme observam Frances *et al.* (2000), é que a localização da residência do paciente pode predizer de maneira independente a probabilidade de o indivíduo ser tratado em um hospital especializado. Quanto menor D_{ihmt} , mais próximo o paciente i estará de uma unidade especializada e maior será a probabilidade de ele receber tratamento nesta unidade. Essa variável, então, será utilizada como instrumento para a variável que indica se o paciente realizou ICP num hospital especializado ou não.

¹² Tanto para a construção do instrumento para a variável de hospital especializado, quanto para o volume, o ideal seria construí-los levando em consideração a infraestrutura de transporte e a facilidade de acesso ao hospital. A presença de uma estação de metrô ou de ônibus próxima a residência do indivíduo, por exemplo, pode facilitar o acesso ao hospital, mesmo que a distância geográfica seja considerável. Por outro lado, um paciente que esteja geograficamente próximo ao hospital pode ter maior dificuldade de acesso caso a localidade onde reside não possua infraestrutura de transporte adequada. Infelizmente, não é possível considerar esses fatores na construção do nosso instrumento.

Como mencionado anteriormente, o volume também é uma variável potencialmente endógena em (3.1). Tal fato decorre da possibilidade de não apenas o volume afetar os resultados dos pacientes, mas destes também exercerem influência sobre o volume de procedimentos, acarretando em um problema de causalidade reversa entre a mortalidade e o volume. É a hipótese de “*selective referral*” destacada na literatura, segundo a qual os hospitais com melhores resultados, com menores taxas de mortalidade, por exemplo, atrairiam mais pacientes, ou seja, a maior qualidade dos hospitais faria aumentar seu volume. Para lidar com a endogeneidade do volume, empregamos como instrumento uma variável análoga a utilizada por Barker *et al.* (2011), que corresponde ao volume esperado, estimado com base na distância entre a residência dos pacientes e os hospitais. Matematicamente, o volume esperado do hospital h (VE_h) será

$$VE_h = \sum_{i=1}^P \frac{1/d_{ih}^2}{\sum_{h=1}^H (1/d_{ih}^2)} \quad (3.3)$$

onde P é o número de pacientes, H é o número de hospitais e d_{ih}^2 é o quadrado da distância entre a residência do paciente i e o hospital h . Diferentemente de Barker *et al.* (2011), nós permitimos que o fato de o paciente ser tratado em um hospital especializado seja endógeno. Assim, estimaremos duas equações de primeiro estágio, para as nossas duas variáveis explicativas endógenas, como segue

$$esp_{ihmt} = \alpha_0 + \alpha_1 D_{ihmt} + \alpha_2 VE_{ht} + \mathbf{x}'_{ihmt} \alpha_3 + \mathbf{f}'_{hmt} \alpha_4 + \mathbf{m}'_{mt} \alpha_5 + \mathbf{ano}'_t \alpha_6 + v_{ihmt} \quad (3.4)$$

$$\ln(vol)_{ihmt} = \gamma_0 + \gamma_1 D_{ihmt} + \gamma_2 VE_{ht} + \mathbf{x}'_{ihmt} \gamma_3 + \mathbf{f}'_{hmt} \gamma_4 + \mathbf{m}'_{mt} \gamma_5 + \mathbf{ano}'_t \gamma_6 + v_{ihmt} \quad (3.5)$$

Estimadas essas duas equações, obteremos \widehat{esp}_{ihmt} e $\widehat{\ln(vol)}_{ihmt}$, ou seja, os valores estimados para as duas variáveis endógenas. No segundo estágio, então, inserimos essas variáveis estimadas no lugar das variáveis endógenas, ou seja, estimamos a seguinte equação

$$y_{ihmt} = \delta_0 + \delta_1 \widehat{esp}_{ihmt} + \delta_2 \widehat{\ln(vol)}_{ihmt} + \mathbf{x}'_{ihmt} \delta_3 + \mathbf{f}'_{hmt} \delta_4 + \mathbf{m}'_{mt} \delta_5 + \mathbf{ano}'_t \delta_6 + \xi_{ihmt} \quad (3.6)$$

O coeficiente de interesse, nesse caso, é δ_1 , que vai nos dizer qual é o impacto na probabilidade de o indivíduo morrer, dado que ele realizou ICP em um hospital especializado, controlando fatores observados e não observados que podem afetar tal probabilidade.

3.4 RESULTADOS

Na tabela 3.4 nós apresentamos os coeficientes obtidos por MQO para a variável que indica se o paciente foi submetido a ICP em hospital especializado e para o logaritmo natural do volume. No modelo (1), além da variável que indica hospital especializado, é incluído efeito fixo de ano. Já o modelo (2) inclui características do paciente (idade, sexo, urgência, dias de UTI e índice de comorbidade de Charlson). O modelo (3) inclui também características do hospital (se exerce atividade de ensino, se é privado, o número de leitos, o número de pacientes atendidos, e tempo médio de permanência dos pacientes e UF de localização). No modelo (4) são adicionadas características do município de residência do paciente (PIB *per capita*, número de médicos e número de cardiologistas por mil habitantes). No modelo (5), por sua vez, se controla o volume de procedimentos.

Nos modelos com menos controles ((1) e (2)) a variável que indica hospital especializado não apresenta significância estatística. Essa variável apresenta significância e sinal de acordo com o esperado a partir da inclusão dos controles do hospital, evidenciando que tais controles têm uma relação oposta com o tratamento e o *outcome*. A inclusão dos controles do município em que o paciente reside não altera os resultados da variável indicadora de hospital especializado. Já a inclusão do volume de procedimentos “aumenta” o coeficiente da variável de hospital especializado e a faz significativa a 1%. Cabe salientar que o resultado para o volume de procedimentos não está de acordo com o esperado, tendo em vista que a expectativa era uma relação negativa entre o volume e a mortalidade. Em suma, os resultados da tabela 3.4 indicam que a probabilidade de resultado adverso é menor quando o paciente é submetido a ICP em hospital especializado.

Tabela 3.4. Resultados do modelo de Mínimos Quadrados Ordinários

VARIÁVEIS	(1) Modelo 1	(2) Modelo 2	(3) Modelo 3	(4) Modelo 4	(5) Modelo 5
Hospital especializado	0.0021 (0.0059)	0.0003 (0.0043)	-0.0080** (0.0035)	-0.0080*** (0.0035)	-0.0108*** (0.0039)
Volume (ln)					0.0025* (0.0013)
Observações	381,542	381,542	381,542	381,542	381,542
R2	0.0001	0.0645	0.0663	0.0663	0.0664
EF de ano	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM
Controles paciente	NÃO	SIM	SIM	SIM	SIM
Controles hospital	NÃO	NÃO	SIM	SIM	SIM
Controles município	NÃO	NÃO	NÃO	SIM	SIM

Notas: Erros-padrão cluster-robusto no nível do hospital entre parênteses. A variável dependente em todos os cinco modelos apresentados na tabela é uma *dummy* que indica se o paciente morreu (=1) ou não (=0) após ter sido submetido a Intervenção Coronária Percutânea (ICP). O modelo (1) inclui, além da variável que indica se o paciente foi operado em hospital especializado, efeito fixo de ano. No modelo (2) são incluídos como controles características dos pacientes. Já no modelo (3) são incluídos controles do hospital. O modelo (4) inclui ainda controles do município em que o paciente reside. Por fim, no modelo (5) adiciona-se o volume como controle. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$.

Fonte: elaboração própria com dados do Ministério da Saúde (2015).

Ainda que alguns estudos realizados para os EUA tenham evidenciado que o tratamento em hospital especializado reduz a chance de resultados adversos do paciente (CLARK; HUCKMAN, 2012; GREENWALD et al., 2006; NALLAMOTHU et al., 2007), a maioria dos achados vai na direção oposta e não indica vantagem em relação ao hospital especializado (BARKER; ROSENTHAL; CRAM, 2011; BARRO; HUCKMAN; KESSLER, 2006; CRAM; ROSENTHAL; VAUGHAN-SARRAZIN, 2005; HWANG et al., 2007; YOUNG; FOSTER; HELLER, 2005). Na maioria dos estudos em que não se evidencia a relação, o efeito do tratamento em hospital especializado desaparece quando se controla o volume de procedimentos, sugerindo que a relação observada deve-se ao fato de hospitais especializados atender mais pacientes do que os hospitais gerais. No caso do Brasil, a inclusão do volume de procedimentos como controle faz com que a relação entre o *outcome* dos pacientes e o hospital especializado aumente.

Os resultados apresentados na tabela 3.4 podem estar viesados, uma vez que não consideram a possível endogeneidade da variável que indica tratamento em hospital especializado e o volume. A variável que indica hospital especializado pode ser endógena devido a distribuição não aleatória de pacientes entre esse tipo de estabelecimento e os hospitais gerais. Os hospitais especializados podem atender pacientes mais graves, por exemplo. Devido a utilização de dados administrativos e por não haver muitas informações

relacionadas ao paciente, não é possível controlar de maneira adequada à gravidade do estado de saúde do paciente.

Na tabela 3.5 são apresentados os resultados para o modelo de variáveis instrumentais. Na coluna (1) o volume de procedimentos é considerado endógeno e instrumentalizado pelo volume esperado, conforme a equação (3), ao passo que a variável de hospital especializado é considerada exógena. Já na coluna (2) tanto o volume quanto a variável de hospital especializado são considerados endógenos. Os resultados de primeiro estágio indicam que tanto o volume esperado quanto a distância diferencial entre a residência do paciente e o hospital especializado mais próximo e o hospital geral mais próximo são significativamente correlacionados com o volume e a variável de especialização, respectivamente. Os resultados de segundo estágio indicam que a variável de hospital especializado é significativa a 10%, ou seja, mesmo controlando a endogeneidade dessa variável, há indícios de que os resultados dos pacientes submetidos a ICP são melhores quando eles são tratados em hospitais especializados.

Em termos de impacto, os resultados do MQO indicam que a realização da ICP em hospital especializado reduz a probabilidade de morte em 1,08 pontos percentuais (p.p.). Esse valor é menor do que o observado para o modelo de variáveis instrumentais, que é de 1,65 p.p. no modelo em que apenas o volume é considerado endógeno e de 2,2 p.p. no modelo em que tanto o volume quanto a variável de hospital especializado são considerados exógenos. Esses resultados indicam que a direção do viés causado pela endogeneidade das variáveis volume e hospital especializado é negativo, ou seja, as estimativas de MQO subestimam o efeito do tratamento em hospital especializado.

Tabela 3.5. Resultados do modelo de variáveis instrumentais

VARIÁVEIS	(1) Volume endógeno	(2) Volume e especializado endógenos
Volume (ln)	0.0077** (0.0039)	0.0085** (0.0041)
Hospital especializado	-0.0165*** (0.0055)	-0.0220* (0.0122)
<i>Primeiro estágio (Volume)</i>		
Volume esperado	0.0015*** (0.00005)	0.0017*** (0.00005)
Distância diferencial	-	-0.0003*** (0.00005)
<i>Primeiro estágio (Especializado)</i>		
Volume esperado	-	0.0002*** (0.00002)
Distância diferencial	-	-0.0006*** (0.00002)
Observações	381,542	381,542
R ²	0.0660	0.0658
Estatística F do primeiro estágio (Volume)	2113.54***	1455.04***
Estatística F do primeiro estágio (Especializado)	-	1732.82***
EF de ano	SIM	SIM
Controles paciente	SIM	SIM
Controles hospital	SIM	SIM
Controles município	SIM	SIM

Notas: Erros-padrão cluster-robusto no nível do hospital entre parênteses. A variável dependente nos dois modelos apresentados na tabela é uma *dummy* que indica se o paciente morreu (=1) ou não (=0) após ter sido submetido a Intervenção Coronária Percutânea (ICP). No modelo (1) apenas o volume é considerado endógeno e instrumentalizado pelo volume esperado. Já no modelo (2) tanto o volume quanto a variável que indica hospital especializado são consideradas endógenas e são instrumentalizadas, respectivamente, pelo volume esperado e pela distância diferencial. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

Fonte: elaboração própria com dados do Ministério da Saúde (2015).

3.5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Nesse artigo nós investigamos se os resultados de saúde dos pacientes cardíacos submetidos a Intervenção Coronária Percutânea em hospital especializado são melhores do que os resultados alcançados por pacientes tratados em hospitais gerais. Para tanto, utilizamos dados de 2008 a 2014 do Sistema de Informações Hospitalares do Sistema Único de Saúde (SIH-SUS) e do Cadastro Nacional de Estabelecimentos de Saúde (CNES). Para contornar o problema de endogeneidade da variável que indica hospital especializado ou geral e do volume de procedimentos, foi empregado o modelo de variáveis instrumentais, em que se explorou a distribuição geográfica dos pacientes e dos hospitais como fonte de variação exógena.

Na análise descritiva, os resultados apontaram que os hospitais especializados atendem pacientes em estado de saúde mais grave do que os hospitais gerais. Além disso, o volume de procedimentos nos hospitais especializados é praticamente o dobro do observado nos hospitais gerais. Os modelos estimados evidenciam que os resultados de saúde dos pacientes tratados em hospitais especializados são melhores do que os resultados de saúde dos pacientes tratados em hospitais gerais. Impacto esse que se manteve robusto à utilização de uma série de controles e ao controle da endogeneidade da variável de hospital especializado e do volume de procedimentos.

Diante das evidências apresentadas no presente trabalho, uma política governamental de incentivo à habilitação de mais hospitais como especializados tenderia a melhorar os resultados de saúde dos pacientes submetidos a Intervenção Coronária Percutânea. De certo modo esse incentivo já existe, uma vez que os hospitais especializados recebem um volume de recursos maior que os hospitais gerais. Pesquisas futuras poderiam explorar o quanto essa maior disponibilidade de recursos é, de fato, um incentivo para os hospitais buscarem a habilitação como especializado. Outra questão relevante seria analisar o custo-benefício de se ter mais hospitais especializados, já que é razoável supor que o aumento do número de hospitais especializados faria aumentar os custos do SUS.

Se faz necessário destacar as limitações do trabalho. A primeira delas está relacionada a utilização de dados administrativos ao invés de dados clínicos, através dos quais seria possível obter informações bem mais detalhadas do real estado de saúde do paciente. A segunda limitação está associada ao fato de a nossa unidade de observação ser a internação e não o paciente. A base de dados não permite identificar o paciente nas diferentes internações que ele possa vir a ter e, com isso, ele pode estar sendo considerado mais de uma vez. Uma outra limitação está relacionada a criação dos instrumentos, uma vez que foi considerada apenas a distância geográfica entre a residência dos pacientes e os hospitais, ao passo que o mais adequado seria considerar a infraestrutura de transporte (metrô, ônibus etc.) e a facilidade de acesso dos pacientes aos hospitais.

3.6 REFERÊNCIAS

BALLARD, D. J. Cardiac Revascularization in Specialty and General Hospitals, carta ao editor. **New England Journal of Medicine**, v. 352, n. 26, p. 2754–2756, 30 jun. 2005.

BARKER, D.; ROSENTHAL, G.; CRAM, P. Simultaneous relationships between procedure volume and mortality: do they bias studies of mortality at specialty hospitals? **Health Economics**, v. 20, n. 5, p. 505–518, 1 maio 2011.

BARRO, J. R.; HUCKMAN, R. S.; KESSLER, D. P. The effects of cardiac specialty hospitals on the cost and quality of medical care. **Journal of Health Economics**, v. 25, n. 4, p. 702–721, jul. 2006.

BRASIL, B. Portaria nº 479 de 15 de abril de 1999. Cria mecanismos para implantação dos sistemas estaduais de referência hospitalar em atendimento de urgências e emergências. **Diário Oficial da União**, 1999.

BRASIL, B. Portaria nº 2048 de 5 de novembro de 2002. **Diário Oficial da União**, 2002.

BRASIL, B. Portaria nº 299 de 11 de setembro de 2009. **Diário Oficial da União**, 2009a.

BRASIL, B. Portaria nº 2.395 de 11 de outubro de 2011. Organiza o Componente Hospitalar da Rede de Atenção às Urgências no âmbito do Sistema Único de Saúde (SUS). **Diário Oficial da União**, 2011.

BRASIL, B. Portaria nº 186 de 2 de março de 2016. Altera tipos, subtipos e definições de estabelecimentos de saúde e cria a possibilidade de cadastramento de Sedes de Operadoras e Planos de Saúde e Sedes de Consórcios Públicos na Área de Saúde no Cadastro Nacional de Estabelecimentos de Saúde (CNES). **Diário Oficial da União**, 2016.

BRASIL, M. DA S. **Saúde Brasil 2008: 20 anos de Sistema Único de Saúde (SUS) no Brasil**, 2009b. Disponível em: <http://bvsmms.saude.gov.br/bvs/publicacoes/saude_brasil_2008.pdf>. Acesso em: 5 ago. 2015

BRASIL, M. DA S. **Sistema de planejamento do SUS: uma construção coletiva: plano nacional de Saúde/PNS 2008/2009-2011**, 2010. Disponível em: <http://bvsmms.saude.gov.br/bvs/publicacoes/sistema_planejamento_sus_v9.pdf>. Acesso em: 5 ago. 2015

CHARLSON, M. et al. A New Method of Classifying Prognostic Co-Morbidity in Longitudinal-Studies - Development and Validation. **Journal of Chronic Diseases**, v. 40, n. 5, p. 373–383, 1987.

CLARK, J. R.; HUCKMAN, R. S. Broadening Focus: Spillovers, Complementarities, and Specialization in the Hospital Industry. **Management Science**, v. 58, n. 4, p. 708–722, 22 dez. 2012.

CRAM, P.; ROSENTHAL, G. E.; VAUGHAN-SARRAZIN, M. S. Cardiac Revascularization in Specialty and General Hospitals. **New England Journal of Medicine**, v. 352, n. 14, p. 1454–1462, 7 abr. 2005.

FRANCES, C. D. et al. Does physician specialty affect the survival of elderly patients with myocardial infarction? **Health Services Research**, v. 35, n. 5 Pt 2, p. 1093–1116, dez. 2000.

GREENWALD, L. et al. Specialty Versus Community Hospitals: Referrals, Quality, And Community Benefits. **Health Affairs**, v. 25, n. 1, p. 106–118, 1 jan. 2006.

HWANG, C. W. et al. Comorbidity and Outcomes of Coronary Artery Bypass Graft Surgery at Cardiac Specialty Hospitals Versus General Hospitals: **Medical Care**, v. 45, n. 8, p. 720–728, ago. 2007.

MATTOS, L. A. et al. Diretrizes da Sociedade Brasileira de Cardiologia: intervenção coronária percutânea e métodos adjuntos diagnósticos em cardiologia intervencionista (II edição – 2008). **Arq. bras. cardiol**, v. 91, n. 6,supl.1, p. 1–58, dez. 2008.

MINISTÉRIO DA SAÚDE. **DATASUS - Departamento de Informática do SUS**, 2015. Disponível em: <<http://www2.datasus.gov.br/DATASUS/index.php?area=0901>>. Acesso em: 3 out. 2015

NALLAMOTHU, B. K. et al. Acute Myocardial Infarction and Congestive Heart Failure Outcomes at Specialty Cardiac Hospitals. **Circulation**, v. 116, n. 20, p. 2280–2287, 13 nov. 2007.

PAIM, J. et al. The Brazilian health system: history, advances, and challenges. **The Lancet**, v. 377, n. 9779, p. 1778–1797, 27 maio 2011.

RAMOS, M. C. DE A. et al. Performance evaluation of hospitals that provide care in the public health system, Brazil. **Revista de Saúde Pública**, v. 49, 2015.

SCHMIDT, M. I. et al. Chronic non-communicable diseases in Brazil: burden and current challenges. **The Lancet**, v. 377, n. 9781, p. 1949–1961, jun. 2011.

YOUNG, J. K.; FOSTER, D. A.; HELLER, S. T. Cardiac Revascularization in Specialty and General Hospitals, carta ao editor. **New England Journal of Medicine**, v. 352, n. 26, p. 2754–2756, 30 jun. 2005.

4. ENSAIO TRÊS: *WEEKEND EFFECT* NOS ATENDIMENTOS DE URGÊNCIA NO BRASIL: O CASO DO INFARTO AGUDO DO MIOCÁRDIO

4.1 INTRODUÇÃO

Um dos princípios fundamentais do Sistema Único de Saúde (SUS) no Brasil é oferecer acesso universal à população, sem qualquer tipo de distinção. Se alguma variação na qualidade do cuidado prestado for observada, pode-se dizer que o SUS está falhando em um de seus princípios básicos. Evangelista et al. (2008) destacam que as fragilidades e desigualdades de acesso no cuidado à saúde podem ser investigadas ao se analisar a mortalidade por doenças cujo resultado de saúde dos pacientes depende de intervenção médica adequada e no momento oportuno. Destacam ainda que as doenças isquêmicas do coração são especialmente adequadas para essa avaliação.

Inúmeros trabalhos empíricos têm se dedicado a investigar o chamado *weekend effect*, que é a situação na qual a probabilidade de resultados adversos de saúde aumenta quando o paciente adentra o hospital no período *off-hour*, ou seja, à noite, finais de semana e feriados (ALBRIGHT et al., 2009; BARBA et al., 2006; BARNETT et al., 2002; BARROS et al., 2013; BECKER, 2007; BELL; REDELMEIER, 2001, 2004; BENDAVID et al., 2007; CAMPBELL et al., 2014; CARDOSO et al., 2010, 2014; CLARKE et al., 2010; CONCHA et al., 2014; CRAM et al., 2004; EVANGELISTA; BARRETO; GUERRA, 2008; FUNENGA, 2014; HOH et al., 2010; KIM et al., 2014; KOSTIS et al., 2007; MAGID et al., 2005; MASCARENHAS et al., 2011; ROBERTS et al., 2015; SAAD et al., 2014; SAPOSNIK et al., 2007; TAKADA et al., 2012; VARNAVA et al., 2002). Enquanto a maioria observa alguma variação no desfecho dos pacientes de acordo com o momento da internação, alguns trabalhos não encontram resultados que apontam nessa direção (ALBRIGHT et al., 2009; KIM et al., 2014; MAGID et al., 2005; MASCARENHAS et al., 2011; TAKADA et al., 2012; WALKER et al., 2017).

Com o intuito de explicar essas diferenças, duas hipóteses têm sido admitidas. A primeira está relacionada a oferta do cuidado, segundo a qual os hospitais ofertam menos cuidados aos finais de semana, período no qual muitos serviços de diagnósticos não estão disponíveis, bem como a experiência da equipe médica tende a ser menor. A segunda hipótese é que o *weekend effect* seria resultado de diferenças não observáveis na severidade da doença,

no sentido de que pacientes em piores condições de saúde seriam internados durante o final de semana.

Em face da observação do *weekend effect*, têm-se sugerido melhorar a qualidade/quantidade do cuidado prestado pelos hospitais durante os finais de semana como forma de mitigar a maior incidência de resultados adversos dos pacientes internados nesse período. Entretanto, há controvérsias se a disponibilidade de serviços de rotina durante os sete dias da semana seria custo-efetiva (MEACOCK; DORAN; SUTTON, 2015).

Ainda que o tema venha recebendo crescente atenção internacionalmente (SORITA et al., 2014), no Brasil o assunto é pouco investigado. Os poucos trabalhos existentes apresentam capacidade limitada de generalização, pois focam em apenas um hospital. A pouca atenção que tem sido dada ao tema no Brasil, aliada à impossibilidade de generalização dos resultados dos estudos já realizados, suscita a necessidade de estudos adicionais que busquem identificar alguma variação no resultado dos pacientes internados aos finais de semana. Dessa forma, a proposta desse artigo é investigar a existência de um “*weekend effect*” no Brasil. Para tanto, serão considerados os pacientes internados entre 2008 e 2014 em caráter de urgência com diagnóstico de Infarto Agudo do Miocárdio (IAM). A escolha por essa condição se deu pelo fato de exigir atendimento imediato e de alta complexidade e a demora e inadequação do cuidado poder levar a resultados adversos. Ao considerar todos os casos ocorridos no país, em um intervalo de tempo considerável, os resultados do estudo darão subsídios para a discussão e eventual implementação de políticas públicas para o setor hospitalar no Brasil, caso alguma variação nos resultados dos pacientes seja evidenciada.

Os resultados obtidos suportam a existência de um *weekend effect* no Brasil. A associação entre o momento da internação e o resultado adverso de saúde dos pacientes é robusto à inclusão de uma série de controles, tais como características do paciente, características do hospital e efeito fixo de hospital.

Este artigo possui, além desta introdução, quatro seções. Na próxima seção é apresentada a revisão da literatura pertinente ao tema, tanto internacional quanto nacional. Na seção três são apresentados os dados utilizados e a metodologia empregada para alcançar os objetivos propostos. Na quarta seção os resultados são apresentados e discutidos e na quinta e última seção são feitas as considerações finais.

4.2 REVISÃO DE LITERATURA

Em uma revisão sistemática da literatura e meta-análise sobre a relação entre a internação no período *off-hour* e os resultados dos pacientes com Acidente Vascular Cerebral Isquêmico (AVCI), Sorita *et al.* (2014) identificam 21 estudos. Os autores salientam que as evidências sugerem que os pacientes com AVCI internados durante os finais de semana e a noite apresentam maior mortalidade no curto prazo e maior deficiência quando da alta hospitalar.

Bell e Redelmier (2001) evidenciam o *weekend effect* para a reparação de Aneurisma Roto da Aorta Abdominal (ARAA), Epiglotite Aguda (EA) e Embolia Pulmonar (EP), mesmo após o controle de fatores de risco, como idade, sexo e comorbidades. Fato que leva os autores a sugerir que os piores resultados dos pacientes internados durante o final de semana estão mais relacionados a variação na qualidade do serviço prestado nesse período do que à diferenças não observadas na severidade da doença.

Barnett *et al.* (2002) também encontram evidências de um “*weekend effect*”, ao observarem que o risco de morrer é maior para internações realizadas aos finais de semana do que para as realizadas no meio de semana (terça, quarta e quinta-feira). Entretanto, seus resultados indicam que o risco de morrer é maior também às segundas e sextas-feiras quando comparado ao meio de semana. Destacam que tal fato sugere que o “*weekend effect*” observado pode estar mais relacionado a severidade não observada da doença e/ou a um possível viés de seleção do que a diferenças na qualidade do cuidado propriamente dita.

Já Varnava *et al.* (2002) observam que o tempo de permanência dos pacientes internados com Infarto Agudo do Miocárdio (IAM) apresenta relação significativa com o dia de internação. Destacam que a alta hospitalar é evitada aos finais de semana, provavelmente devido a restrição dos serviços hospitalares, uma vez que muitas vezes a equipe médica não está disponível para deliberar acerca da alta dos pacientes.

Outro trabalho que investiga o *weekend effect* é Cram *et al.* (2004), que analisa a relação para 50 diagnósticos na Califórnia (EUA), considerando o ano de 1998. Encontram evidências de que a probabilidade de morte é maior para os pacientes internados aos finais de semana apenas para três diagnósticos (câncer de ovário/útero, úlcera duodenal, e sintomas cardiovasculares). Ao comparar os resultados para a amostra total e restringida apenas aos pacientes internados em caráter de emergência, observam que o *weekend effect* se reduz bastante para a última, chegando ao ponto de, para alguns procedimentos, a chance de óbito

ser menor aos finais de semana. O problema é que os pacientes eletivos, internados em sua maioria durante a semana, tem menor chance de morrer do que os pacientes internados em caráter de urgência.

Magid *et al.* (2005), na análise sem ajuste, evidenciam que a mortalidade é maior no período *off-hours*. Entretanto, quando ajustam para características dos pacientes e, principalmente, para o tempo entre a internação e a realização da terapia de reperfusão, não encontram resultado significativo. Destacam que tal fato sugere que a maior mortalidade no período *off-hours* é devida, em parte, ao maior tempo para a realização do tratamento de reperfusão.

Becker (2007) observa que os pacientes com IAM, admitidos aos finais de semana, apresentam menor probabilidade de serem submetidos a Cateterismo Cardíaco (CC), Intervenção Coronária Percutânea (ICP) ou a Cirurgia de Revascularização do Miocárdio (CRVM) no mesmo dia em que foram internados e são mais propensos a realizar os dois primeiros procedimentos dentro de dois a sete dias após adentrarem o hospital. O autor salienta que tal fato faz com que a despesa seja menor com os pacientes internados aos finais de semana, além de aumentar a probabilidade de estes morrerem em períodos subsequentes a hospitalização inicial.

Na Tabela 4.1 são apresentados outros estudos que analisam a relação entre o momento da internação e os resultados alcançados pelos pacientes. A maioria evidencia alguma variação nos resultados dos pacientes, dependendo do momento em que estes são admitidos no hospital. Destes trabalhos duas características merecem destaque. A primeira relacionada ao aspecto metodológico, em que o Modelo de Regressão Logística é a técnica mais comumente empregada. Já a segunda diz respeito a variável resposta, que a maior parte dos estudos utiliza a mortalidade intra-hospitalar. Isso é devido, em grande parte, a maior disponibilidade desse indicador. A mortalidade em 30 dias ou em 1 ano, episódios de readmissão e indicadores de deficiência motora, por exemplo, permitiram uma análise mais acurada. Entretanto, a maioria dos dados administrativos disponíveis não possuem indicadores após a alta do paciente. A mortalidade intra-hospitalar, contudo, é um indicador válido para analisar a qualidade do setor hospitalar (AHRQ – AGENCY FOR HEALTHCARE RESEARCH AND QUALITY, 2007).

No Brasil, ao que parece, o assunto tem recebido pouca atenção. Em uma pesquisa bibliográfica foi identificado seis estudos que investigam possíveis variações nos resultados dos pacientes de acordo com o período da internação. Destes, três focam na diferença de

resultados considerando os finais de semana (BARROS et al., 2013; EVANGELISTA; BARRETO; GUERRA, 2008; TAKADA et al., 2012) e três considerando o período diurno e noturno (CARDOSO et al., 2010, 2014; MASCARENHAS et al., 2011). Após uma leitura cuidadosa desses estudos, verifica-se que a grande limitação destes diz respeito a pouca, ou mesmo nenhuma, possibilidade de generalização de seus resultados para o Brasil. Mesmo o trabalho de Evangelista *et al.* (2008), que é o único a considerar mais de um hospital em sua análise, utiliza informações apenas de estabelecimentos localizados em Belo Horizonte. Para que os resultados do estudo tenham implicações em termos de políticas públicas no âmbito do SUS, deve ser possível generalizá-los.

Tabela 4.1. Sistematização da Literatura

Literatura Internacional					
Autor(es) (ano)	Amostra	Método	Variável Dependente	Utilização de controles?	Resultados
Bell e Redelmier (2001)	Canadá (Ontário) – 1988 a 1997 – ARAA ^a , EA ^b , EP ^c , IAM ^d , HI ^e , fratura no quadril e 100 condições que foram as causas mais comuns de morte	Regressão Logística	Mortalidade hospitalar	Sim: características do paciente	Relação significativa entre internação no final de semana e mortalidade para ARAA ^a , EA ^b EP ^c e 23 das 100 condições que foram a causa mais comum de óbito
Barnett <i>et al.</i> (2002)	EUA (Ohio) – 1991 a 1997 – 156.136 pacientes admitidos em 38 UTIs de 28 hospitais	Regressão Logística	Mortalidade hospitalar Tempo de permanência	Sim: características do paciente e efeito fixo de hospital	Pacientes internados no final de semana tem risco moderadamente maior de morrer e maior tempo de permanência
Varnava <i>et al.</i> (2002)	Reino Unido – 1988 a 1999 – pacientes internados com IAM ^d	OLS	Tempo de permanência	Sim: características do paciente e <i>dummy</i> de ano	A restrição dos serviços hospitalares durante o final de semana prolonga o tempo de permanência dos pacientes com IAM ^d desnecessariamente
Bell e Redelmier (2004)	Canadá (Ontário) – 1988 a 1997 – pacientes agudos que realizaram um de seis procedimentos	Teste de χ^2 Teste <i>t</i> de Student Teste de Wilcoxon ANOVA	Mortalidade hospitalar Tempo de permanência	Não	Relativamente poucos procedimentos urgentes são realizados em pacientes agudos aos finais de semana
Cram <i>et al.</i> (2004)	EUA (CA) – 1998 – 50 diagnósticos comuns	Regressão Logística	Mortalidade hospitalar	Sim: características do paciente e do hospital	O <i>weekend effect</i> é evidenciado para três diagnósticos. Em nove diagnósticos, entretanto, há redução na mortalidade para internações aos finais de semana
Magid <i>et al.</i> (2005)	EUA – 1999 a 2002 – pacientes com IAM-ST ^f que realizaram Terapia Fibrinolítica ou ICP ^g	Modelo Hierárquico Multivariado	Mortalidade hospitalar	Sim: características do paciente	Após ajuste, não há diferença na mortalidade entre o período regular (regular hours) e o período <i>off-hours</i>
Barba <i>et al.</i> (2006)	Espanha (Madri) – 1999 a 2003 – 35.993 pacientes agudos do Fundación Hospital Alcorón	Regressão Logística	Mortalidade hospitalar	Sim: características do paciente	O risco de morte dentro das primeiras 48hs após internação é maior para pacientes admitidos aos finais de semana
Becker (2007)	EUA - 1989 a 1998 – pacientes internados com IAM ^d	OLS	Despesas médicas CC ^h ICP ^g CRVM ⁱ Mortalidade Readmissão por IAM ^d ou ICC ^j	Sim: características do paciente, efeito fixo de hospital e <i>dummy</i> de ano	Pacientes admitidos aos finais de semana têm menor probabilidade de receber procedimentos cardíacos intensivos imediatos, e experimentam taxas elevadas de resultados adversos de saúde
Bendavid <i>et al.</i> (2007)	EUA (NY, MA, NC) – 1999 a 2001 – pacientes internados em hospitais de cuidados agudos	Regressão Logística Propensity Score	Oito indicadores de complicações pós-procedimento	Sim: características do paciente	Taxas de complicações são maiores aos fins de semana mais significativamente para trauma obstétrico e para pacientes submetidos a procedimentos vasculares.

Kostis <i>et al.</i> (2007)	EUA (NJ) – 1987 a 2002 - pacientes internados com IAM ^d	Regressão Logística Regressão Linear	Mortalidade hospitalar e para diferentes períodos subsequentes a alta Tempo de permanência	Sim: características do paciente	A internação aos finais de semana se associa a maior mortalidade e a menor uso de procedimentos cardíacos invasivos
Saposnik <i>et al.</i> (2007)	Canadá – 2003 e 2004 – pacientes internados com AVC ^k	Regressão Logística	Mortalidade hospitalar	Sim: características do paciente e do hospital	Pacientes internados com AVC ^k aos finais de semana têm maior risco de morrer do que os internados durante a semana
Albright <i>et al.</i> (2009)	EUA – 2004 a 2007 – pacientes internados em duas unidades especializadas em AVC ^k	Regressão Logística	Mortalidade hospitalar	Sim: características do paciente	Relação não significativa entre internação aos finais de semana e mortalidade
Clarke <i>et al.</i> (2010)	Austrália (Queensland) – 2002 a 2007 – pacientes internados com DPOC ^l , IAM ^d , HI ^e e fratura de quadril	Regressão Logística	Mortalidade hospitalar e de dois dias	Sim: características do paciente	Um significativo <i>weekend effect</i> é observado para IAM ^d
Hoh <i>et al.</i> (2010)	EUA – 2002 a 2007 – pacientes internados com AVC ^k	Modelo Linear Generalizado	Terapia Trombolítica Mortalidade hospitalar Destino após a alta Despesas hospitalares Tempo de permanência	Sim: características do paciente e do hospital	Modesto <i>weekend effect</i> no uso de terapia trombolítica, despesas hospitalares totais e tempo de permanência
Concha <i>et al.</i> (2014)	Austrália (Nova Gales do Sul) – 2000 a 2007 – pacientes admitidos no departamento de emergência de 501 hospitais	Estatísticas de Mantel-Haenszel Estatísticas de Cox	Mortalidade hospitalar e até sete dias após a alta	Sim: características do paciente	Apenas 16 dos 430 GDHs ^m apresentaram aumento significativo no risco de morrer devido a internação aos finais de semana
Campbell <i>et al.</i> (2014)	Inglaterra – 2010 a 2012 – pacientes internados com AVC ^k	Regressão Logística Modelo de Risco Proporcional de Cox	Diferentes indicadores da qualidade do cuidado Mortalidade de 3, 7 e 30 dias	Sim: características do paciente	Pacientes admitidos aos finais de semana têm maior risco de morrer após 30 dias
Funenga (2014)	Portugal – 2012 – pacientes internados com um de 36 diagnósticos principais predeterminados	Regressão Logística	Mortalidade Tempo de permanência	Sim: características do paciente	O risco de morrer e o tempo de permanência são maiores para os pacientes internados aos finais de semana
Kim <i>et al.</i> (2014)	Coréia – 2008 a 2012 – pacientes internados com AVC ^k	Regressão Logística	Escala de Rankin Modificada (mRS) aos três meses	Sim: características do paciente	A internação no período <i>off-hour</i> não está associada a um resultado funcional desfavorável aos 3 meses
Saad <i>et al.</i> (2014)	EUA – 2005 a 2011 – pacientes internados com AVC ^k submetidos a tromnectomia	Regressão Logística	Deficiência de moderada a grave	Sim: características do paciente e do hospital	Pacientes internados aos finais de semana em hospitais que não são de ensino têm maior probabilidade de receber alta com deficiência de moderada a grave

Roberts <i>et al.</i> (2015)	Reino Unido (Gales) - 2004 a 2012 – pacientes internados com AVC ^k	Regressão Logística	Mortalidade de 7 e 30 dias	Sim: características do paciente e do hospital	A mortalidade é maior para internações aos finais semana, mas pode estar relacionado a maior severidade dos pacientes
Walker <i>et al.</i> (2017)	Reino Unido – 2006 a 2014 – pacientes admitidos em caráter de urgência em quatro hospitais	Modelo de Cox	Mortalidade de 30 dias	Sim: características do paciente (exames clínicos) e do hospital	O weekend effect é resultado da variação nas características dos pacientes no momento da admissão e não da redução dos serviços hospitalares
Literatura Nacional					
Autor(es)/ano	Amostra	Método	Variável Dependente	Utilização de controles?	Resultados
Evangelista <i>et al.</i> (2008)	Brasil (BH) – 2002 – pacientes internados por IAM ^d e IC ⁿ	Regressão Logística	Mortalidade hospitalar	Sim: características do paciente e dos hospitais	Pacientes internados aos finais de semana apresentam maior chance de óbito
Cardoso <i>et al.</i> (2010)	Brasil (RS) – dez. de 2009 e jan. de 2010 – pacientes submetidos a ICP ^g primária em um centro cardiológico de referência	Regressão Logística	Mortalidade hospitalar Reinfarto Acidente Vascular Encefálico Sangramento Maior ou Menor Trombose de Stent Insuficiência Renal c/ Necessidade de Diálise	Sim: características do paciente	Resultados clínicos semelhantes, independentemente do horário de realização da ICP ^g , porém o tempo porta-balão é maior para os tratados no período <i>off-hour</i>
Mascarenhas <i>et al.</i> (2011)	Brasil (SP) – 2000 a 2009 – pacientes operados com fratura transtrocanteriana no Hospital das Clínicas da FMRP-USP	Teste Exato de Fisher Coeficiente de Correlação de Pearson Teste de Wilcoxon	Implante Complicações Clínicas Mortalidade em 1 ano	Não	O horário da cirurgia não foi relevante, no que se refere a ocorrência de complicações per operatórias
Takada <i>et al.</i> (2012)	Brasil – jan. 2004 a jun. de 2007 – 1.104 pacientes com SCA ^o internados na emergência de um hospital universitário	Regressão Logística	Mortalidade hospitalar Tempo de Internação (>=5 dias)	Sim: características do paciente	A mortalidade intra-hospitalar e o tempo de permanência não apresentam associação com o horário de admissão
Barros <i>et al.</i> (2013)	Brasil (SP) – abr. 2004 a dez. 2008 – 430 pacientes participantes com AVC ^k internados no HU da USP pertencentes a EMMA ^p	Modelo de Regressão de Cox	Mortalidade em períodos subsequentes a alta hospitalar	Sim: características do paciente	O risco de morrer aos finais de semana é maior para os pacientes internados com hemorragia intracerebral
Cardoso <i>et al.</i> (2014)	Brasil – dez. de 2009 a dez. de 2011 – pacientes com IAM ^d internados em um centro cardiológico de referência	Regressão Logística	Mortalidade hospitalar, em 30 dias e de 1 ano Acidente Vascular Encefálico Sangramento Maior ou Menor Trombose de Stent Insuficiência Renal c/ Necessidade de Diálise	Sim: características do paciente	Resultados clínicos semelhantes, independentemente do horário de realização da ICP ^g , porém o tempo porta-balão é maior para os tratados no período <i>off-hour</i>

Notas: ^a Aneurisma Roto da Aorta Abdominal; ^b Epiglotite Aguda; ^c Embolia Pulmonar; ^d Infarto Agudo do Miocárdio; ^e Hemorragia Intracerebral; ^f Infarto Agudo do Miocárdio com Supradesnível do Segmento ST; ^g Intervenção Coronária Percutânea; ^h Cateterismo Cardíaco; ⁱ Cirurgia de Revascularização do Miocárdio; ^j Insuficiência Cardíaca Congestiva; ^k Acidente Vascular Cerebral; ^l Doença Pulmonar Obstrutiva Crônica; ^m Grupo de Diagnósticos Homogêneos; ⁿ Insuficiência Coronária; ^o Síndrome Coronária Aguda; ^p Estudo de Mortalidade e Morbidade do AVC.

4.3 METODOLOGIA

4.3.1 Dados

Serão utilizados dados provenientes do Sistema de Informações Hospitalares do Sistema Único de Saúde (SIH/SUS), abastecido por meio da Autorização de Internação Hospitalar (AIH); mecanismo de pagamento utilizado pelo SUS para reembolsar os estabelecimentos de saúde. Serão considerados pacientes com diagnóstico de Infarto Agudo do Miocárdio (IAM), internados entre 01 de janeiro de 2008 e 31 de dezembro de 2014.

Serão incluídos apenas os pacientes com primeiro episódio de infarto (CID-10: I-21.X). Além disso, buscando minimizar possíveis problemas de viés de seleção e heterogeneidade não observada entre os pacientes internados aos finais de semana e os internados durante a semana, serão considerados apenas aqueles cuja baixa hospitalar ocorreu em caráter de urgência (BECKER, 2007).

O indicador que será utilizado para avaliar a variação nos resultados de saúde dos pacientes internados aos finais de semana em relação aos internados durante a semana será a mortalidade intra-hospitalar. Outros indicadores, como a mortalidade em 30 dias e um ano, por exemplo, seriam mais adequados e informativos, porém não estão disponíveis. A *Agency for Healthcare Research and Quality* (AHRQ – AGENCY FOR HEALTHCARE RESEARCH AND QUALITY, 2007) destaca, contudo, que a mortalidade se constitui de indicador válido para avaliar a qualidade do cuidado hospitalar.

As AIHs apresentam informações sobre características dos pacientes, as quais podem ser usadas como controles nos modelos a serem estimados. Assim, serão empregados os seguintes controles: idade; sexo; procedimento realizado; tempo de permanência; utilização de Unidade de Tratamento Intensivo (UTI); e índice de comorbidade de Chalon (CHARLSON et al., 1987)¹³. A tabela 4.2 apresenta uma descrição mais detalhada das variáveis.

¹³ Martins *et al.* (2001) salientam que, apesar de problemas na qualidade das informações do SIH/SUS em relação ao diagnóstico secundário, com sub-registro das comorbidades, a utilização do índice de comorbidade de Charlson é indicado.

Tabela 4.2. Descrição das variáveis

Variáveis	Descrição
Óbito	Variável binária que é igual a 1 quando o paciente veio a óbito após a realização do procedimento
Idade	Variável categórica em que a idade é dividida em cinco quintis, sendo o 1º quintil o de menor idade e o 5º o de maior idade
Mulher	Variável binária que é igual a 1 quando o paciente é do sexo feminino
Índice de Charlson	Variável categórica que varia de 0 a 6 de acordo com a gravidade da comorbidade do paciente
Dias de permanência	Variável categórica em que os dias de permanência são divididos em cinco quintis, sendo o 1º quintil o de menor tempo de permanência e o 5º o de maior tempo de permanência
Dias de UTI	Variável categórica em que os dias de permanência na UTI são divididos em cinco quintis, sendo o 1º quintil o de menor tempo de permanência na UTI e o 5º o de maior tempo de permanência na UTI
Procedimento realizado	Variável categórica que indica o procedimento principal que o paciente realizou durante sua internação
Fim de semana	Variável binário que é igual a 1 se o paciente foi internado durante o final de semana
Volume	Variável categórica em que o volume é dividido em cinco quintis, sendo o 1º quintil o de menor volume e o 5º o de maior volume
Nº de leitos	Variável categórica em que o número de leitos é dividido em cinco quintis, sendo o 1º quintil o de menor número de leitos e o 5º o de maior número de leitos
Nº de pacientes atendidos	Variável categórica em que o número de pacientes atendidos é dividido em cinco quintis, sendo o 1º quintil o de menor número de pacientes atendidos e o 5º o de maior número de pacientes atendidos
Tempo médio de permanência	Variável categórica em que o tempo médio de permanência dos pacientes é dividido em cinco quintis, sendo o 1º quintil o de menor tempo médio de permanência e o 5º o de maior tempo médio de permanência
UF de localização	Variáveis binárias que indicam a Unidade da Federação de localização do hospital
EF de ano	Variáveis binárias que indicam o ano em que o procedimento foi realizado
População	Variável categórica em que a população do município em que o paciente reside é dividida em quintis, sendo o 1º quintil o de menor população e o 5º o de maior população
EF de hospital	Variáveis binárias que indicam o hospital em que o paciente foi atendido

Fonte: elaboração própria com dados do Ministério da Saúde (2015).

A tabela 4.3 apresenta algumas estatísticas para avaliar as diferenças entre as internações realizadas no final de semana e durante a semana. Podemos observar que os pacientes internados no final de semana tendem a ser mais velhos ($p=0,0137$) e a ter mais tempo de internação ($p<0,001$) do que os pacientes internados durante a semana. Além disso, pacientes internados aos finais de semana permanecem mais tempo na Unidade de Terapia Intensiva ($p<0,001$). Ainda, a taxa de mortalidade aos finais de semana é maior do que durante a semana ($p<0,001$).

Tabela 4.3. Diferenças entre pacientes internados nos finais de semana e durante a semana (2008 – 2014)

Variável	Final de semana (n=92.809)	Durante a semana (n=287.808)	P
Características do paciente			
Idade, anos, média (DP)	62,75 (13,50)	62,62 (13,25)	0,0137
Mulher, n (%)	34.427 (37,09)	105.876 (36,79)	0,0914
Dias de permanência, média (DP)	7,49 (7,86)	7,38 (7,93)	<0,001
Índice de Charlson, n (%)			
0	89.507 (96,44)	278.146 (96,64)	0,0034
1	2.963 (3,19)	8.777 (3,05)	0,0285
2	319 (0,34)	849 (0,3)	0,0196
3	4 (0,00)	5 (0,00)	0,1610
6	16 (0,02)	31 (0,01)	0,1230
Dias de UTI, média (DP)	1,89 (3,86)	1,82 (3,76)	<0,001
Características do hospital			
Volume, média (DP)	243 (307)	249 (305)	<0,001
Pacientes atendidos, média (DP)	9.216 (7141)	9.216 (7417)	0,9968
Média de permanência, média (DP)	5,90 (2,23)	5,88 (2,28)	0,2041
Leitos, média (DP)	252 (213)	257 (224)	<0,001
Mortalidade intra-hospitalar, n (%)	16.626 (17,91)	44.119 (15,33)	<0,001

Fonte: elaboração própria com dados do Ministério da Saúde (2015).

4.3.2 Estratégia empírica¹⁴

A principal questão que este artigo se propõe a responder é a seguinte: existe diferença nos resultados de saúde dos pacientes internados aos finais de semana quando comparados aos pacientes internados durante a semana? Para responder a essa questão serão utilizadas informações do Sistema de Informações Hospitalares do Sistema Único de Saúde (SIH/SUS) de pacientes internados em caráter de urgência com diagnóstico de Infarto Agudo do Miocárdio (IAM), entre 2008 e 2014. Assim, no município m durante o ano $t=1, \dots, T$, será analisado o efeito da admissão no final de semana sobre o resultado de saúde dos pacientes $i=1, \dots, N_{mt}$ que foram internados no hospital h com episódio de IAM. Cada paciente possui um vetor de características observadas X_{it} : idade, sexo, procedimento ao qual foi submetido, tempo de permanência, utilização de UTI e índice de comorbidade de Charlson. Do mesmo modo, cada hospital possui um vetor de características observadas H_{ht} : tempo médio de permanência dos pacientes internados, número de leitos e número de pacientes atendidos.

A mortalidade intra-hospitalar é o resultado de saúde que será empregado para verificar o efeito de o paciente ter sido admitido no hospital durante o final de semana. Assim, a estratégia empírica parte da especificação de um Modelo Logístico, em que a variável dependente y_{it} é uma variável dicotômica que indica se o paciente i , no ano t morreu ($y_{it} = 1$)

¹⁴ A estratégia empírica que se segue é adaptada de Becker (2007) para o caso brasileiro.

ou não ($y_{it} = 0$) ao ser internado com diagnóstico de IAM. A especificação básica do modelo a ser estimado será, então, a seguinte

$$P(y_{it} = 1) = \Lambda(\alpha_0 + \alpha_h \tau + \rho_t T_m \varphi + X_{it} \gamma + H_{ht} \lambda + F_{it} \beta) \quad (4.1)$$

onde α_h é um efeito fixo de hospital, ρ_t é um efeito fixo de ano, o qual pode variar de acordo com T_m , um vetor de indicadores que representam o tamanho (em termos populacionais) do município em que o paciente i reside, X_{it} , como já mencionado anteriormente, é um vetor de características observáveis dos pacientes, H_{ht} é um vetor de características do hospital, F_{it} é uma variável binária que indica se o paciente foi internado no final de semana (= 1) ou durante a semana (= 0), e $\Lambda(\cdot)$ é a função de distribuição logística.

Ao se incluir um efeito fixo de hospital, buscar-se-á controlar tanto a variação nos padrões de prática entre os hospitais como a distribuição não aleatória dos pacientes entre os hospitais (BECKER, 2007).

4.4 RESULTADOS

A tabela 4.4 apresenta as razões de chances, estimadas através de regressão logística, dos fatores associados ao óbito intra-hospitalar nos pacientes internados em caráter de urgência com episódio de IAM entre 2008 e 2014. No modelo (1) apenas a variável que indica se o paciente foi internado no final de semana (*Fim de semana*) é incluída na estimação. Já no modelo (2) são incluídos também efeito fixo de ano – que pode variar de acordo com o tamanho da população do município em que o paciente reside – e efeito fixo de Unidade da Federação. No modelo (3) é adicionado um vetor de características dos pacientes. Já no modelo (4) é incluído ainda um vetor de características do hospital. No modelo (5) é controlado o procedimento realizado pelo paciente. Por fim, o modelo (6) inclui efeito fixo de hospital.

Os resultados apresentados na tabela 4.4 são coerentes com a existência do *weekend effect*; pode-se observar em todos os modelos estimados que a chance de óbito é significativamente maior quando a internação ocorre durante os finais de semana. Esse resultado se apresenta robusto à inclusão de uma série de controles, inclusive efeito fixo de hospital.

No modelo sem ajuste (Modelo 1), a razão de chance de 1,2054 indica que a chance de óbito é 20,54% maior quando o indivíduo é internado no final de semana. Resultado que permanece praticamente inalterado com a inclusão de efeito fixo de ano e de unidade da federação (Modelo 2), indicando que essas variáveis não têm relação com a internação aos finais de semana. Os resultados do efeito fixo de ano e de unidade da federação (não apresentados na tabela) indicam, na verdade, que não há diferença na mortalidade ao longo do tempo e nem entre os estados. Já a inclusão das características do paciente (Modelo 3) faz aumentar consideravelmente a associação entre o momento da internação e o óbito intra-hospitalar, uma vez que a chance de óbito é 41,79% maior quando o paciente é admitido durante o final de semana. A inclusão das características do hospital, do procedimento realizado e do efeito fixo de hospital atenua um pouco a relação, mas ainda assim a chance de óbito é significativamente maior (18,73%) no final de semana.

Tabela 4.4. Razão de chances – *Weekend Effect* (2008 - 2014) (Continua)

VARIÁVEIS	(1) Modelo 1	(2) Modelo 2	(3) Modelo 3	(4) Modelo 4	(5) Modelo 5	(6) Modelo 6
<i>Fim de semana</i>	1.2054*** (0.0186)	1.2075*** (0.0182)	1.4179*** (0.0389)	1.3514*** (0.0275)	1.2285*** (0.0195)	1.1873*** (0.0188)
<i>Mulher</i>			1.2632*** (0.0148)	1.2519*** (0.0145)	1.2155*** (0.0146)	1.2287*** (0.0149)
<i>Índice de Charlson</i>						
1			0.9595 (0.4732)	1.0841 (0.3585)	1.0627 (0.3203)	1.4830*** (0.1849)
2			3.3191*** (0.4202)	2.9525*** (0.3495)	2.7499*** (0.3005)	3.2848*** (0.3842)
3			11.0352*** (7.9346)	9.9619*** (7.7676)	8.0202*** (6.0990)	7.8888** (6.8555)
6			1.8155 (0.9497)	1.5570 (0.8479)	1.3683 (0.7482)	1.4885 (0.7583)
<i>Idade</i>						
53 a 59			1.4325*** (0.0366)	1.4743*** (0.0355)	1.5257*** (0.0354)	1.5404*** (0.0376)
60 a 66			2.0606*** (0.0549)	2.1487*** (0.0500)	2.2425*** (0.0499)	2.2845*** (0.0524)
67 a 74			3.2899*** (0.0835)	3.4103*** (0.0757)	3.4996*** (0.0756)	3.6469*** (0.0807)
75 a 115			5.9038*** (0.1401)	6.1012*** (0.1325)	6.0028*** (0.1344)	6.3354*** (0.1416)
<i>Dias de permanência</i>						
3 a 4			0.0775*** (0.0048)	0.0731*** (0.0038)	0.0519*** (0.0031)	0.0434*** (0.0028)
5 a 6			0.0388*** (0.0029)	0.0348*** (0.0022)	0.0236*** (0.0016)	0.0181*** (0.0014)
7 a 10			0.0317*** (0.0026)	0.0269*** (0.0019)	0.0170*** (0.0013)	0.0124*** (0.0010)
11 a 331			0.0479*** (0.0042)	0.0389*** (0.0027)	0.0230*** (0.0018)	0.0159*** (0.0012)

<i>Dias de UTI</i>						
	1	1.2714 (0.2367)	1.6563*** (0.1612)	1.9337*** (0.1372)	2.5544*** (0.1792)	
	2 a 3	1.4741*** (0.0954)	1.7005*** (0.0827)	1.7060*** (0.0800)	2.2581*** (0.1299)	
	4 a 149	5.0288*** (0.3586)	5.6866*** (0.3566)	5.8385*** (0.3505)	8.4734*** (0.6542)	
<i>Volume</i>						
	43 a 98		0.7153*** (0.0357)	0.7844*** (0.0348)	0.8893*** (0.0334)	
	99 a 179		0.5034*** (0.0378)	0.6631*** (0.0452)	0.7544*** (0.0414)	
	180 a 344		0.3214*** (0.0307)	0.4881*** (0.0428)	0.6336*** (0.0419)	
	346 a 1977		0.1825*** (0.0287)	0.3373*** (0.0395)	0.5201*** (0.0524)	
<i>Leito</i>						
	93 a 153		0.8534** (0.0672)	0.8989 (0.0645)	1.0845 (0.0759)	
	154 a 234		0.6760*** (0.0739)	0.8062** (0.0757)	1.2093** (0.1164)	
	235 a 328		0.5682*** (0.0773)	0.7623** (0.0890)	1.1964 (0.1460)	
	329 a 1980		0.4286*** (0.0696)	0.6773*** (0.0926)	1.2505* (0.1653)	
<i>Pacientes atendidos</i>						
	2888 a 5599		1.6960*** (0.1299)	1.4859*** (0.0964)	1.0475 (0.0654)	
	5600 a 8666		2.0702*** (0.2084)	1.6763*** (0.1404)	1.0374 (0.0944)	
	8667 a 12674		2.9290*** (0.3541)	2.0837*** (0.2016)	1.0530 (0.1028)	
	12676 a 51631		3.6329*** (0.5477)	2.4712*** (0.2827)	1.2919** (0.1513)	
<i>Tempo médio de permanência</i>						
	3,80 a 4,88		1.2604*** (0.0994)	1.2679*** (0.0838)	1.1482** (0.0687)	
	4,89 a 6,01		1.7609*** (0.1614)	1.6778*** (0.1263)	1.2548*** (0.0951)	
	6,02 a 7,61		2.0467*** (0.2177)	2.0372*** (0.1676)	1.2896*** (0.1148)	
	7,62 a 21,85		2.7099*** (0.3767)	2.5354*** (0.2688)	1.6800*** (0.1669)	
Observações	380,617	380,617	380,617	380,617	380,617	380,617
EF de ano	NÃO	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM
EF de UF	NÃO	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM
Procedimento realizado	NÃO	NÃO	NÃO	NÃO	SIM	SIM
EF de hospital	NÃO	NÃO	NÃO	NÃO	NÃO	SIM

Notas: Erros-padrão cluster-robusto no nível do hospital entre parênteses. A variável dependente nos dois modelos apresentados na tabela é uma *dummy* que indica se o paciente morreu (=1) ou não (=0) após ter sido internado em caráter de urgência com diagnóstico de Infarto Agudo do Miocárdio (IAM). Categorias de referências: idade, 0 a 52 anos; dias de permanência, 0 a 2 dias; dias na UTI, 0; volume, 10 a 42; leito, 5 a 92; pacientes atendidos, 101 a 2886; tempo médio de permanência, 1,61 a 3,80 dias. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.
Fonte: elaboração própria com dados do Ministério da Saúde (2015).

Outros fatores também se mostraram associados ao óbito hospitalar. As mulheres, por exemplo, no modelo completo (Modelo 6) apresentam chance de óbito 22,87% superior à

dos homens. Em relação à idade, pode-se perceber que a chance de óbito aumenta sistematicamente à medida que a idade aumenta, independentemente do modelo considerado. O mesmo ocorre com os dias de UTI, em que a chance de óbito é 8,47 vezes maior nos pacientes que ficam internados de 4 a 149 dias na UTI em relação aos pacientes que não ficaram nem um dia internado.

Os resultados apresentados nesse estudo corroboram com os resultados de inúmeros outros estudos, realizados tanto no Brasil quanto em outros países. Barnett *et al.* (2002) evidenciam, para os EUA, que pacientes têm maior risco de morrer e tendem a ficar mais tempo internados quando são admitidos aos finais de semana. Becker (2007), também para os EUA, busca entender os mecanismos através dos quais a internação aos finais de semana afeta a probabilidade de óbito e evidencia que os pacientes admitidos aos finais de semana têm menor probabilidade de receber atendimento cardiológico intensivo imediato. No Brasil, Evangelista *et al.* (2008) evidenciam também que a chance de óbito é maior entre os pacientes internados aos finais de semana. Além destes, outros estudos também evidenciam que a internação aos finais de semana aumenta o risco de resultados adversos de saúde dos pacientes (BARBA *et al.*, 2006; BARROS *et al.*, 2013; BELL; REDELMEIER, 2001, 2004; BENDAVID *et al.*, 2007; CAMPBELL *et al.*, 2014; CLARKE *et al.*, 2010; FUNENGA, 2014; KOSTIS *et al.*, 2007, 2007; ROBERTS *et al.*, 2015; SAAD *et al.*, 2014; VARNAVA *et al.*, 2002).

Entretanto, alguns trabalhos não evidenciam relação significativa entre o momento da internação e os resultados de saúde dos pacientes (ALBRIGHT *et al.*, 2009; KIM *et al.*, 2014; MAGID *et al.*, 2005; MASCARENHAS *et al.*, 2011; TAKADA *et al.*, 2012; WALKER *et al.*, 2017). Dentre tais, cabe destacar o trabalho de Walker *et al.* (2017), no qual os autores evidenciam que a consideração de resultados de exames clínicos pode fazer com que a relação se reduza sensivelmente, ou mesmo desapareça. Ainda segundo os autores, os casos mais graves dão entrada nos hospitais aos finais de semana.

4.5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Neste artigo nós examinamos a relação entre o momento de admissão dos pacientes e os resultados de saúde alcançados pelos mesmos. Especificamente, nós procuramos analisar se a chance de óbito é maior quando o paciente é internado durante o final de semana, período em que os recursos hospitalares (exames, pessoal, médicos, etc.) são reduzidos e a experiência

dos médicos tende a ser menor. Para tanto, utilizamos dados do período de 2008 a 2014 do Sistema de Informações Hospitalares do Sistema Único de Saúde (SIH-SUS) de pacientes internados em caráter de urgência com episódio de Infarto Agudo do Miocárdio, bem como informações do Cadastro Nacional de Estabelecimentos de Saúde (CNES).

Os resultados apontam a existência de um *weekend effect* no Brasil. A chance de óbito é significativamente maior quando o paciente é internado durante o final de semana. Esse resultado permanece significativo mesmo após a inclusão de uma série de controles também associados ao óbito hospitalar, tais como características do paciente, características do hospital, efeito fixo de ano, efeito fixo de unidade da federação e efeito fixo de hospital.

Faz-se necessário destacar as limitações do trabalho. Em primeiro lugar utilizamos dados administrativos e não dados clínicos, os quais nos dariam informações bem mais detalhadas no que se refere à condição de saúde do paciente. A segunda limitação do trabalho é não apresentar as relações sob uma perspectiva causal, limitando-se apenas a investigar se a internação aos finais de semana é um fator associado ao óbito hospitalar.

Em que pese o fato de o trabalho não analisar a relação entre o momento da internação e o óbito hospitalar sob uma perspectiva causal, os resultados apresentados são importantes para suscitar o debate. Sem dúvidas que ofertar durante os finais de semana o mesmo cuidado ofertado durante a semana vai elevar os custos do SUS com o sistema hospitalar, sendo indispensável uma análise de custo-benefício.

4.6 REFERÊNCIAS

AHRQ – AGENCY FOR HEALTHCARE RESEARCH AND QUALITY. **AHRQ Quality Indicators - Guide to Inpatient Quality Indicators: Quality of Care in Hospitals - Volume, Mortality, and Utilization.** Version 3.1: Rockville, 2007.

ALBRIGHT, K. C. et al. Can comprehensive stroke centers erase the “weekend effect”? **Cerebrovascular Diseases (Basel, Switzerland)**, v. 27, n. 2, p. 107–113, 2009.

BARBA, R. et al. Mortality among adult patients admitted to the hospital on weekends. **European Journal of Internal Medicine**, v. 17, n. 5, p. 322–324, ago. 2006.

BARNETT, M. J. et al. Day of the week of intensive care admission and patient outcomes: a multisite regional evaluation. **Medical Care**, v. 40, n. 6, p. 530–539, jun. 2002.

BARROS, J. B. et al. The influence of the day of the week of hospital admission on the prognosis of stroke patients. **Cadernos de Saúde Pública**, v. 29, n. 4, p. 769–777, abr. 2013.

BECKER, D. J. Do Hospitals Provide Lower Quality Care on Weekends? **Health Services**

Research, v. 42, n. 4, p. 1589–1612, ago. 2007.

BELL, C. M.; REDELMEIER, D. A. Mortality among Patients Admitted to Hospitals on Weekends as Compared with Weekdays. **New England Journal of Medicine**, v. 345, n. 9, p. 663–668, 30 ago. 2001.

BELL, C. M.; REDELMEIER, D. A. Waiting for urgent procedures on the weekend among emergently hospitalized patients. **The American Journal of Medicine**, v. 117, n. 3, p. 175–181, 1 ago. 2004.

BENDAVID, E. et al. Complication Rates on Weekends and Weekdays in US Hospitals. **The American Journal of Medicine**, v. 120, n. 5, p. 422–428, maio 2007.

CAMPBELL, J. T. P. et al. The Effect of Out of Hours Presentation with Acute Stroke on Processes of Care and Outcomes: Analysis of Data from the Stroke Improvement National Audit Programme (SINAP). **PLoS ONE**, v. 9, n. 2, p. e87946, 12 fev. 2014.

CARDOSO, C. DE O. et al. Primary percutaneous coronary intervention in acute myocardial infarction: is there a difference in the outcomes of normal and off-hours procedures? **Revista Brasileira de Cardiologia Invasiva**, v. 18, n. 3, p. 273–280, 2010.

CARDOSO, C. O. et al. Results of Primary Percutaneous Coronary Interventions Performed During On- and Off-Hours. **Revista Brasileira de Cardiologia Invasiva**, v. 22, n. 1, p. 10–15, mar. 2014.

CHARLSON, M. et al. A New Method of Classifying Prognostic Co-Morbidity in Longitudinal-Studies - Development and Validation. **Journal of Chronic Diseases**, v. 40, n. 5, p. 373–383, 1987.

CLARKE, M. S. et al. Exploratory study of the “weekend effect” for acute medical admissions to public hospitals in Queensland, Australia. **Internal Medicine Journal**, v. 40, n. 11, p. 777–783, nov. 2010.

CONCHA, O. P. et al. Do variations in hospital mortality patterns after weekend admission reflect reduced quality of care or different patient cohorts? A population-based study. **BMJ quality & safety**, v. 23, n. 3, p. 215–222, mar. 2014.

CRAM, P. et al. Effects of weekend admission and hospital teaching status on in-hospital mortality. **The American Journal of Medicine**, v. 117, n. 3, p. 151–157, 1 ago. 2004.

EVANGELISTA, P. A.; BARRETO, S. M.; GUERRA, H. L. Hospital admission and hospital death associated to ischemic heart diseases at the National Health System (SUS). **Arquivos Brasileiros de Cardiologia**, v. 90, n. 2, p. 130–138, fev. 2008.

FUNENGA, I. S. A. Efeito fim-de-semana e noite: impacto do momento de admissão sobre a mortalidade e a demora média no internamento. 2014.

HOH, B. L. et al. Effect of weekend compared with weekday stroke admission on thrombolytic use, in-hospital mortality, discharge disposition, hospital charges, and length of stay in the Nationwide Inpatient Sample Database, 2002 to 2007. **Stroke; a Journal of Cerebral Circulation**, v. 41, n. 10, p. 2323–2328, out. 2010.

- KIM, C. et al. Off-Hour Effect on 3-Month Functional Outcome after Acute Ischemic Stroke: A Prospective Multicenter Registry. **PLoS ONE**, v. 9, n. 8, p. e105799, 28 ago. 2014.
- KOSTIS, W. J. et al. Weekend versus Weekday Admission and Mortality from Myocardial Infarction. **New England Journal of Medicine**, v. 356, n. 11, p. 1099–1109, 15 mar. 2007.
- MAGID, D. J. et al. Relationship between time of day, day of week, timeliness of reperfusion, and in-hospital mortality for patients with acute ST-segment elevation myocardial infarction. **JAMA**, v. 294, n. 7, p. 803–812, 17 ago. 2005.
- MARTINS, M.; TRAVASSOS, C.; NORONHA, J. C. DE. Brazilian Hospital Database System as risk adjustment in performance indicators. **Revista de Saúde Pública**, v. 35, n. 2, p. 185–192, abr. 2001.
- MASCARENHAS, L. B. et al. Correlation between timing of surgery and the occurrence of perioperative complications in the treatment of trochanteric femoral fractures. **Revista Brasileira de Ortopedia**, v. 46, p. 44–47, 2011.
- MEACOCK, R.; DORAN, T.; SUTTON, M. What are the Costs and Benefits of Providing Comprehensive Seven-day Services for Emergency Hospital Admissions? **Health Economics**, v. 24, n. 8, p. 907–912, 1 ago. 2015.
- MINISTÉRIO DA SAÚDE. **DATASUS - Departamento de Informática do SUS**, 2015. Disponível em: <<http://www2.datasus.gov.br/DATASUS/index.php?area=0901>>. Acesso em: 3 out. 2015
- ROBERTS, S. E. et al. Mortality following Stroke, the Weekend Effect and Related Factors: Record Linkage Study. **PLoS ONE**, v. 10, n. 6, p. e0131836, 29 jun. 2015.
- SAAD, A. et al. Clinical Outcomes after Thrombectomy for Acute Ischemic Stroke on Weekends versus Weekdays. **Journal of Stroke and Cerebrovascular Diseases**, v. 23, n. 10, p. 2708–2713, nov. 2014.
- SAPOSNIK, G. et al. Weekends: A Dangerous Time for Having a Stroke? **Stroke**, v. 38, n. 4, p. 1211–1215, 1 abr. 2007.
- SORITA, A. et al. Off-hour presentation and outcomes in patients with acute ischemic stroke: A systematic review and meta-analysis. **European Journal of Internal Medicine**, v. 25, n. 4, p. 394–400, abr. 2014.
- TAKADA, J. Y. et al. Emergency service admission time and in-hospital mortality in acute coronary syndrome. **Arquivos Brasileiros de Cardiologia**, v. 98, n. 2, p. 104–110, fev. 2012.
- VARNAVA, A. M. et al. Restricted weekend service inappropriately delays discharge after acute myocardial infarction. **Heart**, v. 87, n. 3, p. 216–219, mar. 2002.
- WALKER, A. S. et al. Mortality risks associated with emergency admissions during weekends and public holidays: an analysis of electronic health records. **The Lancet**, v. 390, n. 10089, p. 62–72, 1 jul. 2017.

REFERÊNCIAS

LA FORGIA, G. M.; COUTTOLENC, B. F. **Hospital Performance in Brazil: The Search for Excellence**. 1 edition ed. Washington, D.C: World Bank Publications, 2008.

MACHADO, J. P.; MARTINS, A. C. M.; MARTINS, M. S. Quality assessment of hospital care in Brazil: a systematic review. **Cadernos de Saúde Pública**, v. 29, n. 6, p. 1063–1082, jun. 2013.